



Pêches et Océans
Canada

Fisheries and Oceans
Canada

Sciences des écosystèmes
et des océans

Ecosystems and
Oceans Science

Secrétariat canadien des avis scientifiques (SCAS)

Document de recherche 2024/045

Région du Québec

Revue du cadre d'évaluation de la morue franche de la division 3Pn4RS de l'OPANO : Traitement des captures et des poids individuels, et autres considérations relatives au modèle d'évaluation

Hugues P. Benoît¹, Noel Cadigan², Jordan Ouellette-Plante¹ et Claude Brassard¹

¹Institut Maurice-Lamontagne
Pêches et Océans Canada
850 route de la Mer
Mont-Joli, Québec, G5H 3Z4

²Fisheries and Marine Institute
Université Memorial
St. John's, Terre-Neuve-et-Labrador
NL A1C 5R3

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



© Sa Majesté le Roi du chef du Canada, représenté par le ministre du
ministère des Pêches et des Océans, 2024

ISSN 2292-4272

ISBN 978-0-660-72207-8 N° cat. Fs70-5/2024-045F-PDF

La présente publication doit être citée comme suit :

Benoît, H.P., Cadigan, N., Ouellette-Plante, J., et Brassard, C. 2024. Revue du cadre d'évaluation de la morue franche de la division 3Pn4RS de l'OPANO : Traitement des captures et des poids individuels, et autres considérations relatives au modèle d'évaluation. Secr. can. des avis sci. du MPO. Doc. de rech. 2024/045. vii + 49 p.

Also available in English :

Benoît, H.P., Cadigan, N., Ouellette-Plante, J., and Brassard, C. 2024. Review of the Assessment Framework for Atlantic Cod in NAFO 3Pn4RS: Treatment of Catch and Individual weights, and other Assessment Model Considerations. DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2024/045. vi + 47 p.

TABLE DES MATIÈRES

RÉSUMÉ.....	vii
INTRODUCTION	1
PRISES SELON L'ÂGE ET INCERTITUDE LIÉE AUX PRISES	2
INCLUSION DES MORUES DE 2 ANS	2
TRAITEMENT DES CAPTURES DANS LE MODÈLE D'ÉVALUATION.....	3
Surveillance des débarquements	4
Rejets – renseignements généraux	4
Rejets – pêche ciblant la crevette	5
Prises de la pêche récréative	7
Résumé	8
POIDS SELON L'ÂGE	9
CONTEXTE.....	9
MÉTHODES.....	10
RÉSULTATS ET DISCUSSION	11
AJUSTEMENTS POUR TENIR COMPTE DE L'ÉVOLUTION DE LA COUVERTURE DES RELEVÉS ET DE LA CAPTURABILITÉ	12
CHANGEMENTS DANS LA COUVERTURE DU RELEVÉ	13
CAPTURABILITÉ DANS LES RELEVÉS PLURISPÉCIFIQUES DES INDIVIDUS DE 2 ET 3 ANS.....	14
TENDANCES DIVERGENTES DE L'INDICE D'ABONDANCE	14
AUTRES RÉSULTATS PERTINENTS PUBLIÉS	15
RELEVÉS AU CHALUT DE FOND À PETITES MAILLES, 1973 À 1976	15
ESTIMATIONS DE LA MORTALITÉ PAR PÊCHE À PARTIR DU MARQUAGE	16
REMERCIEMENTS	16
RÉFÉRENCES CITÉES	16
TABLEAUX	19
FIGURES	23

LISTE DES TABLEAUX

Tableau 1. Résumé des hypothèses proposées pour les prélèvements de morue du nGSL par la pêche récréative, soit sous la forme d'une valeur annuelle unique supposée (en t) pour les années antérieures à 2006, soit sous la forme de limites inférieures et supérieures supposées (en t) pour une valeur censurée par la suite.	19
Tableau 2. Prises selon l'âge (en milliers) pour les âges 2 à 11 ans et plus, de 1974 à 2020, utilisées comme intrants du modèle d'évaluation révisé pour la morue du nGSL.	20
Tableau 3. Estimations des paramètres (Est), écarts-types (ET), et gradients de log-vraisemblance négative (GRD).	21
Tableau 4. Estimations de la pente et de l'ordonnée à l'origine, ainsi que les intervalles de confiance à 95 % inférieurs et supérieurs connexes (ICI, ICS respectivement) et valeurs delta estimées pour la relation selon l'âge entre les taux de capture des relevés plurispécifiques basés sur la série de strates originale (réduite) et la série de strates régulière.	21
Tableau 5. Estimations de la pente et de l'ordonnée à l'origine, ainsi que les intervalles de confiance à 95 % inférieurs et supérieurs connexes (ICI, ICS respectivement), et valeurs delta estimées pour la relation selon l'âge entre les taux de capture des relevés au chalut de fond sentinelles basés sur la série de strates originale (réduite) et la série de strates régulière qui inclut les strates côtières.	22

LISTE DES FIGURES

Figure 1. Pourcentage (en nombre) des débarquements annuels de la pêche commerciale depuis 1993 comprenant des morues de deux ans.	23
Figure 2. Estimation des rejets de morue de la pêche commerciale dans les principales pêches de poissons de fond et dans la pêche à la crevette à partir des données des observateurs en mer, exprimée en pourcentage des débarquements de morue déclarés (en poids).	23
Figure 3. Estimations des prélèvements annuels de morue dans les pêches des divisions 3Pn4RS de l'OPANO à partir des débarquements déclarés, des rejets estimés de la pêche à la crevette et au poisson de fond (en supposant qu'il n'y a pas de survie après la remise à l'eau) et de la pêche récréative.	24
Figure 4. Estimations par âge des prélèvements annuels de morue par pêche dans les divisions 3Pn4RS de l'OPANO à partir des débarquements déclarés, des rejets estimés dans les pêches à la crevette et au poisson de fond (en supposant qu'il n'y a pas de survie après la remise à l'eau) et de la pêche récréative, de 1974 à 2020.	25
Figure 5. Mêmes résultats et détails que pour la figure 4, mais portant sur la période de 1994 à 2020.	26
Figure 6. Taux d'exploitation relatifs selon l'âge associés aux rejets estimés de la pêche à la crevette, de 1987 à 2020.	27
Figure 7. Relation entre l'effort de pêche à la crevette dans les zones de pêche à la crevette 8 (Esquiman), 9 (Anticosti) et 10 (Sept-Îles) et le taux d'exploitation relatif estimé pour la morue âgée de deux à quatre ans (graphiques).	28
Figure 8. Tendances des débarquements de crevettes et de l'effort observé pour la pêche à la crevette dans les zones de pêche à la crevette 8 (Esquiman), 9 (Anticosti) et 10 (Sept-Îles) (tiré de Bourdages et al. 2020).	29

Figure 9. Relation entre les débarquements de crevette et l'effort de pêche à la crevette dans les zones de pêche à la crevette 8 (Esquiman), 9 (Anticosti) et 10 (Sept-Îles) pour les années précédant l'introduction de la grille Nordmore en 1993.	29
Figure 10. Comme à la figure 7, mais avec le taux d'exploitation relatif prédit (ligne grise), estimé comme une moyenne des valeurs de 1987 à 1990 pour les individus de 2 ans ou en utilisant une régression à axe principal réduit pour les individus de 3 et 4 ans.	30
Figure 11. Estimations de l'abondance chalutable (nombre) des morues âgées de 2 à 4 ans dans le relevé d'août (d'après Benoît et al. 2022).	31
Figure 12. Estimations par âge des prélèvements annuels de morue par pêche dans les divisions 3Pn4RS de l'OPANO à partir des débarquements déclarés, des rejets estimés et présumés dans les pêches à la crevette et au poisson de fond (en supposant qu'il n'y a pas de survie après la remise à l'eau) et des estimations des prises de la pêche récréative, de 1974 à 2020.	32
Figure 13. Estimations des effets principaux dans le modèle de poids selon l'âge.	33
Figure 14. Estimations des effets des interactions année-âge. La superficie des cercles est proportionnelle à la valeur absolue de l'effet, et la couleur indique le signe (rouge +; bleu -). ...	34
Figure 15. Série temporelle des poids selon l'âge moyen des stocks observés (points) et prédits par le modèle (lignes).	35
Figure 16. Poids selon l'âge moyen des stocks observés (points) et prédits par le modèle (lignes).	36
Figure 17. Résidus normalisés du modèle.....	37
Figure 18. Résidus normalisés en fonction de l'année (en haut), de la cohorte (au milieu) et de l'âge (en bas).	38
Figure 19. Poids du stock (PS, kg) au début de l'année par âge en fonction des poids des prises (PP, kg) pour 1985 à 2020.....	39
Figure 20. Tendances des valeurs de poids individuel par âge (en kg) pour la pêche (PP, cercle), et pour le stock (PS).....	40
Figure 21. Estimations annuelles du nombre moyen logarithmique par trait selon l'âge dans le relevé plurispécifique au chalut de fond effectué par le navire de recherche du MPO, à l'aide de données limitées aux strates initialement échantillonnées pendant le relevé dans les années 1980, et de la série complète de strates utilisées depuis le début des années 1990. ...	41
Figure 22. Estimations annuelles du nombre moyen logarithmique par trait selon l'âge (graphiques) dans le relevé sentinelle au chalut de fond, à l'aide de données limitées aux strates initialement échantillonnées pendant le relevé jusqu'en 2002, et de la série complète de strates utilisées depuis 2003.....	42
Figure 23. Reproduction de la figure 5 de Benoît et al. (2022), qui présentait la proportion de prises de morue réalisées par le Lady Hammond pêchant au chalut WIJA lors de traits jumelés avec le Alfred Needler pêchant au chalut URI pendant l'expérience de pêche comparative de 1990.	43
Figure 24. Valeurs de l'indice d'abondance par âge (nombre moyen par trait) pour 1984 à 2020 dans le relevé plurispécifique au chalut de fond effectué par le navire de recherche du MPO. .	44
Figure 25. Reprise de la figure 17a de Benoît et al. (2022), montrant les prises par âge dans le relevé par navire de recherche pour 1984 à 2020 sur la base de la série réduite de strates.	45

Figure 26. Valeurs de l'indice de l'abondance logarithmique relative par âge (graphiques) pour le relevé au chalut de fond effectué par le navire de recherche du MPO (NR) et les deux indices des relevés sentinelles à la palangre.....	46
Figure 27. Valeurs de l'indice de l'abondance logarithmique relative par âge (graphiques) pour le relevé au chalut de fond effectué par le navire de recherche du MPO (noir) et l'indice du relevé sentinelle au filet maillant (bleu).	47
Figure 28. Valeurs de l'indice de l'abondance logarithmique relative par âge (graphiques) pour le relevé au chalut de fond effectué par le navire de recherche du MPO (noir) et l'indice du relevé sentinelle au chalut mobile (gris plein).	48
Figure 29. Proportion annuelle par âge des morues capturées lors des relevés de 1973 à 1976, rapportée par Minet (1978).	49

RÉSUMÉ

Pêches et Océans Canada, dans la région du Québec, a entrepris en 2021 un examen du cadre d'évaluation du stock de morue franche (*Gadus morhua*) de la division 3Pn4RS de l'Organisation des pêches de l'Atlantique Nord-Ouest (OPANO) dans le nord du golfe du Saint-Laurent (nGSL, sous-divisions 3Pn et 4RS de l'OPANO). L'examen s'est déroulé en deux parties. La première partie, qui s'est déroulée au printemps 2021, a permis d'examiner les principaux intrants de l'évaluation du stock. La deuxième partie, qui s'est déroulée en mai 2022, a permis d'examiner les modèles analytiques proposés pour le stock de morues du nGSL et les données supplémentaires de ces modèles. Ce document présente certaines données du modèle qui n'ont pas été revues en 2021, ainsi que les résultats d'analyses qui ont motivé certaines considérations importantes incorporées dans le modèle d'évaluation. Tout d'abord, nous examinons les modifications apportées aux séries de prises selon l'âge des pêches et les propositions relatives à la définition et à l'utilisation des limites de prises utilisées dans la modélisation des prises censurées incorporées dans le modèle d'évaluation révisé. Deuxièmement, nous examinons et révisons les valeurs annuelles des poids à l'âge du stock en début d'année, également utilisés dans le modèle d'évaluation. Troisièmement, nous examinons les approches qui ont été incorporées dans le modèle d'évaluation afin de tenir compte des changements dans la couverture des relevés qui se sont produits dans le passé dans deux relevés indépendants de la pêche. Quatrièmement, nous présentons des preuves démontrant que les facteurs d'étalonnage particuliers utilisés pour tenir compte d'un changement de navire et d'engin dans la série de relevés par navire de recherche peuvent être inadéquats pour les jeunes morues. Cette preuve a motivé l'estimation explicite de la capturabilité relative dans le modèle d'évaluation pour ces âges. Cinquièmement, nous présentons des preuves de tendances quelque peu différentes affichées par des groupes d'indices d'abondance inclus dans le modèle d'évaluation, et nous discutons brièvement des causes possibles et de la manière dont ces différences pourraient être prises en compte dans le modèle d'évaluation. Enfin, nous discutons brièvement des résultats de recherche publiés qui n'avaient pas encore été intégrés dans l'évaluation, mais qui apportent un soutien utile à la modélisation.

INTRODUCTION

Pêches et Océans Canada, dans la région du Québec, a entrepris en 2021 un examen du cadre d'évaluation du stock de morue franche (*Gadus morhua*) de la division 3Pn4RS de l'Organisation des pêches de l'Atlantique Nord-Ouest (OPANO) dans le nord du golfe du Saint-Laurent (nGSL, sous-divisions 3Pn et 4RS de l'OPANO). L'examen s'est déroulé en deux parties. La première partie, qui s'est déroulée au printemps 2021, a permis d'examiner les principaux intrants de l'évaluation des stocks. Plus précisément, la réunion a permis d'examiner l'estimation et la compilation des prises selon l'âge de la pêche (Ouellette-Plante *et al.* 2022a), les prélèvements estimés, y compris les prises retenues, rejetées et non déclarées, dans les pêches commerciales dirigées et non dirigées et les prélèvements de la pêche récréative (Benoît *et al.* 2021; Ouellette-Plante *et al.* 2022b), et les indices d'abondance estimés à partir de relevés indépendants de la pêche (Benoît *et al.* 2022). La deuxième partie de l'examen s'est déroulée du 24 au 26 mai 2022 et a permis d'examiner les modèles analytiques proposés pour le stock de morues du nGSL et les éléments pertinents pour leur utilisation afin de fournir des avis scientifiques pertinents et fiables pour la gestion du stock. Plus précisément, le mandat de la deuxième partie de l'examen visait à :

1. Évaluer les modèles d'évaluation possibles afin de déterminer s'ils offrent un cadre suffisant pour fournir des conseils scientifiques sur l'incidence de l'exploitation de la morue dans les divisions 3Pn et 4RS, en particulier pour l'estimation de la taille du stock (biomasse et abondance), le recrutement, la mortalité par pêche et potentiellement la mortalité naturelle de la population.
2. Donner une orientation sur les méthodes de projection pour les futures options de capture.
3. Fournir une orientation pour une approche d'estimation des points de référence pour ce stock.
4. Discuter de la possibilité que la méthode d'évaluation puisse appuyer l'évaluation quantitative des règles de contrôle des prises.
5. Déterminer les incertitudes et les lacunes dans les connaissances.
6. Déterminer les recommandations de recherche prioritaires à court et à moyen terme afin d'améliorer les sources de données, la formulation et l'estimation du modèle d'évaluation et les méthodes de projection.

Bien que de nombreux apports à l'évaluation des stocks aient été examinés en 2021, d'autres apports nécessitaient encore une certaine élaboration et un examen ultérieur. Ce document traite de ces intrants.

Premièrement, il existe une certaine incertitude quant à la quantité de morue prélevée par les pêches commerciales dans le nGSL (en particulier depuis le début des années 2000) et en association avec la pêche récréative, qui ne fait l'objet d'aucune surveillance officielle ou régulière. Une approche pour aborder ce type d'incertitude est l'utilisation d'une fonction de vraisemblance censurée dans le modèle d'évaluation, par laquelle la capture annuelle est estimée en partie sur la base de limites inférieures et supérieures précisées au préalable (Cadigan 2016a, 2016b; Van Beveren *et al.* 2017). Bien que les informations à l'appui de la définition des limites de capture pour la modélisation ultérieure aient été examinées et discutées en 2021 (Benoît *et al.* 2021; Ouellette-Plante *et al.* 2022B), des valeurs précises intégrant différentes sources de prélèvement n'ont pas été proposées. En outre, il n'y a pas eu de proposition concrète sur l'incorporation dans l'évaluation des quantités de rejets estimées à partir des données des observateurs en mer. Par conséquent, nous commençons par proposer

des modifications aux séries de captures selon l'âge de la pêche et des propositions pour la définition et l'utilisation des limites de captures, pour l'évaluation de la morue du nGSL. Deuxièmement, nous examinons les valeurs annuelles des poids à l'âge du stock au début de l'année, qui constituent un élément clé de l'évaluation et sont utilisés dans le calcul de la biomasse du stock reproducteur (BSR). Les courbes de fréquences cumulées de maturité sont une autre donnée utilisée dans l'estimation de la BSR. Nous avons évalué si les valeurs et l'approche utilisées précédemment dans l'évaluation pouvaient être améliorées, et nous avons conclu qu'elles ne le pouvaient pas. Par conséquent, nous ne proposons pas de révisions. Troisièmement, nous passons en revue les approches intégrées au modèle d'évaluation pour tenir compte des changements dans la couverture des relevés qui se sont produits en 1990 dans le relevé plurispécifique au chalut de fond effectué par un navire de recherche du MPO et en 2003 dans le relevé sentinelle au chalut de fond (discuté dans Benoît *et al.* 2022). Quatrièmement, nous présentons des preuves que les facteurs d'étalonnage de relevé par navire de recherche dérivés pour les jeunes morues, âgées de 2 et 3 ans, basés sur la pêche comparative et qui ont été appliqués pour maintenir une capturabilité constante entre les périodes de 1984 à 1989 et de 1990 à aujourd'hui (Benoît *et al.* 2022), peuvent être inadéquats. Cette preuve a motivé une estimation explicite de la capturabilité relative dans le modèle d'évaluation pour ces âges. Cinquièmement, nous présentons des preuves de tendances quelque peu différentes affichées par des groupes d'indices d'abondance inclus dans le modèle d'évaluation, et nous discutons brièvement des causes possibles et de la manière dont ces différences pourraient être prises en compte dans le modèle d'évaluation. Enfin, nous discutons brièvement des résultats de recherche publiés précédemment qui n'avaient pas encore été intégrés dans l'évaluation, mais qui apportent un soutien utile à la modélisation.

PRISES SELON L'ÂGE ET INCERTITUDE LIÉE AUX PRISES

Les prises annuelles de morue du nGSL selon l'âge sont disponibles à partir de 1974 (Ouellette-Plante *et al.* 2022a). Actuellement, elles ne tiennent compte que des prises associées aux débarquements déclarés pour les âges trois et plus (Brassard *et al.* 2020). L'élaboration d'un nouveau modèle d'évaluation pour le stock a motivé certaines révisions des prises selon l'âge et de la façon dont elles sont utilisées dans le modèle. La justification de ces révisions est fournie dans cette section.

INCLUSION DES MORUES DE 2 ANS

L'évaluation de la morue du nGSL est basée sur les âges de 3 ans et plus depuis le début des années 1990. La dernière évaluation à rapporter les chiffres des prises de la pêche et les poids individuels pour les individus de 2 ans était celle de Fréchet et Schwab (1992). À l'exception de l'année 1983, pour laquelle on estime que 116 000 morues de deux ans ont été capturées, on estime que 12 000 morues ou moins ont été capturées chaque année entre 1974 et 1991. Ces quantités sont faibles en termes absolus et négligeables par rapport aux captures totales, qui étaient de l'ordre de dizaines de millions d'individus. Une révision récente des prises selon l'âge de la pêche depuis 1993 par Ouellette-Plante *et al.* (2022a) a estimé que les prises d'individus de 2 ans constituent une portion non négligeable des captures totales de la pêche certaines années, notamment lors du premier moratoire sur la pêche au milieu des années 1990 (Figure 1). L'inclusion des captures de morues de deux ans dans l'évaluation semble donc pertinente. Cela serait également conforme aux évaluations des stocks de morue voisins dans les divisions 4TVn, 3Ps et 2J3KL de l'OPANO (Cadigan 2016a; MPO 2021; Swain *et al.* 2019). Les captures de morues de moins de deux ans, tant dans les pêcheries que dans les relevés, sont trop petites et trop variables pour contribuer de manière significative aux évaluations et ne

sont donc pas incluses. Par exemple, Ouellette-Plante *et al.* (2022a) rapportent une seule morue d'un an échantillonnée dans les prises commerciales entre 1993 et 2020.

TRAITEMENT DES CAPTURES DANS LE MODÈLE D'ÉVALUATION

Les statistiques sur les prises de morue dans la division 3Ps de l'OPANO et sur la morue du Nord (divisions 2J3KL de l'OPANO) sont considérées comme peu fiables en raison d'une surveillance inadéquate des prises (Cadigan *et al.* 2016a, 2016b; Varkey *et al.* 2022). Les évaluations de ces stocks traitent les prises de pêche comme une quantité censurée, sur un intervalle qui inclut les prises déclarées de certaines années, ou sur un intervalle pour lequel on suppose que les prises déclarées constituent la limite inférieure, illustrant ainsi la sous-déclaration présumée (Cadigan 2016b; MPO 2021). On présume de la largeur et de l'emplacement des limites de capture en s'appuyant sur des preuves disponibles et ceux-ci varient selon les années. Certaines années, la largeur de l'intervalle peut être considérable, comme on suppose que la limite inférieure est trois fois moindre que la limite supérieure en 1988-1993 pour l'évaluation de la morue de la division 3Ps (MPO 2021). La prise totale est estimée dans le modèle d'évaluation en utilisant une approche s'appuyant sur la vraisemblance censurée (détails dans Cadigan 2016b). Par rapport aux modèles statistiques traditionnels de prises selon l'âge, qui supposent que les prises de la pêche sont estimées avec une certaine variabilité de sorte que la surdéclaration et la sous-déclaration des prises sont également probables, l'approche censurée peut explicitement modéliser la sous-déclaration des prises, que l'on suppose souvent plus probable.

Si l'approche des prises de pêche censurées peut fournir une modélisation mieux alignée sur la connaissance de la fiabilité des statistiques sur les prises, sa mise en œuvre dans les modèles d'évaluation comporte certaines difficultés. Premièrement, les résultats du modèle peuvent être très sensibles à l'emplacement des limites de capture (Van Beveren *et al.* 2017). Deuxièmement, l'optimisation de la vraisemblance du modèle lors de l'ajustement aux données peut être très sensible à la fois à la rigidité des limites, qui est contrôlée par un paramètre supposé du modèle, et aux valeurs estimées des prises qui se situent en dehors des limites (Cadigan 2016b). Troisièmement, cette approche peut nuire à l'estimation de la variation temporelle de la mortalité naturelle, à moins que des sources d'information supplémentaires ne soient incluses dans l'estimation du modèle, comme les résultats des études de marquage. Étant donné que la variation temporelle de la mortalité naturelle semble être un moteur important de la dynamique des populations dans de nombreux stocks de morue de l'Atlantique Nord-Ouest (p. ex. Cadigan 2016b; MPO 2021; Rossi *et al.* 2019; Swain *et al.* 2019), son estimation pour le nGSL est une priorité. Quatrièmement, la manière de simuler les limites de capture n'est pas claire, ce qui nuit aux tests de simulation des modèles d'évaluation impliquant une probabilité de capture censurée. À la lumière de ces considérations, il semble pertinent d'évaluer les avantages potentiels de l'approche des prises censurées avant de l'employer dans le modèle d'évaluation pour un stock donné.

Des informations sur la fiabilité des statistiques de captures de la pêche ont été recueillies pour la révision du cadre d'évaluation de la morue du nGSL, sur la base des résultats d'un questionnaire structuré fourni aux pêcheurs actifs et anciens, d'une estimation des rejets de la pêche commerciale à l'aide des données des observateurs en mer et d'une estimation des prises de la pêche récréative à l'aide de nombreuses sources d'information (Benoît *et al.* 2021; Ouellette-Plante *et al.* 2022b). Dans cette section, nous fournissons un résumé et une synthèse de ces résultats dans le but de quantifier la fiabilité des statistiques sur les prises pour le stock et de motiver le traitement des données sur les prises dans le nouveau modèle d'évaluation.

Le récent questionnaire à l'intention des pêcheurs visait à évaluer la contribution de quatre facteurs susceptibles de nuire à la qualité des statistiques sur les prises, notamment la

sous-déclaration des prises : la surveillance inadéquate des débarquements, l'utilisation de la morue à des fins personnelles non déclarée par les pêcheurs, les rejets de morue dans les pêches ciblant la morue et d'autres espèces, et les débarquements de la pêche récréative. Ces facteurs sont examinés séparément ci-dessous sur la base de toutes les informations disponibles, à l'exception de l'utilisation à des fins personnelles non déclarée qui a été signalée comme étant triviale dans Benoît *et al.* (2021).

Surveillance des débarquements

Un programme officiel de surveillance des débarquements a été mis en place dans cette pêche et dans d'autres pêches dans le golfe du Saint-Laurent (p. ex. le sébaste [*Sebastes spp.*] et la crevette nordique [*Pandalus borealis*]) en 1990 (Benoît et Allard 2009). La majorité des sorties de pêche commerciale dans le nGSL sont surveillées par un programme de vérification à quai impliquant le pesage par une tierce partie de toutes les prises de pêche effectuées par les navires qui arrivent. Il s'agit de l'un des types de surveillance des débarquements les plus rigoureux disponibles dans les pêches canadiennes. La vérification à quai complète de toutes les sorties de pêche n'est pas disponible pour certains quais. Les pêcheurs qui effectuent des débarquements à ces quais sont tenus de déclarer leurs prises par téléphone à leur arrivée, et il existe une certaine vérification des sorties de pêche par des vérificateurs à quai indépendants. La qualité de la surveillance des débarquements déclarés depuis 1990 est donc considérée comme élevée pour cette pêche (Benoît *et al.* 2021). Sur la base des résultats du questionnaire, il n'y avait aucune raison, avant la récente modélisation, de suspecter des niveaux importants de sous-déclaration depuis 1990.

Il n'y avait pas de programme officiel de surveillance des débarquements des pêches avant 1990. Les débarquements étaient comptabilisés sur la base des bordereaux d'achat. Dans leurs réponses au questionnaire, les pêcheurs ont indiqué avoir toujours eu un marché pour leurs prises dans les années 1970 et 1980 (Benoît *et al.* 2021). Cela, combiné au fait que les débarquements nationaux étaient inférieurs au total autorisé des captures disponible au cours des années 1980 (Brassard *et al.* 2020), porte à croire qu'il y a peu d'incitatifs liés à la pêche pour sous-déclarer les prises ou rejeter la morue (discuté ci-dessous), bien que des sous-déclarations visant à réduire les revenus déclarés aient pu se produire. Il est important de noter que Myers *et al.* (1996) ont déterminé que les estimations du taux de mortalité par pêche de la morue du nGSL pour 1986 à 1988, dérivées indépendamment des études de marquage et de l'évaluation du stock basée sur les statistiques officielles de débarquement, correspondaient très bien. Cela indique qu'il n'y avait probablement pas beaucoup de déclarations erronées des prises à cette époque.

Rejets – renseignements généraux

D'après les réponses au questionnaire, les rejets de morue dans la pêche dirigée représenteraient des valeurs correspondant à moins de 1 % des débarquements pour toutes les années depuis les années 1960, tandis que les rejets de morue dans les autres pêches représenteraient une médiane d'environ 6 % des débarquements annuels de morue avant 1977, 10 % entre 1977 et 1993, et 3 % depuis (Benoît *et al.* 2021). Les estimations des rejets totaux de morue dans les principales pêches du poisson de fond et dans la pêche à la crevette à partir des données des observateurs en mer de Ouellette-Plante *et al.* (2022b), exprimées en pourcentage du poids des débarquements de morue, correspondent généralement aux résultats du questionnaire. Les valeurs de 1987 à 1993 variaient de 1,9 à 16,6 %, avec une moyenne de 6,1 %, tandis que les valeurs depuis 1994, à l'exception d'un pic en 1995, variaient de 0,4 à 5,5 %, avec une moyenne de 1,8 % (Figure 2). La disponibilité de marchés pour différentes tailles de morues a été fréquemment citée par les répondants au questionnaire comme la raison

des niveaux relativement faibles de rejets avant 1993. Depuis 1993, le rejet de la morue n'est plus autorisé, et les quantités déclarées par les répondants, qui avaient probablement en tête les pêches du poisson de fond, ont été considérées comme illustrant le rejet de prises de pêche avariées. Bien qu'un petit nombre de répondants aient rapporté des anecdotes de seconde main sur des événements de rejet importants survenus avant 1993, nous n'avons pas pu trouver de données ou de documentation pour quantifier ou étayer ces affirmations. Les résultats de Myers *et al.* (1996) mentionnés ci-dessus portent à croire que des événements de cette ampleur étaient soit peu fréquents et donc pas particulièrement conséquents par rapport aux débarquements déclarés, soit survenus au cours d'années non couvertes par cette étude.

L'absence d'interdiction de rejet avant 1993 n'a pas dû inciter les pêcheurs à éviter les rejets lorsqu'un observateur en mer était présent à bord d'un navire pratiquant la pêche commerciale. Dans la mesure où le processus d'estimation des rejets utilisé par Ouellette-Plante *et al.* (2022b) était correct en ce qui concerne l'estimation des rejets totaux à l'échelle de la pêche, ces estimations devraient être représentatives des rejets dans les pêches. La correspondance avec les résultats du questionnaire porte à croire que cela pourrait être le cas.

Dans l'ensemble, nous concluons que les quantités de rejets de l'ordre de celles estimées à partir du questionnaire et des données des observateurs en mer sont faibles par rapport aux débarquements enregistrés, peut-être à l'exception de 1991 et de 1995, cette dernière année étant celle où les débarquements étaient très faibles en raison du moratoire (Figures 2 et 3). Il semble qu'il y ait des avantages limités à traiter les captures de la pêche à la morue comme censurées pour tenir compte de ces faibles niveaux de rejets liés aux prélèvements. Au lieu de cela, nous proposons d'ajouter simplement les rejets estimés aux débarquements. Les fréquences de longueur des rejets des pêches de poissons de fond présentées dans Ouellette-Plante *et al.* (2022b) suggèrent une composition selon l'âge des rejets comparable à celle de la pêche dirigée, que nous supposons pour la modélisation. Cependant, la composition selon l'âge des rejets dans la pêche à la crevette est clairement différente, ce qui est discuté ci-dessous. Il n'y a pas d'estimation des rejets pour les années antérieures à 1987, la première année pour laquelle nous disposons de données, en notant que des sorties d'observateurs en mer ont eu lieu avant cette année-là (communication personnelle, A. Sinclair, scientifique retraité du MPO). Sur la base des pourcentages moyens de rejets estimés à l'aide du questionnaire et des données des observateurs, une valeur supposée de 6 % des débarquements déclarés pourrait être raisonnable. La sensibilité à cette hypothèse peut être évaluée dans le cadre de la modélisation, bien que des valeurs de cette ampleur ne devraient pas être conséquentes. En outre, étant donné que le modèle d'évaluation comprend une estimation des tendances de la mortalité naturelle (M), toute erreur de spécification des quantités de prises devrait être intégrée aux estimations de la M . C'est le cas, par exemple, dans les modèles pour le stock de morue de la division voisine 4TVn de l'OPANO, qui n'utilise pas une approche de vraisemblance censurée pour les captures de pêche. Dans cette évaluation, l'ampleur apparente de la M illustrant les prises non comptabilisées est faible par rapport à celle due à d'autres causes comme la prédation, et se limite au milieu des années 1980 à 1990, où l'attribution erronée de la mortalité à la mortalité naturelle par rapport à la mortalité par pêche a des conséquences limitées pour l'évaluation contemporaine du stock (Neuenhoff *et al.* 2019; Swain *et al.* 2019).

Rejets – pêche ciblant la crevette

Les rejets de morue dans la pêche à la crevette justifient un traitement distinct, car cette pêche sélectionne les morues plus jeunes, notamment depuis 1993, date à laquelle la grille Nordmore a été introduite, permettant l'échappement de poissons plus gros (Savard *et al.* 2013). Les fréquences de longueur annuelles estimées des morues rejetées dans la pêche à la crevette,

disponibles depuis 1990 et présentées dans Ouellette-Plante *et al.* (2022b), ont été combinées aux clés âge-longueur des relevés de recherche afin d'estimer la composition annuelle selon l'âge de la morue rejetée, étant donné la rareté des données sur le vieillissement pour ces petites tailles dans les données de la pêche commerciale. La composition moyenne selon l'âge estimée pour 1990 à 1992 a été appliquée aux rejets estimés de la pêche à la crevette de 1987 à 1989. Les estimations par âge qui en résultent montrent qu'avant l'introduction de la grille Nordmore, les morues rejetées dans la pêche à la crevette étaient principalement âgées de moins de 5 ans (Figure 4). Depuis lors, les rejets sont principalement constitués de morues de deux ans ou moins (d'après la composition par taille de Ouellette-Plante *et al.* 2022b), bien que l'on estime qu'il y a eu quelques captures de morues de 3 ans (Figure 5).

Les rejets dans la pêche à la crevette ont constitué une composante importante des captures totales estimées de la pêche toutes les années pour les morues de 2 ans, bien que les nombres moyens de captures totales soient relativement faibles (Figure 4). La plupart des années, on estime que moins de 75 000 individus sont rejetés dans la pêche à la crevette. Par rapport aux abondances minimales chalutables estimées à partir du relevé annuel d'août des navires de recherche (Benoît *et al.* 2022), ces prélèvements de morues de deux ans représentent un taux d'exploitation relatif moyen par âge inférieur à 0,5 % la plupart des années, et ne dépassant pas 1,5 % par an (Figure 6). Les rejets de morues de trois et quatre ans par la pêche à la crevette constituaient également une composante importante des prises totales pour ces âges avant 1993 (Figure 4). Cependant, comme pour les morues de deux ans, ces captures représentaient un faible taux d'exploitation relatif par âge (Figure 6). En outre, pour les trois groupes d'âge, ces taux d'exploitation relatifs estimés par âge surestiment très probablement les taux d'exploitation réels étant donné que les morues de ces âges ne sont pas entièrement recrutées dans le relevé et que leur abondance dans celui-ci est donc inférieure à l'abondance réelle. Étant donné les très faibles taux d'exploitation, en particulier au cours des dernières années, l'inclusion des rejets de crevettes est susceptible d'être sans conséquence pour l'évaluation. Néanmoins, nous avons ajouté les estimations par âge à celles des débarquements et des autres captures, par souci d'exhaustivité et parce que la mortalité causée par les prises accessoires dans la pêche à la crevette est souvent soulevée comme une préoccupation par les participants aux évaluations de la morue qui ne sont pas conscients de la faible ampleur que cela représente.

En l'absence d'estimations, des hypothèses sont nécessaires pour les rejets de morue par âge dans la pêche à la crevette pour les années antérieures à 1987. En supposant que la capture de morue dans la pêche à la crevette est vraiment accidentelle à l'échelle de la répartition de la morue dans le nGSL, le taux de prises accessoires de morue dans cette pêche devrait être proportionnel à l'effort de pêche à la crevette (Paloheimo et Dickie, 1964). Cela semble être le cas pour les morues de 3 et 4 ans pour les années précédant l'introduction de la grille Nordmore, lorsque les captures de morue étaient plus importantes (Figure 7). Il ne semble pas y avoir de relation entre le taux d'exploitation et l'effort de pêche de la crevette lorsque les taux d'exploitation estimés sont faibles (généralement < 0,5 %) pour les trois âges, ce qui porte à croire que les prises dans ces cas peuvent être uniquement sporadiques. L'effort de pêche a généralement augmenté jusqu'au début des années 1990, à mesure que la pêche à la crevette se développait dans le nGSL (Figure 8). L'effort de pêche observé pour la période de 1982 à 1986 était plus faible que celui de 1990, ce qui a été associé à des taux d'exploitation relatifs faibles de valeurs autour de 0,5 % ou moins pour les trois âges considérés (Figure 7). Conformément à l'évolution de la pêche, les débarquements annuels de crevettes ont augmenté en fonction de l'effort de pêche (Figure 9). En utilisant la régression à axe principal réduit (RMA), qui suppose des erreurs à la fois dans les variables prédictes et les variables réponses, nous avons prédit l'effort de pêche pour les années remontant à 1974 à partir des débarquements annuels afin d'illustrer comment l'effort de pêche a pu varier dans les années antérieures à 1982, lorsque les valeurs sont devenues disponibles (Bourdages *et al.* 2020).

Bien que ce soit spéculatif, cela porte à croire que l'effort de pêche à la crevette au milieu des années 1970 pourrait avoir été inférieur à la moitié des valeurs observées à la fin des années 1980 (Figure 8).

À la lumière des résultats ci-dessus, nous avons utilisé l'approche suivante pour estimer les captures totales annuelles par âge des morues de deux à quatre ans avant 1987. Tout d'abord, nous avons estimé les taux d'exploitation relatifs annuels par âge pour la période de 1984 à 1986, en utilisant la moyenne des valeurs de 1987 à 1990 pour la morue de deux ans, pour laquelle il n'y avait pas de relation apparente entre le taux d'exploitation et l'effort (valeur 0,201), et en se basant sur la RMA du logarithme du taux d'exploitation sur le logarithme de l'effort pour les années de 1987 à 1992 pour la morue de trois et quatre ans (Figure 10). Nous avons ensuite appliqué ces taux d'exploitation estimés aux estimations d'abondance des relevés pour obtenir les quantités de prises pour la période de 1984 à 1986 (Figure 11). En l'absence d'informations sur les relevés antérieurs à 1984, nous utilisons simplement les moyennes par âge pour ces années comme estimation des prises annuelles pour la période de 1974 à 1983. Les valeurs obtenues pour les individus de deux à quatre ans (en milliers de morues) sont respectivement de 30,6, de 75 et de 199,1. Étant donné les valeurs probablement plus faibles de l'effort de pêche à la crevette pour ces années, et à condition que l'abondance de la morue pour ces âges ne fût pas beaucoup plus grande que celle du milieu des années 1980, ces quantités de prises représenteraient un nombre maximal de morues rejetées par la pêche à la crevette pendant cette période.

Prises de la pêche récréative

Il n'y a pas de surveillance officielle des prises de la pêche récréative de la morue dans le nGSL. Ouellette-Plante *et al.* (2022b) ont dérivé des estimations du poids total de la morue capturée dans la pêche récréative en utilisant cinq sources d'information, y compris des sondages nationaux périodiques basés sur des questionnaires sur la pêche récréative, deux séries de questions du récent questionnaire (Benoît *et al.* 2021) et des estimations du stock voisin de morue du Nord. Bien qu'il y ait eu une variabilité dans les estimations dérivées des différentes sources et également dans les hypothèses faites, les auteurs ont trouvé une cohérence dans les valeurs annuelles depuis le milieu des années 1990. Cette cohérence était perceptible dans les valeurs dérivées des sondages nationaux, de l'évaluation de la morue du Nord, des estimations concernant le nGSL en 2001, en 2002 et en 2006 (mais pas d'une estimation mal documentée de 2008), des hypothèses basées sur la capacité de pêche (potentiel de capture) et sur l'une des questions du récent questionnaire (voir la figure 14 dans Ouellette-Plante *et al.* 2022b). La correspondance entre les différentes sources d'information était particulièrement bonne pour la période de 1998 à 2005. Pour la période précédant le moratoire de 1993, les répondants au questionnaire ont évalué que les prises de la pêche récréative étaient très faibles, bien que ces prises n'aient peut-être pas été évidentes pour eux étant donné les grandes quantités de morue débarquées de la pêche commerciale. Les résultats du questionnaire national sur la pêche récréative pour 1974, 1985 et 1990 varient entre environ 700 et 1 200 tonnes par an, des quantités qui sont considérées comme faibles par rapport aux débarquements de la pêche (< 3 %).

Dans l'ensemble, les meilleures estimations des prises de la pêche récréative jusqu'en 2005 sont relativement faibles par rapport aux débarquements déclarés (Figure 3). Ceci, combiné à la cohérence des différentes estimations pour la période de 1998 à 2005, porte à croire qu'il pourrait être raisonnable de simplement ajouter les estimations aux débarquements déclarés pour la modélisation de la population. Les valeurs précises supposées sont indiquées dans le tableau 1. Il n'existe aucune information sur la composition par âge ou par taille des morues

capturées dans le cadre de la pêche récréative. Par conséquent, on a supposé que la composition annuelle par âge des prises récréatives était identique à celle des débarquements.

Contrairement à la période antérieure à 2006, les estimations des prises pour les années suivantes sont un peu plus variables et couvrent un éventail plus large de valeurs potentielles de prélèvement, dont certaines sont presque aussi importantes que les débarquements déclarés de la pêche commerciale. Compte tenu de la gamme de valeurs possibles et de l'ampleur potentielle par rapport aux débarquements, nous avons traité les prises de la pêche récréative pour cette période comme des valeurs censurées. Ouellette-Plante *et al.* (2022b) présentent les valeurs supérieures et inférieures des prélèvements potentiels de la pêche récréative, en fonction des possibilités de pêche disponibles et des hypothèses sur le nombre de participants à la pêche récréative. Les valeurs inférieures, en particulier, semblent constituer une limite inférieure raisonnable pour les prélèvements de la pêche récréative, sur la base de l'ensemble des estimations. En outre, ils ont la possibilité de suivre les variations interannuelles des prélèvements (Tableau 1). La somme des débarquements, des rejets estimés et des captures de la pêche récréative a donc été traitée comme une limite inférieure de capture pour le modèle. Il était un peu plus difficile de préciser une valeur supérieure en raison des différences entre les estimations, dont certaines ont donné des valeurs élevées (> 900 t certaines années) jugées hautement improbables par les participants à l'examen du SCAS d'avril-mai 2021 (MPO 2022). En se basant sur les moyennes de différentes estimations, Ouellette-Plante *et al.* (2022b) ont proposé une limite supérieure des prises de la pêche récréative de 500 t par an pour 2006 à 2013 et de 600 t les années suivantes, et c'est ce qui est adopté ici (Tableau 1).

Résumé

Les prises selon l'âge proposées pour la pêche, basées sur les considérations précédentes, sont résumées dans la figure 12. Il est clair que pour les âges qui dominent les prises (5 à 8 ans), les quantités que nous proposons d'ajouter résultant des rejets et de la pêche récréative constituent une petite partie des prises totales (généralement < 10 %), sauf dans les années depuis 2010 en raison des prises estimées de la pêche récréative. Cela appuie notre choix de traiter les prises comme une quantité non censurée mais incertaine dans le modèle d'évaluation pour les années antérieures à 2006. Les estimations des prises de la pêche récréative plus élevées et variables depuis 2006 motivent l'utilisation d'une approche de vraisemblance censurée pour ces années. En revanche, les sources supplémentaires de prises constituent une fraction beaucoup plus importante des prises totales de morues âgées de 2 à 4 ans, au moins certaines années (Figure 12). Bien que ces prises soient relativement importantes pour ce groupe d'âge, elles ne le sont pas pour les prises regroupées par âge (p. ex. la figure 3) où l'on suppose que les prises sont censurées (Cadigan 2016b). Par conséquent, nous les avons ajoutées selon l'âge, de sorte que la composition par âge des prises, qui est pertinente pour l'ajustement du modèle, correspond plus précisément à notre meilleure estimation de la composition réelle. Cependant, nous réitérons que les conséquences de ces hypothèses sont susceptibles d'être assez faibles étant donné la faible ampleur de ces captures par rapport à l'abondance selon l'âge probable.

Les résultats et les propositions pour les prises selon l'âge ont été obtenus en supposant que le modèle révisé traiterait la population comme étant composée d'individus de 2 ans à un groupe de 13 ans et plus. Par la suite, les premiers résultats du modèle ont laissé entendre une grande variabilité des prises de 12 et 13 ans et plus, tant dans les pêches que dans les relevés. Par conséquent, les prises d'individus de 11 à 13 ans et plus ont été regroupées dans une catégorie des 11 ans et plus. Cela a nécessité de faire la somme des prises pour ces âges pour la pêche et les relevés selon l'âge, et un nouveau calcul des poids des morues de 11 ans et plus

capturées par la pêche. Les prises selon l'âge qui résultent de la pêche sont présentées dans le tableau 2, et les poids individuels par âge sont présentés dans la section suivante, ainsi que les poids des stocks en début d'année.

POIDS SELON L'ÂGE

CONTEXTE

Il existe deux séries de poids spécifiques selon l'année et selon l'âge utilisées comme intrants dans la plupart des modèles d'évaluation basés sur l'âge. Les premiers sont les poids au début de l'année, qui sont utilisés pour calculer la biomasse du stock et la biomasse du stock reproducteur (BSR) à partir du produit des estimations de l'évaluation de l'abondance et du poids par âge, puis additionnés pour tous les âges. Ils sont également utilisés dans les calculs du ratio géniteurs-recrues, qui constituent une mesure de la productivité du stock pouvant être utilisée pour définir des points de référence (Gabriel et Mace, 1999; Gabriel *et al.* 1989; Morgan *et al.* 2014). Les poids de début d'année sont parfois appelés poids du stock (PS), car ils sont censés représenter une caractéristique biologique du stock. Le deuxième ensemble de poids est constitué des poids moyens annuels par âge des prises de la pêche (ci-après, poids des prises, PP), qui sont utilisés dans la dérivation des prises selon l'âge de la pêche. Les PP sont également utilisés dans les modèles statistiques de prises selon l'âge pour dériver des PP prédits à partir d'estimations de l'abondance selon l'âge et de la mortalité par pêche selon l'âge, qui sont ensuite ajustés aux poids des prises de la pêche des intrants du modèle. Les poids des prises sont également utilisés pour dériver certains points de référence pour la gestion, notamment dans l'analyse de rendement par recrue (c.-à-d. F_{\max} et $F_{0,1}$). Les valeurs selon l'âge des PP seront souvent plus grandes que celles du PS étant donné la sélectivité de la pêche qui tend à sélectionner des poissons plus grands, surtout aux âges plus jeunes.

L'estimation des PS pour la morue du nGSL a été faite en estimant d'abord les poids d'été à partir des données de fréquence de longueur annuelle, des clés âge-longueur et des relations longueur-poids des relevés plurispécifiques par chalutage effectués en août par un navire de recherche de 1985 à 2020 (les valeurs de poids individuel n'étaient pas disponibles pour le relevé de 1984). Les poids d'été ont ensuite été convertis en équivalents du 1^{er} janvier en utilisant l'approche de Rivard (1982), qui emploie une moyenne géométrique des poids des années adjacentes pour les cohortes individuelles. Les valeurs du PS pour les individus de 11 ans et plus ont été estimées en supposant que les morues de ces âges étaient également capturables par le relevé.

La variabilité de l'échantillonnage, en particulier les années où les morues étaient moins nombreuses dans les captures du relevé par navire de recherche d'août, a entraîné une variabilité des PS qui ne correspondait pas toujours à la croissance de la cohorte, c.-à-d. que les valeurs aux âges ultérieurs étaient équivalentes ou inférieures. Les erreurs dans les estimations des PS selon l'âge contribueront à l'incertitude des estimations de la biomasse, et encore plus à l'incertitude des estimations de la BSR, en raison du nombre moins élevé de classes d'âge qui contribuent à la BSR par rapport à la biomasse. Pour réduire les répercussions potentielles de telles erreurs, nous avons modélisé les PS en fonction des effets d'âge, d'année et de cohorte, en utilisant l'approche à effets mixtes proposée par Cadigan (2023). Bien que les PP pour le nGSL soient également très variables (Ouellette-Plante *et al.* 2022a), ils n'ont pas été modélisés davantage et ont été utilisés directement comme intrant dans le modèle d'évaluation afin de maintenir la cohérence entre la façon dont les prises selon l'âge de la pêche ont été dérivées et la façon dont les biomasses des prises sont prédites dans le modèle d'évaluation.

Même si les PS ont pu être dérivés des relevés au chalut par navire de recherche à partir de 1985, il n'y avait pas de valeurs indépendantes de la pêche disponibles pour les années précédentes. Nous n'avons pas pu identifier les sources des valeurs de PS utilisées précédemment dans l'évaluation pour beaucoup de ces années antérieures (voir Brassard *et al.* 2020), et comme nous le montrons ci-dessous, les valeurs supposées pour certains âges semblent être trop grandes. Nous avons donc dérivé de nouvelles valeurs de PS pour ces années antérieures en utilisant la relation entre le PS et le PP pour les années pour lesquelles les deux séries de valeurs étaient disponibles.

MÉTHODES

Le modèle proposé par Cadigan (2023) est le suivant :

$$\log(PS_{ay}) = \beta_a + \delta_y + \delta_c + \delta_{ay} + \varepsilon_{ay}$$

Où β_a est l'effet de l'âge, et δ_y , δ_c , δ_{ay} sont des effets aléatoires pour l'année, la cohorte et les interactions âge-année respectivement, et où ε_{ay} sont des erreurs de mesure d'échantillonnage. On suppose que les δ_y suivent une distribution normale à variables multiples avec une moyenne de zéro et une covariance autorégressive de premier ordre, AR(1), avec une corrélation φ_Y et un écart stationnaire σ_Y^2 ; notez que l'indice Y indique un paramètre pour l'effet annuel et n'indique pas une année précise. De même, on suppose que δ_c suit une loi normale multivariée avec une moyenne de zéro, une corrélation AR(1) avec une corrélation de décalage d'un an φ_c et un écart stationnaire σ_c^2 . Les δ_{ay} suivent une loi normale multivariés avec une matrice de covariance séparable Σ avec les éléments :

$$covariance(\Sigma_{ay} \Sigma_{a-i y-j}) = \sigma_{AY}^2 \rho_A^{|i|} \rho_Y^{|j|}$$

Le ε_{ay} est supposé avoir des distributions normales indépendantes avec une moyenne de zéro et des écarts spécifiés par l'utilisateur, $\sigma_{\varepsilon_{ay}}^2$. Idéalement, ces écarts seraient dérivés des écarts d'échantillonnage obtenus lors des relevés. Cependant, la dérivation empirique de ces valeurs est quelque peu compliquée, car elle implique la prise en compte des erreurs survenant à une hiérarchie de niveaux d'échantillonnage (capture, fréquence de longueur, âge et poids par rapport à la taille), ce qui n'a pas été possible pour ce rapport. Comme Cadigan (2023), nous supposons que le coefficient de variation de la répartition des longueurs selon l'âge dans le stock est de 0,3. Cela implique que l'écart-type de la longueur logarithmique est d'environ 0,3 pour chaque classe d'âge de la population. Si la pente du poids logarithmique par rapport à la longueur logarithmique est de 3, alors l'écart-type du poids logarithmique est de 0,9 pour chaque classe d'âge du stock, ce qui est une approximation que nous supposons. Par conséquent, s'il n'y a pas d'erreur de mesure de l'âge et si les poissons sont échantillonnés au hasard pour l'âge et le poids à partir des captures du relevé, alors $\sigma_{\varepsilon_{ay}} \approx 0,9/n_{ay}$ où n_{ay} est le nombre de poissons échantillonnés l'année y qui avaient l'âge a. Ainsi $\sigma_{\varepsilon_{ay}}$ a été calculé de façon approximative en utilisant les valeurs de n_{ay} pour le relevé.

Tandis que Cadigan (2023) a supposé que les paramètres de β_a étaient indépendants, nous supposons que les effets de l'âge augmentent de façon monotone, de sorte que $\beta_{a+x} > \beta_a$ si $x > 0$, conformément à la dynamique de croissance. Nous avons estimé librement un effet pour l'âge de deux ans, et nous avons utilisé un modèle de régression monotone pour les autres âges :

$$\beta_{a_i} = \begin{cases} \exp(\gamma_i) & i = 1 \\ \beta_{a_{i-1}} + \exp(\gamma_i) & i = 2 \dots 11, \end{cases}$$

Les avantages de l'utilisation du modèle monotone par rapport à un modèle de croissance paramétrique présumé (p. ex. Von Bertalanffy) pour estimer les PS (p. ex. Cadigan 2016c) comprennent le fait qu'il peut mieux tenir compte des PS dans le groupe plus, qui est peu susceptible de se conformer à un modèle de croissance si les morues plus âgées sont abondantes, ainsi que des effets de la mortalité par taille, qui pourrait faire en sorte que le poids selon l'âge s'écarte des modèles prévus par la croissance seule.

Le modèle décrit ci-dessus aurait pu être utilisé pour prédire les valeurs des PS pour les années antérieures à 1985. Cependant, on s'est demandé si le modèle pouvait prédire de façon fiable les diminutions du PS qui sont censées s'être produites au cours de la période allant du milieu des années 1960 au milieu des années 1980, d'après les changements observés dans les PP et les différences entre les valeurs des PS dérivées des relevés d'été et celles dérivées des informations pour les années antérieures à 1967 disponibles dans Wiles et May (1968). Au lieu de cela, nous avons régressé les valeurs de PS sur les valeurs de PP pour la période de 1985 à 2020 en utilisant la régression à axe principal et nous avons utilisé les paramètres estimés pour prédire les PS annuels selon l'âge à partir des PP pour la période de 1974 à 1984.

RÉSULTATS ET DISCUSSION

Les effets de l'âge expliquent une grande partie de l'écart des PS (Figure 13). Les effets de l'année et de la cohorte étaient plus importants que les interactions année-âge (Figure 14), les effets de l'année allant de -0,067 à 0,056, les effets de la cohorte allant de -0,064 à 0,039 et les interactions allant de -0,016 à 0,012. Cela est également indiqué par la plus petite estimation de σ_{AY} par rapport à σ_Y et σ_C (Tableau 3). Les paramètres de corrélation estimés étaient relativement importants pour chacun de ces effets (Tableau 3), allant d'environ 0,80 pour l'effet de cohorte (suite à la transformation logit inverse du paramètre), à environ 0,85 pour les effets de l'âge et de l'année dans l'interaction. C'est pourquoi les effets prédits dans les figures 13 et 14 varient de façon régulière.

Le modèle s'adapte raisonnablement bien aux données (Figures 15 et 16). Les correspondances étaient meilleures aux âges les plus couramment échantillonnés dans le relevé, généralement de 3 à 8 ans. Il n'y avait pas de tendances évidentes dans les résidus, bien que la variation résiduelle était un peu plus grande chez les individus les plus jeunes et les plus vieux (Figures 17 et 18).

Les valeurs des PS selon l'âge étaient corrélées aux valeurs des PP pour les individus de 4 à 10 ans, mais pas pour les groupes de 2, 3 et 11 ans et plus (Figure 19). La régression à axe principal a été utilisée pour modéliser les valeurs des PS en fonction des valeurs des PP pour les âges où les deux étaient corrélés. Pour les individus de 9 et 10 ans, les trois plus grandes valeurs des PP étaient aberrantes et ont été exclues lors de l'estimation des paramètres de régression. Le modèle de régression ajusté est représenté par une ligne bleue dans la figure 19. Les valeurs des PS et des PP pour 1986 à 1993 correspondent à la tendance générale pour la période de 1986 à 2020, ce qui indique qu'il n'y a aucune raison de suspecter un changement dans la relation au fil du temps et confirme qu'il est raisonnable d'utiliser les équations de régression pour prédire le PS à partir du PP pour les années antérieures à 1985.

Pour les individus de 4 à 10 ans, nous avons prédit les valeurs du PS à partir des valeurs du PP pour 1984 et les années antérieures, en utilisant les paramètres de régression. Pour la morue de 11 ans et plus, nous avons utilisé le rapport moyen entre les valeurs du PS et du PP pour 1985 à 2020 afin de prédire le PS à partir du PP pour les années précédentes. Les valeurs du

PS pour les individus de 2 et 3 ans pour les années 1984 et antérieures ont été simplement fixées aux valeurs moyennes par âge pour la série. Les valeurs résultantes sont présentées à la figure 20, ainsi que les valeurs des PS utilisées précédemment et les valeurs des PP dérivées par Ouellette-Plante *et al.* (2022a). Sans surprise, les anciennes valeurs des PS ont fluctué beaucoup plus que les PS estimés à l'aide du modèle de Cadigan (2023). Cette variation de haute fréquence est difficile à expliquer d'un point de vue biologique et correspond probablement à la variabilité de l'échantillonnage. Par conséquent, les valeurs modélisées des PS semblent plus appropriées. Plus surprenant encore, les anciens PS présentaient des valeurs pour les morues de 6 ans et plus qui étaient plus élevées, parfois beaucoup plus élevées (> 75 %), que les nouveaux PS proposés pour la période antérieure à 1985. Ces anciennes valeurs des PS approchaient des valeurs des PP et les dépassaient parfois, ce qui semble déraisonnable étant donné que les PP sont censés tenir compte d'une certaine sélectivité positive de la taille dans la pêche, et surtout des valeurs de la mi-saison (été), alors que les PS sont censés tenir compte des valeurs du début de l'année. Comme nous n'avons pas pu trouver de documentation sur les méthodes employées pour dériver ces valeurs historiques et leur justification, nous avons adopté les nouvelles valeurs des PS pour la modélisation subséquente.

AJUSTEMENTS POUR TENIR COMPTE DE L'ÉVOLUTION DE LA COUVERTURE DES RELEVÉS ET DE LA CAPTURABILITÉ

Des relevés plurispécifiques au chalut ont été effectués dans le nGSL de 1984 à 1990 à bord du NM *Lady Hammond*, à l'aide d'un chalut WIIA, de 1990 à 2005 à bord du NGCC *Alfred Needler*, à l'aide d'un chalut URI, et de 2004 à 2022 à bord du NGCC *Teleost* à l'aide d'un chalut Campelen. Dans le cadre de leur examen des données de relevés indépendants de la pêche pertinentes pour la morue du nGSL, Benoît *et al.* (2022) ont analysé les données d'une expérience de pêche comparative de 1990 pour produire une fonction d'étalonnage selon la longueur qui a permis d'inclure les données de relevé plurispécifique au chalut de 1984 à 1990 dans la production d'indices d'abondance normalisés pour la morue. Cependant, les données des relevés de cette période antérieure n'incluaient pas l'échantillonnage dans les strates moins profondes échantillonnées de façon routinière à partir de 1990, et des ajustements pour ce changement systématique dans la couverture du relevé sont nécessaires. Il en va de même pour le relevé sentinelle au chalut de fond mobile, qui a débuté en 1995 et auquel un petit nombre de strates côtières peu profondes ont été ajoutées en 2003. Benoît *et al.* (2022) ont fait des suggestions pour tenir compte du changement de couverture dans les deux relevés, mais aucune décision précise n'a été prise. Nous passons donc brièvement en revue les informations disponibles pour estimer les facteurs liés à l'âge afin de tenir compte des changements survenus dans le relevé plurispécifique de 1990 et dans le relevé sentinelle aux engins mobiles en 2003 (Figures 21 et 22). Ces ajustements ont été estimés dans le modèle d'évaluation afin de garantir que l'incertitude associée soit propagée à d'autres paramètres du modèle qui dépendent des ajustements aux données du relevé (détails dans Benoît *et al.* En prép.¹).

La fonction d'étalonnage selon la longueur pour le navire de recherche et le chalut utilisés jusqu'en 1990 a été estimée sur la base d'une expérience impliquant un nombre modeste de

¹ Benoît, H.P., Cadigan, N., Ouellette-Plante, J. et Brassard, C. En préparation. Revue du cadre d'évaluation de la morue franche de la zone OPANO 3Pn4RS : modélisation de la population et éléments pertinents pour le renouvellement de l'approche de précaution et du plan de rétablissement. Secr. can. des avis sci. du MPO. Doc. de rech.

traits de pêche comparatifs. Les prises de petites morues dans cette expérience (longueur généralement < 30 cm, correspondant à des âges ≤ 3 ans) étaient très variables, ce qui entraîne une incertitude dans la fonction d'étalonnage estimée pour ces longueurs (Figure 23). Nous passons brièvement en revue les preuves tirées des indices d'abondance des relevés plurispécifiques qui portent à croire que les facteurs d'étalonnage sont probablement incorrects pour les morues de 2 et 3 ans. Cela a motivé l'estimation des paramètres d'ajustement de la capturabilité dans le modèle d'évaluation pour ces deux âges, afin de tenir compte du changement de navire et d'engin qui a eu lieu en 1990.

CHANGEMENTS DANS LA COUVERTURE DU RELEVÉ

Comme dans Benoît *et al.* (2022), l'effet du changement de couverture dans les relevés du MPO et sentinelle a été évalué en examinant les valeurs des estimations d'abondance logarithmique par âge (nombre moyen par trait) estimées à l'aide des données de la série réduite et de la série complète de strates, pour les années où la série complète a été échantillonnée. Nous avons examiné la relation entre les deux ensembles de valeurs en utilisant la régression à axe principal et en calculant simplement la différence moyenne entre les valeurs logarithmiques à chaque âge, que nous avons appelée valeurs delta.

Les valeurs des indices d'abondance par âge dans le relevé du MPO avaient tendance à être plus élevées pour la série complète de strates que pour les estimations fondées uniquement sur les strates initiales, comme l'ont signalé Benoît *et al.* (2022; Figure 21, présent document). Cela illustre la tendance de la morue à se trouver plus souvent à des profondeurs intermédiaires et peu profondes dans le nGSL pendant l'été. Pour la plupart des âges, la pente de l'axe principal reliant les deux ensembles d'indices n'était pas abondamment différente d'une valeur de un (Tableau 4). Cela porte à croire que les changements interannuels dans l'abondance de la morue dans les strates originales et celles ajoutées en 1990 étaient généralement proportionnels, une conclusion qui diffère quelque peu des résultats préliminaires rapportés dans Benoît *et al.* (2022). Conformément aux résultats présentés ici, la différence moyenne des indices logarithmiques (valeurs delta) fournit des estimations parcimonieuses des facteurs propres à l'âge pour corriger le changement de couverture du relevé qui s'est produit en 1990. Les valeurs delta ont été estimées dans le modèle d'évaluation afin que l'incertitude qui leur est associée puisse être propagée à d'autres paramètres estimés dans le modèle. Nous notons que ces ajustements ne sont appliqués que lors de la modélisation des données d'enquête de 1984 à 1989. Par conséquent, l'effet d'une éventuelle erreur de spécification est limité à une petite partie de la série du modèle d'évaluation.

Pour le relevé sentinelle aux engins mobiles, les valeurs de l'indice d'abondance logarithmique étaient généralement presque identiques entre les estimations basées uniquement sur les données des strates d'origine et les données de la série complète de strates (Figure 22). La première exception concerne les individus de 2 ans et, dans une moindre mesure, ceux de 3 ans, où les valeurs pour la série complète de strates ont eu tendance à être un peu plus élevées. L'autre exception était perceptible aux âges plus élevés pendant deux ou trois années (2007, 2008 et 2018) où les taux de prises basés sur la série complète de strates étaient plus importants. À tous les âges, la pente de la régression à axe principal ne diffère pas statistiquement d'une valeur de 1, et les interceptions estimées ne diffèrent pas statistiquement d'une valeur de 0 pour la plupart des âges supérieurs à 3 ans (Tableau 5). Les valeurs delta ont été calculées en utilisant les données de toutes les années, et en excluant les années aberrantes identifiées dans la figure 22. Conjointement, les résultats portent à croire que le changement de couverture du relevé n'a couramment touché que les morues de 2 ans et (peut-être) 3 ans, mais dans une moindre mesure. Nous avons donc estimé les facteurs de correction

dans le modèle uniquement pour les individus de 2 et 3 ans dans le relevé sentinelle aux engins mobiles, en notant que ces facteurs ne sont appliqués qu'aux indices pour 1995 à 2002.

CAPTURABILITÉ DANS LES RELEVÉS PLURISPÉCIFIQUES DES INDIVIDUS DE 2 ET 3 ANS

Les valeurs de l'indice d'abondance pour les individus de 4 ans et plus durant les années 1980 illustrent l'abondance élevée prédite par le modèle d'évaluation précédent (Brassard *et al.* 2020) et les perceptions communes pour le stock (Figure 24), et suivent généralement le passage des cohortes faibles et fortes (Figure 25). En revanche, les valeurs de l'indice d'abondance des individus de 2 et 3 ans pendant les années 1980 ont fluctué au niveau ou en dessous de la moyenne de la série, même si l'abondance avant 1990 doit avoir été beaucoup plus élevée pour maintenir les abondances élevées estimées pour les mêmes cohortes aux âges plus élevés (Figure 24). Ce résultat porte à croire que les valeurs de la fonction d'étalonnage utilisée pour ajuster les prises du relevé à des tailles plus petites afin de tenir compte du changement de navire et d'engin en 1990 peuvent être incorrectes, ce qui correspond à la forte variabilité décrite ci-dessus pour ces tailles dans l'expérience de pêche comparative (Figure 23). Une autre explication des tendances observées est que la survie des poissons de 2 et 3 ans a considérablement diminué après 1990. Cette explication semble hautement improbable, car les morues plus âgées et d'autres grands poissons de fond étaient d'importants prédateurs des morues plus petites/jeunes, et l'effondrement de ces grands poissons à la fin des années 1980 et au début des années 1990 aurait dû améliorer la survie des jeunes morues (Savenkoff *et al.* 2007). D'après les preuves disponibles, nous avons choisi d'estimer les facteurs de capturabilité pour les individus de 2 et 3 ans dans le modèle d'évaluation afin de tenir compte du changement dans le relevé qui a eu lieu en 1990 (détails dans Benoît *et al.* En prép.¹). Nous soulignons que les facteurs sont appliqués uniquement à la partie de la série de relevés du MPO qui a utilisé exclusivement le chalut du *Lady Hammond* et le chalut Western IIA, de 1984 à 1989.

TENDANCES DIVERGENTES DE L'INDICE D'ABONDANCE

Les tendances de l'abondance selon l'âge des relevés indépendants de la pêche ont historiquement différé entre les relevés aux engins mobiles (MPO et sentinelle) et les relevés sentinelles aux engins fixes côtiers. Les révisions de la méthode de calcul des indices d'abondance entreprises par Benoît *et al.* (2022) n'ont pas modifié ce schéma. Pour illustrer cela, nous avons calculé des indices d'abondance relativisés en divisant les valeurs annuelles estimées par le relevé et les moyennes par âge pour la période de 1995 à 2020. Cette période est commune aux cinq principaux relevés sur la morue du nGSL, soit le relevé du navire de recherche du MPO, le relevé sentinelle au chalut de fond, le relevé sentinelle au filet maillant, l'échantillonnage estival à la palangre du relevé sentinelle (appelé Palangre 1 dans le présent document) et l'échantillonnage automnal du relevé sentinelle dans la zone 1 (sud-ouest de Terre-Neuve) et autour de celle-ci du programme de relevés sentinelles aux engins fixes (Palangre 2). Les diagrammes de ces valeurs relativisées sur une échelle logarithmique révèlent que les deux indices de relevé à la palangre font ressortir une diminution de l'abondance des morues de 3 ans et peut-être 4 ans, à partir de 2010 environ (Figure 26). Pour les morues plus âgées (11 ans et plus), qui tiendraient compte du groupe d'âge 11 ans et plus, les indices de relevé à la palangre étaient également considérablement plus faibles en termes relatifs avant environ 2003 et entre environ 2009 et 2013, et plus élevés dans la période intermédiaire. Une tendance similaire a également été observée pour les morues plus âgées dans l'indice de relevé sentinelle au filet maillant par rapport au relevé du MPO, bien que les tendances correspondent généralement entre les deux relevés pour les morues plus jeunes

(Figure 27). Les tendances des relevés mobiles du MPO et sentinelles étaient généralement très comparables, bien que ce dernier ait capturé relativement plus de morues plus âgées entre 2004 et 2006 (Figure 28).

Les tendances divergentes mais cohérentes en matière d'âge pour les morues les plus jeunes et les plus âgées dans les relevés extracôtiers à engin mobile, par rapport aux relevés sur les engins côtiers fixes, indiquent que la disponibilité de la morue pour ces relevés varie dans le temps. Au moins deux mécanismes pourraient expliquer ces tendances. Le premier concerne les changements interannuels dans la répartition de la morue par rapport à la profondeur et aux eaux littorales. Cette hypothèse a déjà été explorée par Cadigan (2004) dans une modélisation préliminaire. La deuxième hypothèse est basée sur la nature de la pêche et des indices. Plus précisément, depuis que la pêche dirigée de la morue a été rouverte après le moratoire de 1994 à 1996, elle s'est limitée à la pêche aux engins fixes, qui a lieu dans les eaux côtières. Si les mouvements côtiers et hauturiers de la morue sont limités pendant la saison, la pêche peut entraîner un épuisement des poissons capturés pendant la saison avant qu'ils ne soient échantillonnés par le programme sentinelle. Ainsi, les années où la pêche commerciale a été restreinte (p. ex. moratoire de 2003 et total autorisé des captures plus bas en 2004 et de 2011 à 2016), le nombre de morues de taille commerciale disponibles pour les relevés sentinelles aux engins fixes aurait été plus élevé, toutes choses étant égales par ailleurs, tandis que les relevés aux engins mobiles devraient être moins touchés par l'épuisement en cours de saison. Les figures 26 et 27 en témoignent.

En l'absence d'information externe permettant de distinguer les deux hypothèses, telles qu'une mesure indépendante de la répartition de la morue dans les zones hauturières et littorales, ces hypothèses ont été explorées dans une faible mesure dans le cadre de la modélisation de l'évaluation. Cette démarche a été entreprise non pas pour mieux comprendre la dynamique spatiale de la morue, mais plutôt pour tenter de tenir compte d'une erreur de spécification du modèle, qui traite autrement tous les indices d'abondance comme représentatifs de l'ensemble de la population.

AUTRES RÉSULTATS PERTINENTS PUBLIÉS

Au cours de la première partie de la révision du cadre, l'article de Wiles et May (1968) a été identifié comme contenant des données et des informations très pertinentes sur les pêches et la biologie de la morue du nGSL. Il convient de noter les résultats du relevé qui ont permis de déterminer les valeurs de la mortalité naturelle pour le modèle d'évaluation révisé (Benoît *et al.* 2022), ainsi que les données sur les débarquements et la composition des prises (Ouellette-Plante *et al.* 2022b). Dans le cadre du modèle révisé, l'article a été davantage exploité pour obtenir des informations sur la composition selon l'âge dans les relevés et les flottes de pêche, les paramètres de croissance et le calendrier de maturité (détails dans Benoît *et al.* En prép.¹). Depuis la réunion d'examen par les pairs au printemps 2021, des informations historiques supplémentaires pertinentes publiées pour l'évaluation ont été identifiées. Cette information est présentée très brièvement ici.

RELEVÉS AU CHALUT DE FOND À PETITES MAILLES, 1973 À 1976

Minet (1978) présente un résumé de la composition selon l'âge de la morue dans les relevés d'automne effectués chaque année de 1973 à 1976. Bien que peu de détails soient fournis pour les relevés, l'auteur a clairement estimé que les données sur la composition selon l'âge dérivées étaient représentatives du stock. Les compositions selon l'âge (Figure 29) ont été incorporées dans l'évaluation révisée, remontant ainsi jusqu'en 1973 au lieu de 1974, et améliorant, on l'espère, la précision des estimations d'abondance du modèle d'âge des

espèces, y compris pour les recrues. Bien que limitées à quatre ans, les données des relevés semblent suivre les cohortes nées en 1966, en 1968 et en 1971.

ESTIMATIONS DE LA MORTALITÉ PAR PÊCHE À PARTIR DU MARQUAGE

Dans le cadre de leur examen, Ouellette-Plante *et al.* (2022b) ont noté l'existence de données de marquage-recapture pour la morue du nGSL pour des périodes antérieures à la mise en œuvre du programme actuel de marquage continu, qui a débuté en 1995. Cependant, ces données n'ont pas pu être localisées ou n'étaient pas disponibles dans un format de base de données interprétables ou normalisées. Plus généralement, il n'a pas été possible d'analyser de nouveau les données de marquage contemporain à temps pour l'examen. Cependant, dans le cadre d'une analyse couvrant de nombreux stocks de morue, Myers *et al.* (1996) ont produit des estimations des taux de mortalité par pêche pour les morues âgées d'environ 6 ans et plus pour un grand nombre d'expériences individuelles de marquage menées dans le nGSL. Leurs estimations ont été établies en supposant un taux de mortalité naturelle (M) de 0,2, bien que les auteurs présentent les résultats d'analyses de sensibilité qui fournissent des facteurs d'ajustement aux valeurs du taux de mortalité par pêche pour les cas où M diffère légèrement de 0,2. Les résultats des expériences pour lesquelles le point médian a eu lieu en 1986 et 1987 sont directement pertinents pour le nouveau modèle d'évaluation et ont été inclus en tant que données préalables sous forme de distribution a priori sur la mortalité par pêche des morues de 6 à 9 ans (détails dans Benoît *et al.* En prép.¹). Parallèlement, les résultats des expériences menées à la fin des années 1950 et au milieu des années 1960 ont été utilisés dans le cadre d'une modélisation étendue du stock du nGSL remontant au début des années 1950, dont les résultats ont été utilisés pour informer les révisions à venir au sujet de l'approche de précaution et d'un plan de reconstitution renouvelé pour la morue de la division 3Pn4RS de l'OPANO.

REMERCIEMENTS

Nous souhaitons remercier les participants à la réunion d'examen par les pairs du SCAS pour leur contribution constructive, ainsi que M. Boudreau et C. Senay pour leurs commentaires constructifs sur l'avant-dernière version de ce rapport.

RÉFÉRENCES CITÉES

- Benoît, H.P. et Allard, J. 2009. Can the data from at-sea observer surveys be used to make general inferences about catch composition and discards? *Can. J. Fish. Aquat. Sci.* 66:2025–2039.
- Benoît, H.P., Brassard, C., Carruthers, E., et Nadeau, P. 2021. [Questionnaire à l'intention des pêcheurs commerciaux – Résultats concernant les prises non comptabilisées actuelles et passées de morue franche de la sous division 3Pn et des divisions 4R et 4S de l'OPANO.](#) Secr. can. de consult. sci. du MPO. Doc. de rech. 2021/067. vi + 40 p.
- Benoît, H.P., Ouellette-Plante, J., Yin, Y., et Brassard, C. 2022. [Revue du cadre d'évaluation de la morue franche de la zone OPANO 3Pn4RS : relevés indépendants de la pêche.](#) Secr. can. des avis sci. du MPO. Doc. de rech. 2022/049. xv + 135 p.
- Bourdages, H., Marquis, M.C., Ouellette-Plante, J., Chabot, D., Galbraith, P. et Isabel, L. 2020. [Évaluation des stocks de crevette nordique de l'estuaire et du golfe du Saint-Laurent en 2019 : données de la pêche commerciale et du relevé de recherche.](#) Secr. can. de consult. sci. du MPO. Doc. de rech. 2020/012. xiii + 157 p.

-
- Brassard, C., Lussier, J.-F., Benoît, H., Way, M. et Collier, F. 2020. [L'état du stock de morue franche \(*Gadus morhua*\) du nord du golfe du Saint-Laurent \(3Pn, 4RS\) en 2018](#). Secr. can. de consult. sci. du MPO. Doc. de rech. 2019/075. x + 119 p.
- Cadigan, N.G. 2004. [Analyses of survey catchability and fishery selectivity in the SPA for the Northern Gulf of St. Lawrence \(3Pn,4RS\) cod stock](#). DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2004/041. ii + 21p.
- Cadigan, N.G. 2016a. A state-space stock assessment model for northern cod, including underreported catches and variable natural mortality rates. *Can. J. Fish. Aquat. Sci.*, 73:296–308.
- Cadigan, N. 2016b. [Updates to a Northern Cod \(*Gadus morhua*\) State-Space Integrated Assessment Model](#). DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2016/022. v + 58 p.
- Cadigan, N. 2016c. [Weight-at-age growth models and forecasts for Northern cod \(*Gadus morhua*\)](#). DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2016/016. v + 19 p.
- Cadigan, N. 2023. [Un modèle à effets mixtes simple pour lisser et extrapoler les poids selon l'âge pour la morue présente dans la sous-division 3Ps](#). Secr. can. des avis. sci. du MPO. Doc. de rech. 2023/024. iv + 50 p.
- Fréchet, A. et Schwab, P. 1992. Assessment of the Northern Gulf of St. Lawrence cod stock (3Pn, 4RS) in 1991. CAFSAC Research Document 92/77.
- Gabriel, W.L., Sissenwine, M.P. et Overholtz, W.J. 1989. Analysis of spawning stock biomass per recruit: an example for Georges Bank haddock. *N. Am. J. Fish. Manage.* 9:383–391.
- Gabriel, W.L. et Mace, P.M. 1999. A review of biological reference points in the context of the precautionary approach. NOAA Technical Memorandum, NMFS-F/SPO-40, 34–45.
- Minet, J.P. 1978. Dynamics and yield assessment of the northeastern Gulf of St. Lawrence cod stock. *ICNAF Sel. Pap.* 3:7–16.
- Morgan, M.J., Shelton, P.A. et Rideout, R.M. 2014. Varying components of productivity and their impact on fishing mortality reference points for Grand Bank Atlantic Cod and American Plaice. *Fish. Res.* 155:64–73.
- 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.
- MPO. 2022. [Compte rendu de la réunion sur les avis scientifiques régional sur le cadre d'évaluation pour la morue franche du nord du golfe du Saint-Laurent \(3Pn4RS\) – Partie 1 : révision des intrants; du 21 au 22 avril et 12 mai 2021](#). Secr. can. des avis sci. du MPO. Compte rendu 2022/008.
- Myers, R.A., Barrowman, N.J., Hoenig, J.M. et Qu, Z. 1996. The collapse of cod in Eastern Canada: the evidence from tagging data. *ICES J. Mar. Sci.* 53:629–640.
- Neuenhoff, R.D., Swain, D.P., Cox, S.P., McAllister, M.K., Trites, A.W., Walters, C.J. et Hammill, M.O. 2019. Continued decline of a collapsed population of Atlantic cod (*Gadus morhua*) due to predation-driven Allee effects. *Can. J. Fish. Aquat. Sci.* 76:168–184.
- Ouellette-Plante, J., Van Beveren, E., Benoît, H.P. et Brassard, C. 2022a. [Détails de catchR, un paquet R pour estimer la composition en âge et en longueur des captures de la pêche, avec une application à la morue franche de 3Pn4RS](#). Secr. can. des avis sci. du MPO. Doc. de rech. 2022/015. iv + 71 p.
-

-
- Ouellette-Plante, J. Benoît, H.P. et Brassard, C. 2022b. [Revue du cadre d'évaluation de la morue franche de l'OPANO 3Pn4RS : captures dans les pêches commerciales et récréatives, et données du programme de marquage](#). Secr. can. des avis sci. du MPO. Doc. de rech. 2022/033. iv + 60 p.
- Paloheimo, J.E. et Dickie, L.M. 1964. Abundance and fishing success. Rapp. P.-V. Réun. Cons. Int. Explor. Mer 155:152–143.
- Rivard, D. 1982. APL programs for stock assessment (revised). Can. Tech. Rep. Fish. Aquat. Sci. 1091.
- Rossi, S.P., Cox, S.C., Benoît, H.P. et Swain, D.P. 2019. Inferring fisheries stock status and future catch levels from competing hypotheses. Fish. Res. 216:155–166.
- Savard, L., Gauthier, J., Bourdages, H. et Desgagnés, M. 2013. [Prises accessoires de la pêche à la crevette nordique dans l'estuaire et le golfe du Saint-Laurent](#). Secr. can. de consult. sci. du MPO. Doc. de rech. 2012/151. ii + 56 p.
- Savenkoff, C., Castonguay, M., Chabot, D., Hammill, M.O., Bourdages, H. et Morissette, L. 2007. Changes in the northern Gulf of St. Lawrence ecosystem estimated by inverse modelling: Evidence of a fishery-induced regime shift? Estuar. Coast. Shelf Sci. 73:711–724.
- Swain, D.P., Ricard, D., Rolland, N. et Aubry, É. 2019. [Évaluation du stock de morue franche \(*Gadus morhua*\) du sud du golfe du Saint-Laurent, divisions 4T et 4Vn \(novembre à avril\) de l'OPANO, mars 2019](#). Secr. can. de consult. sci. du MPO. Doc. de rech. 2019/038. iv + 108 p.
- Van Beveren, E., Duplisea, D., Castonguay, M., Doniol-Valcroze, T., Plourde, S. et Cadigan, N. 2017. How catch underreporting can bias stock assessment of and advice for northwest Atlantic mackerel and a possible resolution using censored catch. Fish. Res. 194:146–154.
- Varkey, D.A., Babyn, J., Regular, P., Ings., D.W., Kumar, R., Rogers, B., Champagnat J. et Morgan, M.J. 2022. [Un modèle état-espace pour l'évaluation du stock de morue \(*Gadus morhua*\) dans la sous-division 3Ps de l'OPANO](#). Secr. can. des avis sci. du MPO. Doc. de rech. 2022/022. vi + 81.
- Wiles, B. et May, A.W. 1968. Biology and fishery of the West Newfoundland cod stock. ICNAF Res. Bull. 5:5–43.

TABLEAUX

Tableau 1. Résumé des hypothèses proposées pour les prélèvements de morue du nGSL par la pêche récréative, soit sous la forme d'une valeur annuelle unique supposée (en t) pour les années antérieures à 2006, soit sous la forme de limites inférieures et supérieures supposées (en t) pour une valeur censurée par la suite. Les sources de ces valeurs sont indiquées et les détails sur la façon dont les estimations ont été obtenues de ces sources sont disponibles dans Ouellette-Plante et al. (2022b).

Année(s)	Valeur	Limite inférieure	Limite supérieure	Source
1974-1993	1 027,5	-	-	Moyenne, questionnaires des ECAN (1974, 1985, 1990)
1994-1997	10,0	-	-	Hypothèse d'un moratoire, corroborée par l'estimation de 16,5 t du questionnaire de l'ECAN de 1995.
1998	294,1	-	-	Dérivé de l'estimation de la morue du Nord
1999	339,3	-	-	Dérivé de l'estimation de la morue du Nord
2000	226,2	-	-	Dérivé de l'estimation de la morue du Nord
2001	395,9	-	-	Dérivé de l'estimation de la morue du Nord
2002	113,1	-	-	Dérivé de l'estimation de la morue du Nord
2003	0,0	-	-	La pêche récréative est interdite
2004	0,0	-	-	La pêche récréative est interdite
2005	40,8	-	-	Le questionnaire de l'ECAN, notant qu'il y avait un moratoire en place et que la valeur pouvait être nulle.
2006	-	221,1	500,0	Estimation potentielle des prises/limite supérieure présumée
2007	-	227,7	500,0	Estimation potentielle des prises/limite supérieure présumée
2008	-	182,1	500,0	Estimation potentielle des prises/limite supérieure présumée
2009	-	182,1	500,0	Estimation potentielle des prises/limite supérieure présumée
2010	-	188,6	500,0	Estimation potentielle des prises/limite supérieure présumée
2011	-	201,6	500,0	Estimation potentielle des prises/limite supérieure présumée
2012	-	214,6	500,0	Estimation potentielle des prises/limite supérieure présumée
2013	-	214,6	500,0	Estimation potentielle des prises/limite supérieure présumée
2014	-	214,6	600,0	Estimation potentielle des prises/limite supérieure présumée
2015	-	208,1	600,0	Estimation potentielle des prises/limite supérieure présumée
2016	-	299,2	600,0	Estimation potentielle des prises/limite supérieure présumée
2017	-	299,2	600,0	Estimation potentielle des prises/limite supérieure présumée
2018	-	253,7	600,0	Estimation potentielle des prises/limite supérieure présumée
2019	-	253,7	600,0	Estimation potentielle des prises/limite supérieure présumée
2020	-	253,7	600,0	Estimation potentielle des prises/limite supérieure présumée

Tableau 2. Prises selon l'âge (en milliers) pour les âges 2 à 11 ans et plus, de 1974 à 2020, utilisées comme intrants du modèle d'évaluation révisé pour la morue du nGSL.

Année	Âge									
	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11+
1974	30,7	871,7	4 573,8	10 328,9	14 512,2	5 701,5	7 158,3	3 003,9	1 622,4	922,5
1975	43,5	112,7	4 847,5	8 306,3	5 486,9	7 743,7	3 157,8	2 971,4	1 852,7	1 602,6
1976	33,8	308,0	5 792,9	13 458,4	6 788,8	4 556,6	6 173,6	2 137,7	2 749,7	1 912,2
1977	30,7	90,0	3 068,9	10 873,3	13 700,1	8 530,9	2 822,5	3 516,3	1 179,3	2 035,3
1978	30,7	140,5	3 074	11 587,7	18 911,3	9 975,2	2 322,0	1 142,2	1 353,7	1 689,7
1979	30,7	150,1	3 849,3	15 007,1	13 801,8	13 502,6	5 170,7	1 532,3	773,1	1 374,7
1980	31,7	722,6	3 827,9	18 748,6	21 618,4	12 442,7	7 561,5	1 638,8	517	1 042,6
1981	32,7	413,3	7 360,5	9 634,6	21 470,3	14 957,7	5 064,1	2 306,1	1 005,3	1 150,9
1982	43,4	320,0	3 655,5	20 092,2	13 636,2	14 728,5	9 278,0	3 607,2	2 256,1	1 113,6
1983	154,7	973,6	5 441,9	16 318,7	19 737,6	10 917,7	6 420,5	3 274,4	1242	1 538,3
1984	30,7	125,3	3 351,6	8 272,2	14 433,9	21 657,7	7 909,6	6 084,6	2 241,1	1 709,4
1985	38,1	262,6	2 898,0	17 052,1	14 813,0	11 456,0	10 523,5	3 407,4	2 483,5	1 278,7
1986	42,4	305,5	2 788,5	9 150,1	16 763,8	12 702,3	6 458,9	6 635,8	2 448,9	2 719,1
1987	35,0	278,9	1 668,4	8 912,2	12 846,9	12 358,8	7 507,2	3 802,0	1 918	2 805,5
1988	50,9	520,2	1 626,8	6 468,1	12 067,5	6 398,4	5 404,9	1 592,6	689,1	1 489,5
1989	36,0	683,4	2 188,5	5 424,8	8 050,8	8 771,6	3 976,5	2 545,2	1 018	1 159,3
1990	55,1	807,8	3 227,6	7 145,4	4 970,9	6 273,9	4 476,4	1 927,7	957,7	724,8
1991	303,8	1 658,0	6 213,7	9 192,3	7 226,4	3 764,7	3 074	2 559,9	677,7	809,5
1992	185,8	1 100,6	4 829,0	9 734,4	6 394,8	3 105,9	1 529,5	979,8	742,5	421,6
1993	116,0	519,5	3 546,3	5 734,2	7 373,4	2 912,2	643,6	280,7	153,6	110,9
1994	20,8	100,4	149,0	171,7	78,6	65,5	22,2	10,3	2,7	2,1
1995	42,6	14,7	17,1	17,7	29,0	32,8	31,4	7,0	2,3	0,8
1996	17,5	22,7	22,9	31,5	38,6	38,7	42,6	17,5	9,1	1,2
1997	76,2	278,0	664,5	500,6	739,2	434,2	403,2	212,9	190,9	41,2
1998	18,9	4,8	118,3	429,0	699,2	500,0	214,9	171,9	166,4	76,3
1999	61,9	2,8	263,7	598,8	1 695,7	555,6	768,6	279,3	153,9	126,6
2000	7,6	12,2	224,9	904,9	1 155,7	1 361,6	347,4	284,7	138,6	31,4
2001	20,3	8,9	512,6	647,1	1 093,7	992,3	1 015,5	307,6	111,7	47,9
2002	4,5	5,5	192,3	470,8	962,3	781,7	837,5	536,3	130,8	66,9
2003	53	7,9	7,8	37,5	60,2	50,6	38,0	26,6	8,4	6,3
2004	28	5,3	20,4	237,9	403,7	410,2	303,2	204,8	100,6	59,8
2005	26,3	2,6	26,1	82,8	345,5	781,7	452,6	313,0	119,3	200,8
2006	17,6	3,9	39,4	288,1	666,7	691,6	1 007,9	382,6	153,3	172,9
2007	6,7	15,9	127,6	410,9	663,2	620,9	683,5	554,9	179	147,3
2008	88,1	17,7	414,2	526,0	779,4	727,7	466,0	425,8	167,9	95,9
2009	20	207,6	758,7	1 265,3	779,8	481,0	215,6	163,4	51,1	48,9
2010	14,7	3,1	250,1	411,3	675,2	462,0	242,5	221,4	59,2	39,9
2011	47,7	9,7	70,1	260,1	378,2	353,0	152,5	72,4	34,6	17,6
2012	130,5	6,4	11,4	51,8	193,4	325,3	239,2	68,1	35	18,7
2013	122,4	7,4	47,9	61,8	242,6	256,3	175,2	98,7	19,1	6,0
2014	41,1	10,2	51,4	81,7	130,2	140,6	190,4	136,2	62,7	13,5
2015	12,3	2,7	37,0	91,5	168,1	126,3	215,5	117,1	31,0	13,0
2016	6,4	5,8	34,8	127,8	198,4	196,8	83,0	113,2	43,5	43,2
2017	17,8	3,3	34,0	85,5	279,1	387,7	258,1	159,4	58,7	111,6
2018	18,4	2,1	60,9	158,2	281,3	405,9	275,6	101,3	35,1	39,0
2019	2,8	0,7	7,2	12,3	53,5	112,5	120,1	91,2	18,8	39,3
2020	11,9	3,9	91,2	132,0	50,1	111,6	107,0	85,4	27,9	5,1

Tableau 3. Estimations des paramètres (Est), écarts-types (ET), et gradients de log-vraisemblance négative (GRD).

Paramètre	Est	ET	GRD
γ_2	-2,671	0,042	0,000 289
γ_3	0,022	0,037	0,000 301
γ_4	-0,319	0,052	0,000 022
γ_5	-0,606	0,070	0,000 023
γ_6	-1,001	0,104	0,000 045
γ_7	-1,369	0,150	0,000 041
γ_8	-1,520	0,174	0,000 028
γ_9	-1,655	0,200	0,000 030
γ_{10}	-1,724	0,214	0,000 011
γ_{11+}	-1,223	0,130	-0,000 025
$\log(\sigma_Y)$	-3,077	0,534	0,000 009
$\log(\sigma_C)$	-3,134	0,414	0,000 001
$\log(\sigma_{AY})$	-3,810	2,229	0,000 006
$\text{logit}(\varphi_Y)$	1,633	0,916	0,000 000
$\text{logit}(\varphi_C)$	1,389	1,002	-0,000 003
$\text{logit}(\rho_A)$	1,802	4,231	-0,000 001
$\text{logit}(\rho_Y)$	1,782	1,562	0,000 006

Tableau 4. Estimations de la pente et de l'ordonnée à l'origine, ainsi que les intervalles de confiance à 95 % inférieurs et supérieurs connexes (ICI, ICS respectivement) et valeurs delta estimées pour la relation selon l'âge entre les taux de capture des relevés plurispécifiques basés sur la série de strates originale (réduite) et la série de strates régulière.

Âge	Ordonnée à l'origine			Pente			Delta
	Estimation	ICI	ICS	Estimation	ICI	ICS	
2	0,14	-0,10	0,36	1,09	0,96	1,23	0,29
3	0,26	-0,01	0,5	0,98	0,86	1,11	0,22
4	0,33	0,05	0,57	0,97	0,84	1,12	0,26
5	0,49	0,31	0,65	0,86	0,74	1,01	0,32
6	0,48	0,35	0,59	0,80	0,66	1,00	0,34
7	0,39	0,38	0,4	0,75	0,61	0,92	0,37
8	0,32	0,20	0,47	0,89	0,71	1,12	0,39
9	0,24	0,00	0,54	0,87	0,72	1,07	0,43
10	0,42	-0,06	1,02	0,96	0,76	1,21	0,51
11+	-0,43	-1,04	0,35	0,67	0,53	0,86	0,96

Tableau 5. Estimations de la pente et de l'ordonnée à l'origine, ainsi que les intervalles de confiance à 95 % inférieurs et supérieurs connexes (ICI, ICS respectivement), et valeurs delta estimées pour la relation selon l'âge entre les taux de capture des relevés au chalut de fond sentinelles basés sur la série de strates originale (réduite) et la série de strates régulière qui inclut les strates côtières. Les valeurs delta ont été calculées en utilisant toutes les données et en excluant un petit nombre de séries aberrantes (Delta.omit).

Âge	Ordonnée à l'origine			Pente			Delta	Delta omit
	Estimation	ICI	ICS	Estimation	ICI	ICS		
2	0,21	0,12	0,29	1,02	0,90	1,16	0,23	0,06
3	0,09	0,00	0,23	1,05	0,88	1,26	0,13	0,05
4	-0,02	-0,24	0,17	1,05	0,95	1,17	0,08	0,04
5	0,08	-0,07	0,21	0,99	0,89	1,09	0,06	0,04
6	0,11	-0,03	0,23	0,96	0,83	1,1	0,06	0,04
7	0,14	0,05	0,21	0,87	0,71	1,06	0,08	0,03
8	0,08	0,05	0,11	0,95	0,79	1,15	0,09	0,02
9	0,10	-0,03	0,25	1,02	0,87	1,2	0,08	0,02
10	0,14	-0,09	0,42	1,03	0,89	1,19	0,09	0,02
11+	0,08	-0,31	0,56	0,98	0,82	1,16	0,15	0,03

FIGURES

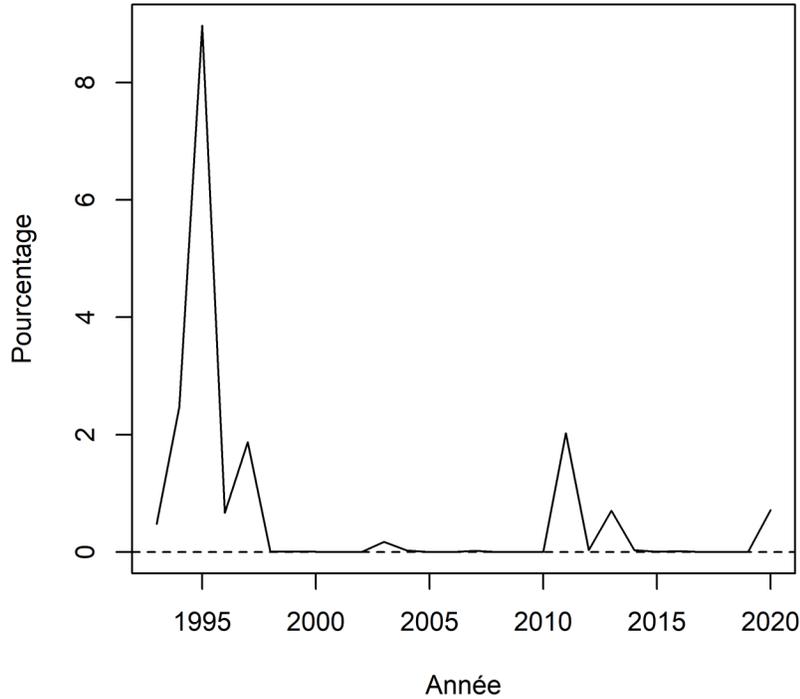


Figure 1. Pourcentage (en nombre) des débarquements annuels de la pêche commerciale depuis 1993 comprenant des morues de deux ans.

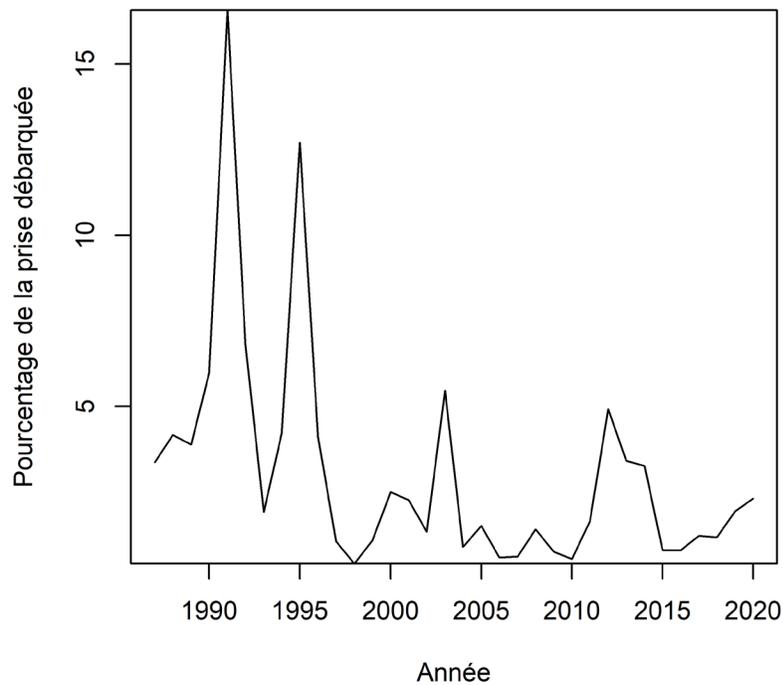


Figure 2. Estimation des rejets de morue de la pêche commerciale dans les principales pêches de poissons de fond et dans la pêche à la crevette à partir des données des observateurs en mer, exprimée en pourcentage des débarquements de morue déclarés (en poids).

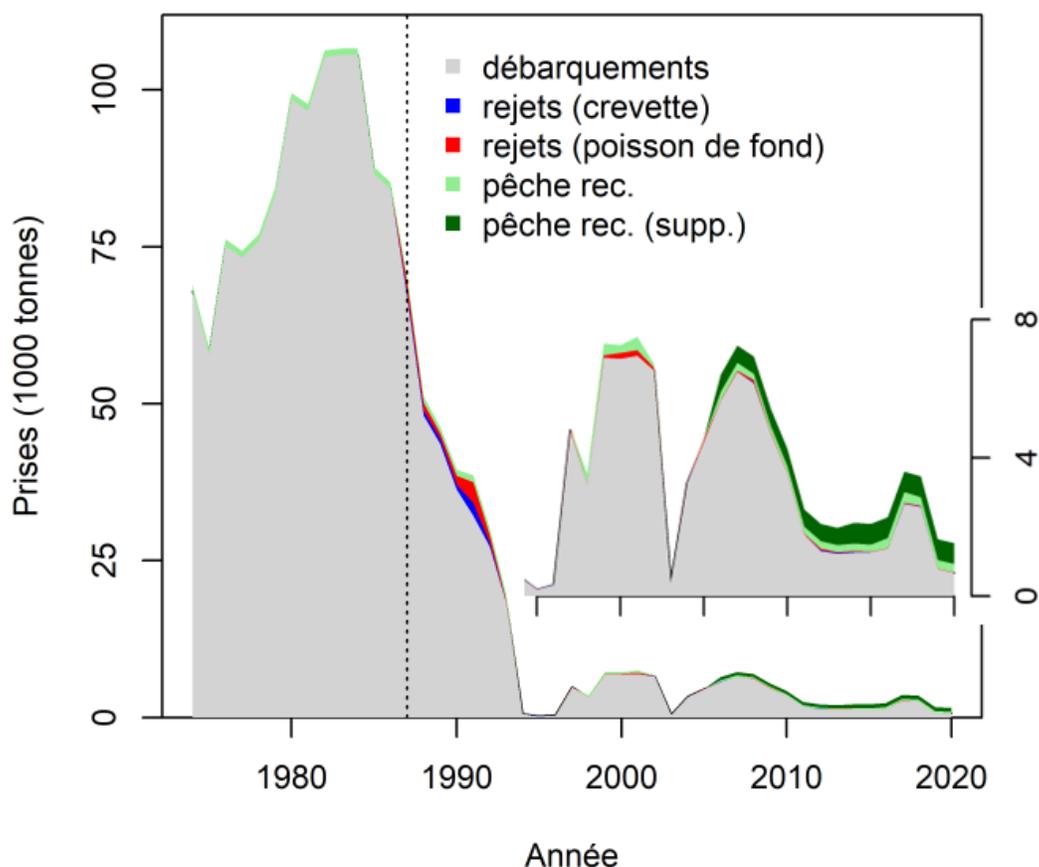


Figure 3. Estimations des prélèvements annuels de morue dans les pêches des divisions 3Pn4RS de l'OPANO à partir des débarquements déclarés, des rejets estimés de la pêche à la crevette et au poisson de fond (en supposant qu'il n'y a pas de survie après la remise à l'eau) et de la pêche récréative. Les estimations des rejets ne sont disponibles qu'à partir de 1987, ce qui est indiqué par la ligne pointillée verticale. Les prises estimées de la pêche récréative ajoutées aux débarquements sont indiquées en vert clair, tandis qu'une fourchette censurée proposée pour les prises de la pêche récréative à partir de 2006 est indiquée en vert foncé. L'encadré fournit un agrandissement pour la période de 25 ans la plus récente.

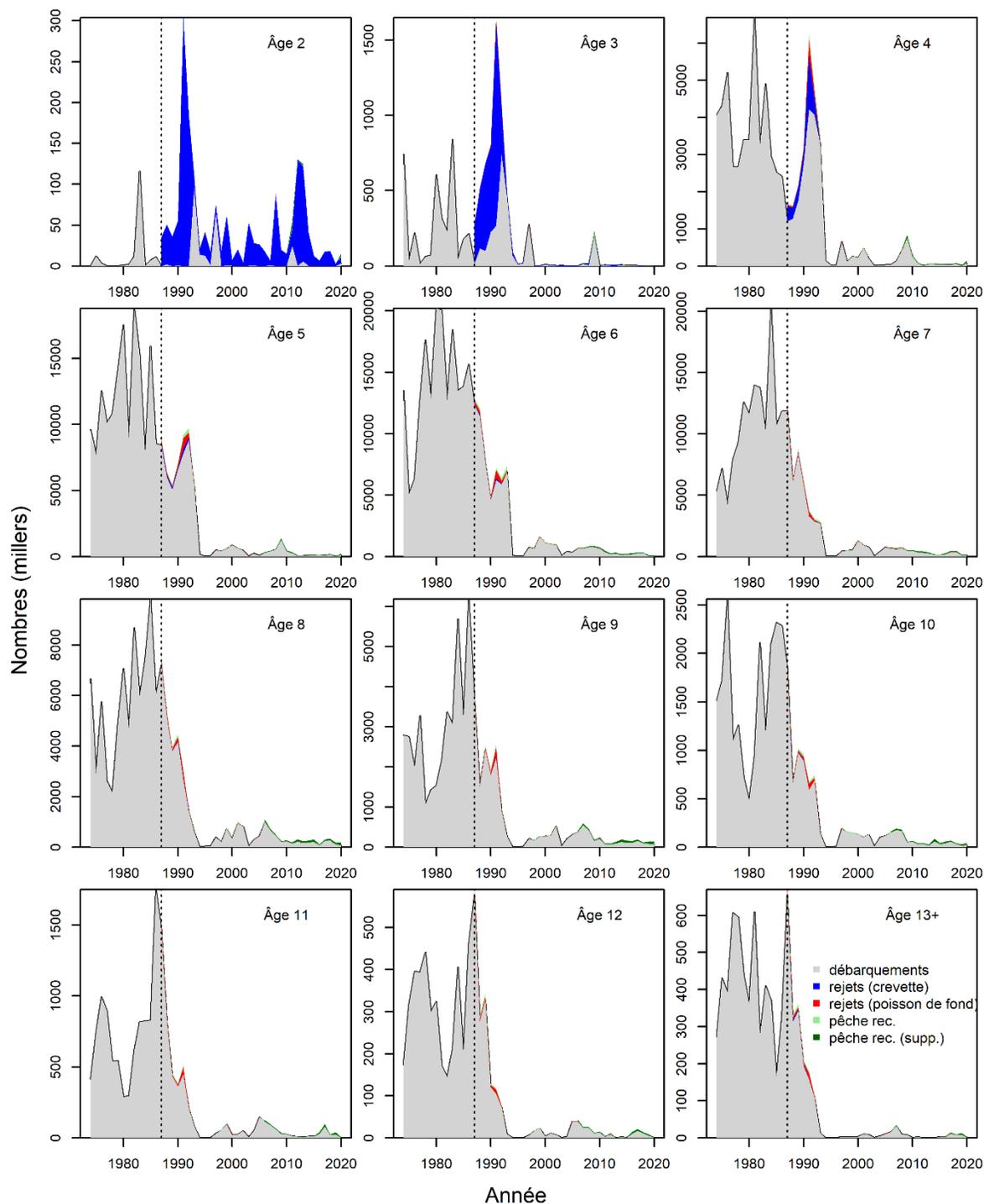


Figure 4. Estimations par âge des prélèvements annuels de morue par pêche dans les divisions 3Pn4RS de l'OPANO à partir des débarquements déclarés, des rejets estimés dans les pêches à la crevette et au poisson de fond (en supposant qu'il n'y a pas de survie après la remise à l'eau) et de la pêche récréative, de 1974 à 2020. Les estimations des rejets ne sont disponibles qu'à partir de 1987, ce qui est indiqué par la ligne pointillée verticale. Les prises estimées de la pêche récréative qu'il est proposé d'ajouter aux débarquements sont indiquées en vert clair, tandis qu'une fourchette censurée proposée pour les prises de la pêche récréative à partir de 2006 est indiquée en vert foncé.

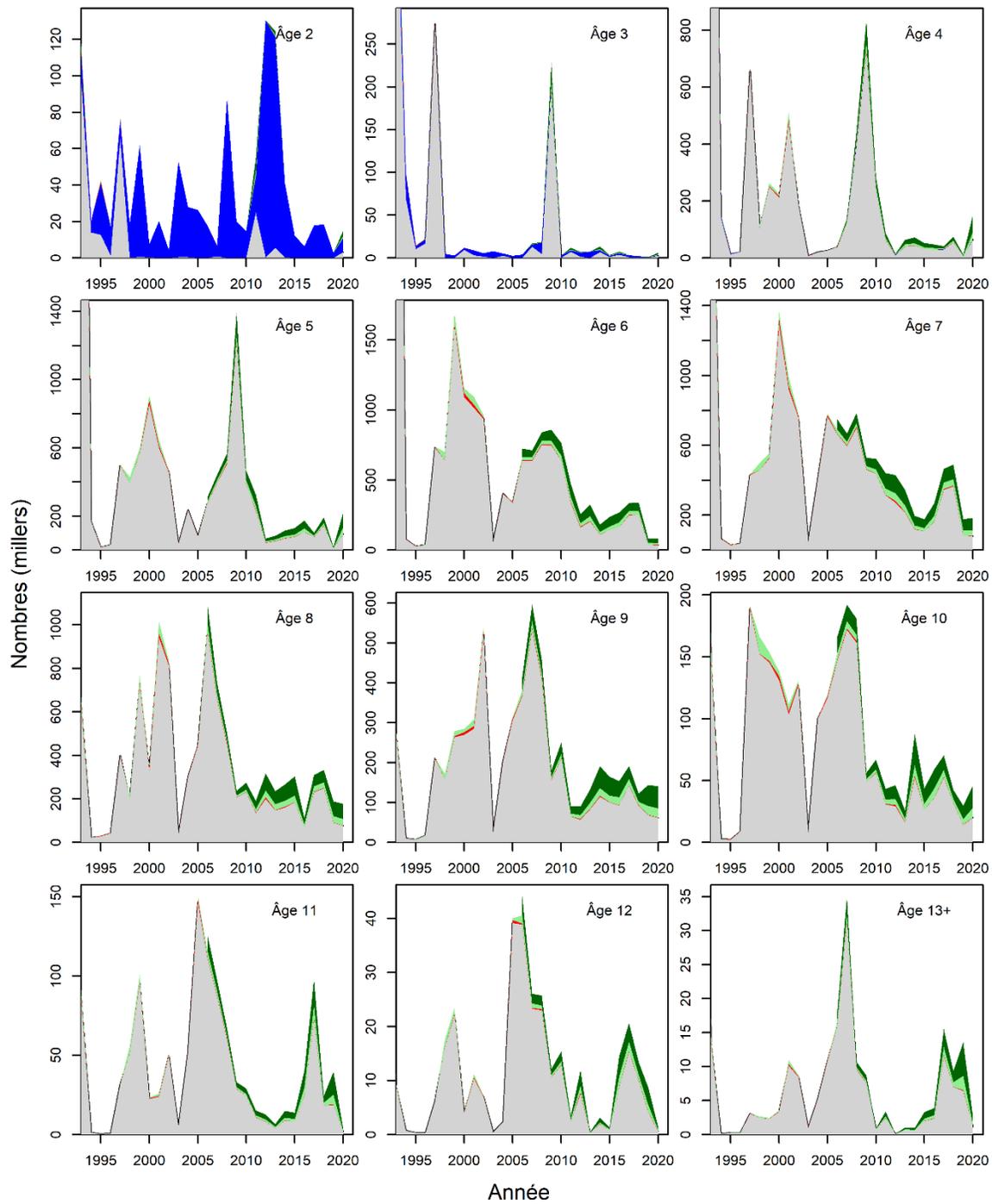


Figure 5. Mêmes résultats et détails que pour la figure 4, mais portant sur la période de 1994 à 2020.

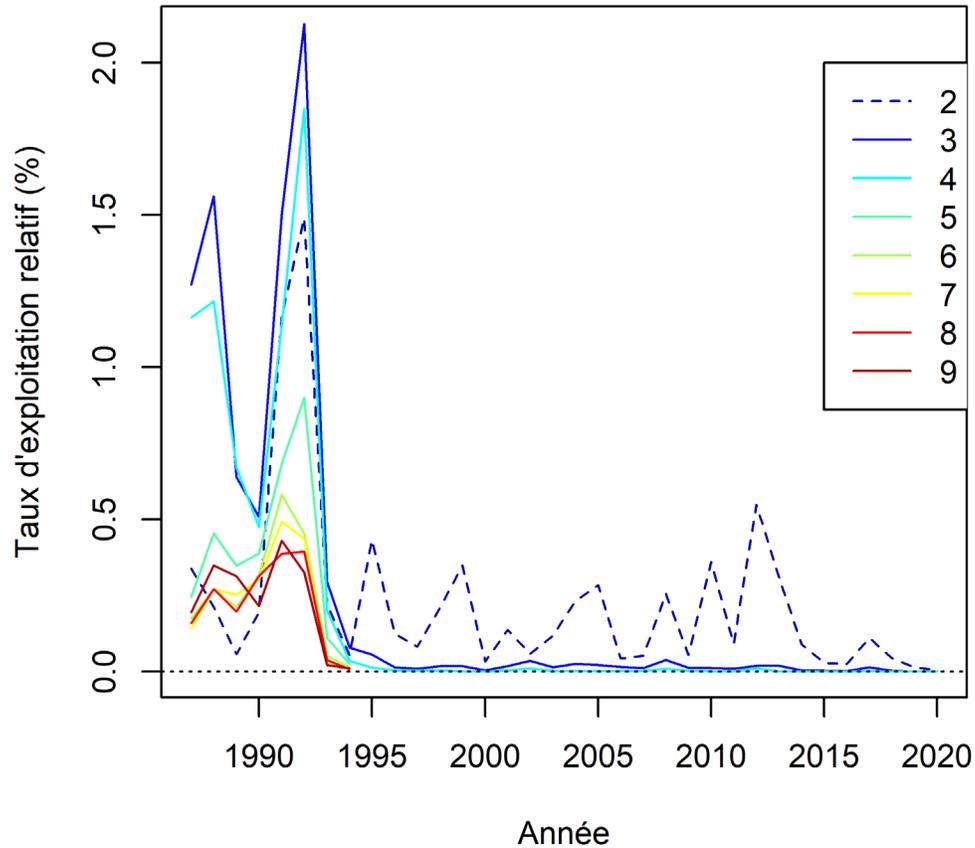


Figure 6. Taux d'exploitation relatifs selon l'âge associés aux rejets estimés de la pêche à la crevette, de 1987 à 2020. Les taux d'exploitation relatifs ont été calculés comme le rapport entre les nombres estimés de rejets et les nombres minimums chalutables dans les relevés, exprimé en pourcentage. Les résultats ne sont présentés que pour les âges de deux à neuf ans (couleur), car les montants étaient négligeables pour les individus plus âgés.

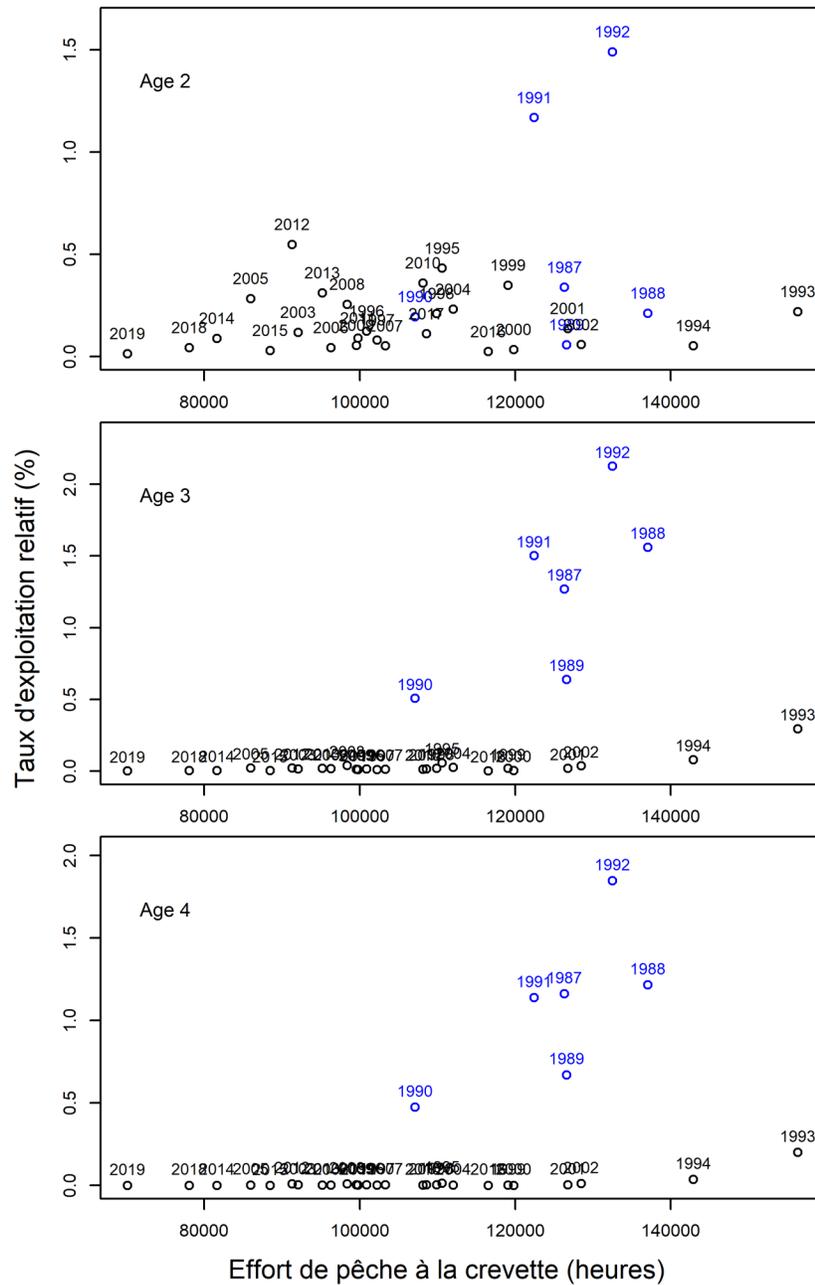


Figure 7. Relation entre l'effort de pêche à la crevette dans les zones de pêche à la crevette 8 (Esquiman), 9 (Anticosti) et 10 (Sept-Îles) et le taux d'exploitation relatif estimé pour la morue âgée de deux à quatre ans (graphiques). Les valeurs pour les années précédant l'introduction de la grille Nordmore sont indiquées en bleu. Les valeurs de l'effort de pêche ont été obtenues de Bourdages et al. (2020).

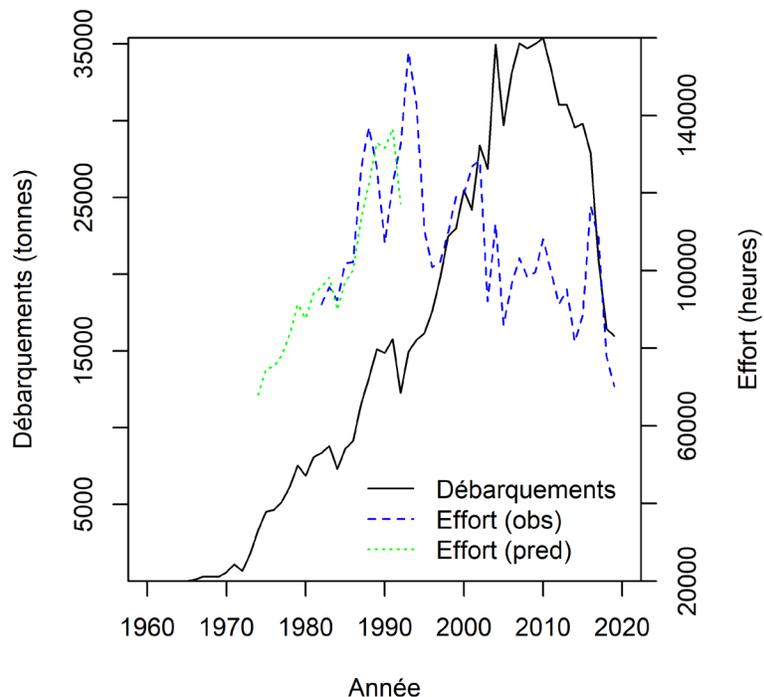


Figure 8. Tendances des débarquements de crevettes et de l'effort observé pour la pêche à la crevette dans les zones de pêche à la crevette 8 (Esquiman), 9 (Anticosti) et 10 (Sept-Îles) (tiré de Bourdages et al. 2020). L'effort prédit à l'aide des débarquements fondé sur la régression à axe principal est indiqué à titre d'exemple seulement.

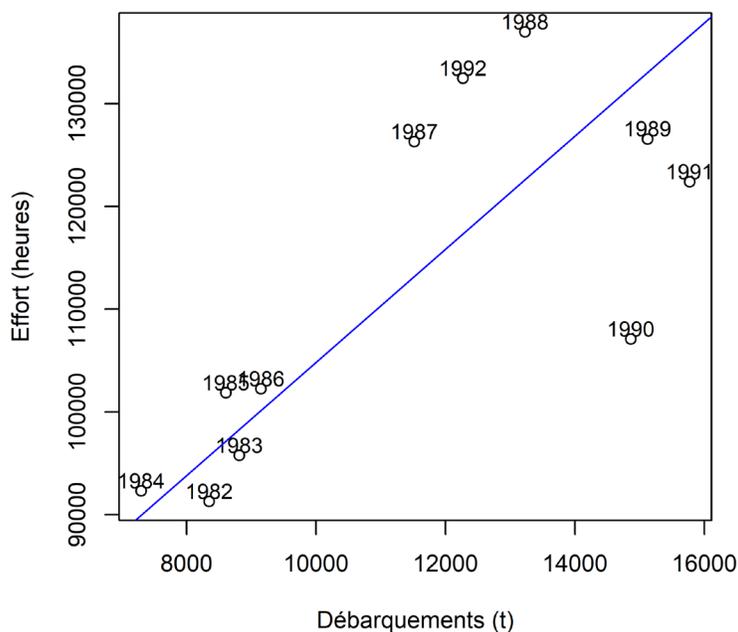


Figure 9. Relation entre les débarquements de crevette et l'effort de pêche à la crevette dans les zones de pêche à la crevette 8 (Esquiman), 9 (Anticosti) et 10 (Sept-Îles) pour les années précédant l'introduction de la grille Nordmore en 1993. La ligne bleue représente l'effort prédit basé sur une régression à axe principal réduit.

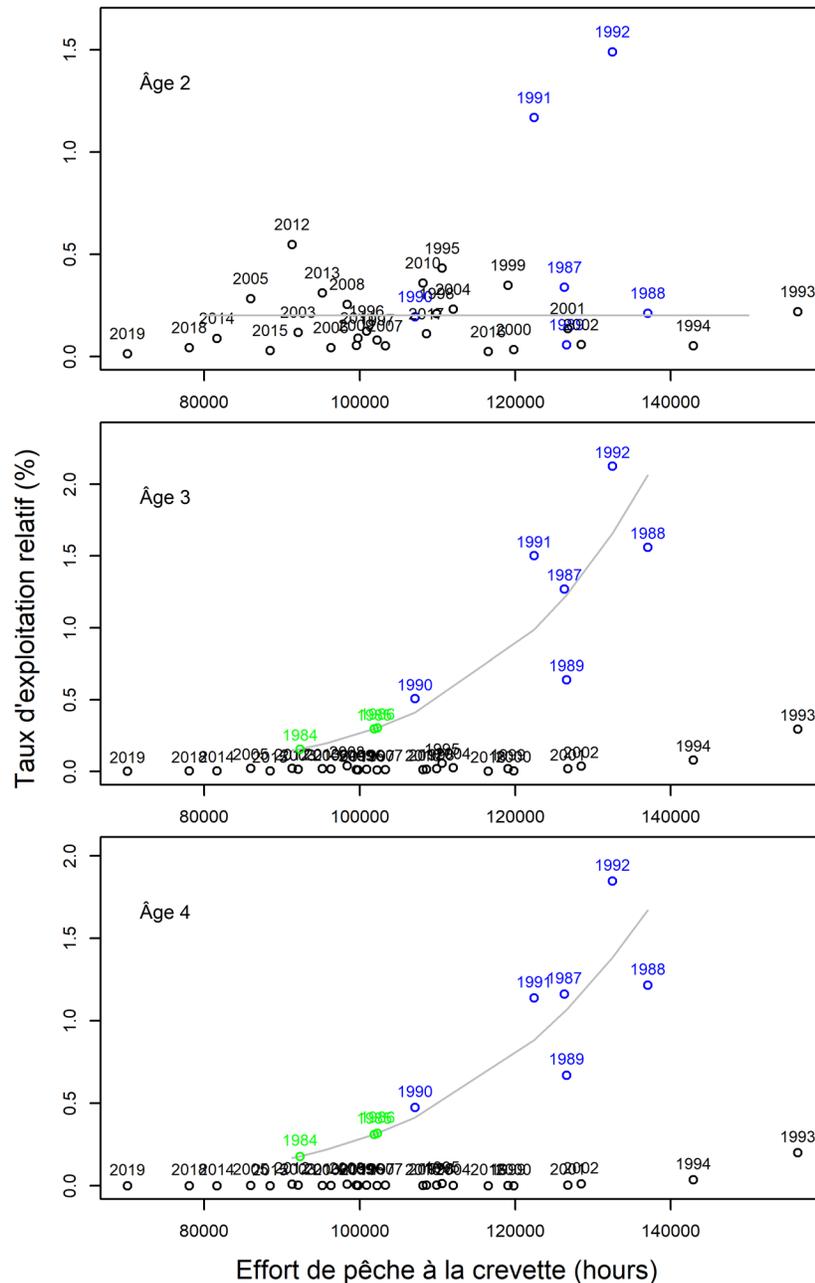


Figure 10. Comme à la figure 7, mais avec le taux d'exploitation relatif prédit (ligne grise), estimé comme une moyenne des valeurs de 1987 à 1990 pour les individus de 2 ans ou en utilisant une régression à axe principal réduit pour les individus de 3 et 4 ans. Les valeurs annuelles prédites du taux d'exploitation relatif pour 1984 à 1986 sont indiquées en vert pour les individus de 3 et 4 ans, en notant que les valeurs pour 1985 et 1986 se chevauchent considérablement étant donné un effort de pêche observé très similaire.

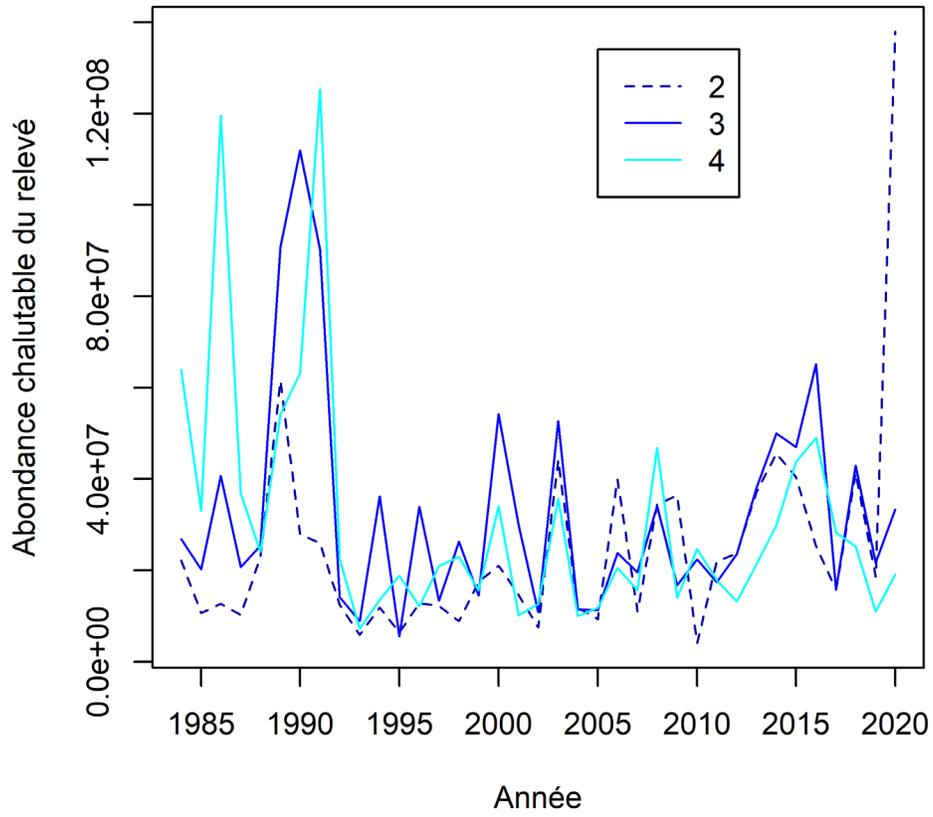


Figure 11. Estimations de l'abondance chalutable (nombre) des morues âgées de 2 à 4 ans dans le relevé d'août (d'après Benoît et al. 2022).

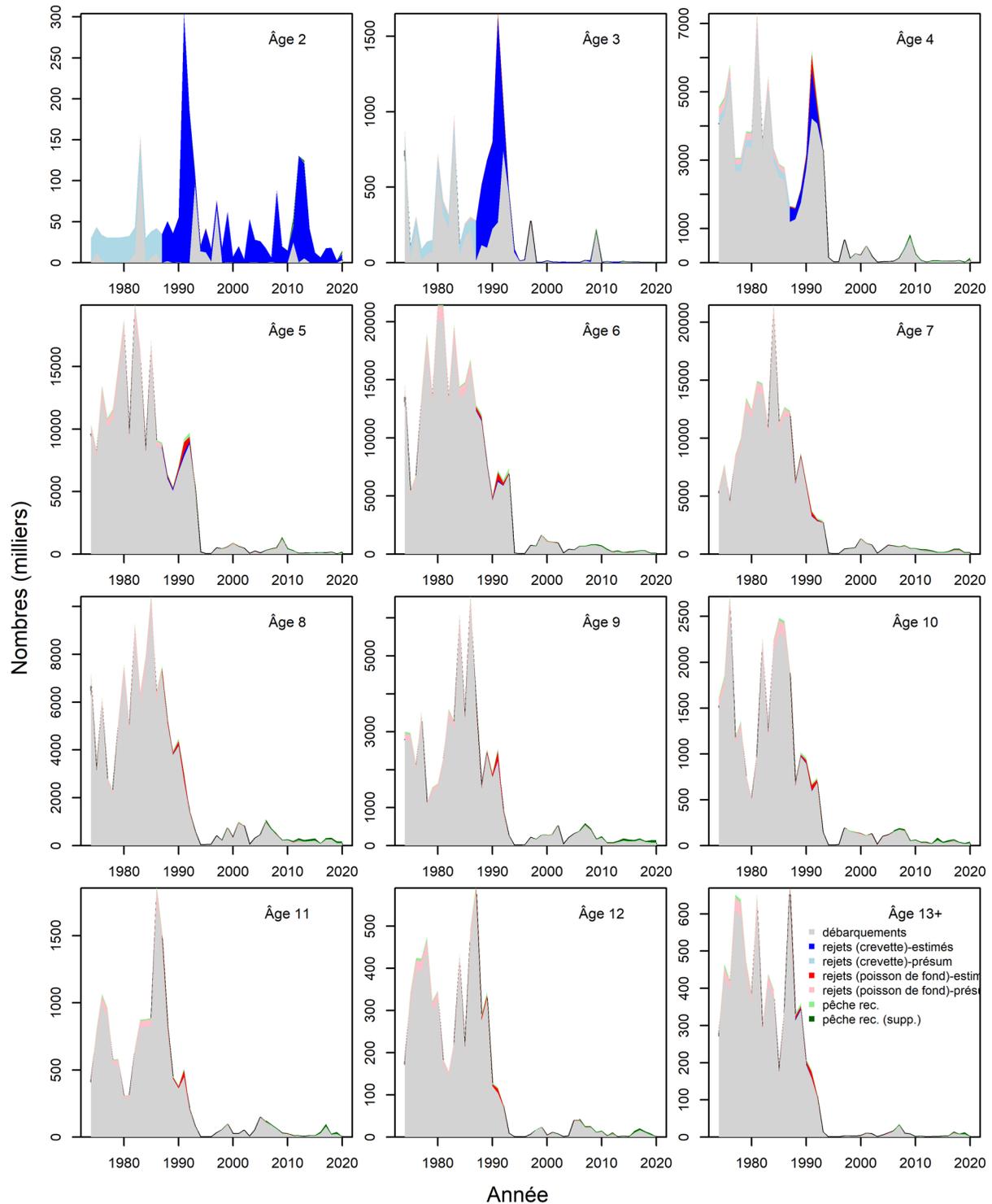


Figure 12. Estimations par âge des prélèvements annuels de morue par pêche dans les divisions 3Pn4RS de l'OPANO à partir des débarquements déclarés, des rejets estimés et présumés dans les pêches à la crevette et au poisson de fond (en supposant qu'il n'y a pas de survie après la remise à l'eau) et des estimations des prises de la pêche récréative, de 1974 à 2020.

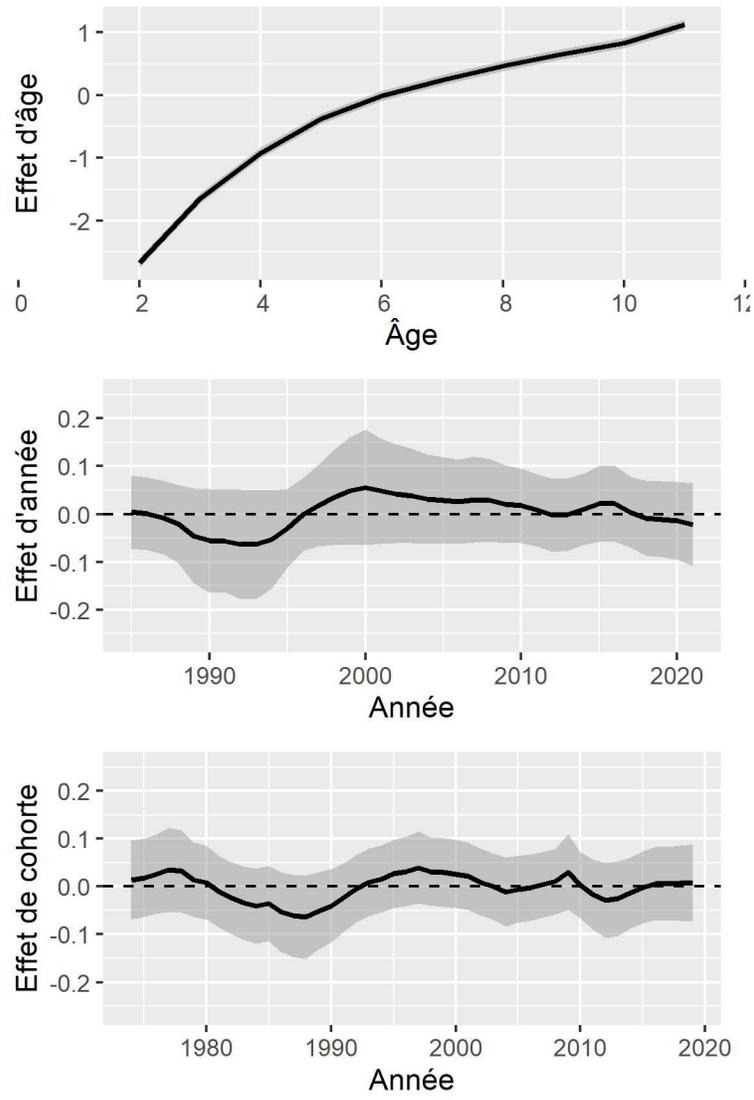


Figure 13. Estimations des effets principaux dans le modèle de poids selon l'âge. Les régions ombrées représentent les intervalles de confiance à 95 %. L'âge de 11 ans représente les morues de 11 ans et plus.

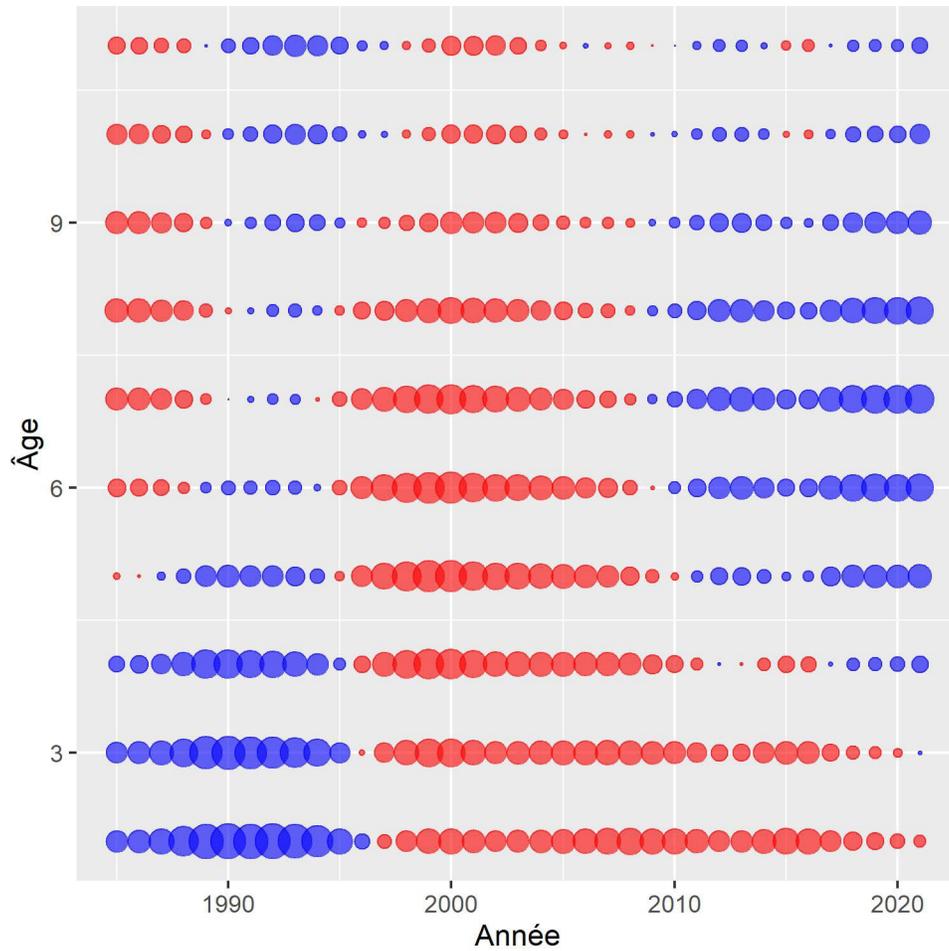


Figure 14. Estimations des effets des interactions année-âge. La superficie des cercles est proportionnelle à la valeur absolue de l'effet, et la couleur indique le signe (rouge +; bleu -). L'âge de 11 ans représente les morues de 11 ans et plus.

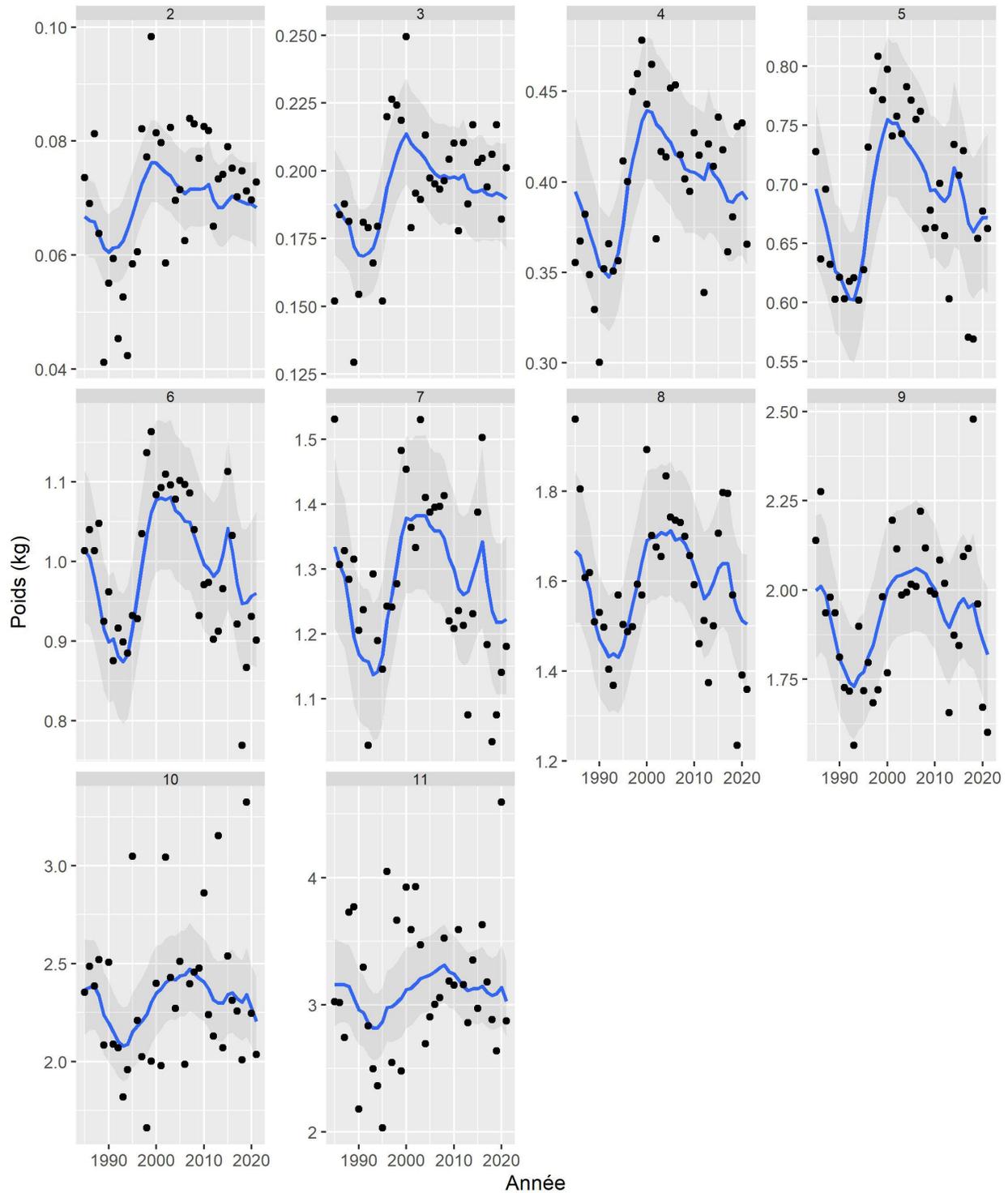


Figure 15. Série temporelle des poids selon l'âge moyen des stocks observés (points) et prédits par le modèle (lignes). Chaque graphique est destiné à une classe d'âge, où 11 représente 11 ans et plus. Les régions ombrées représentent les intervalles de confiance à 95 %.

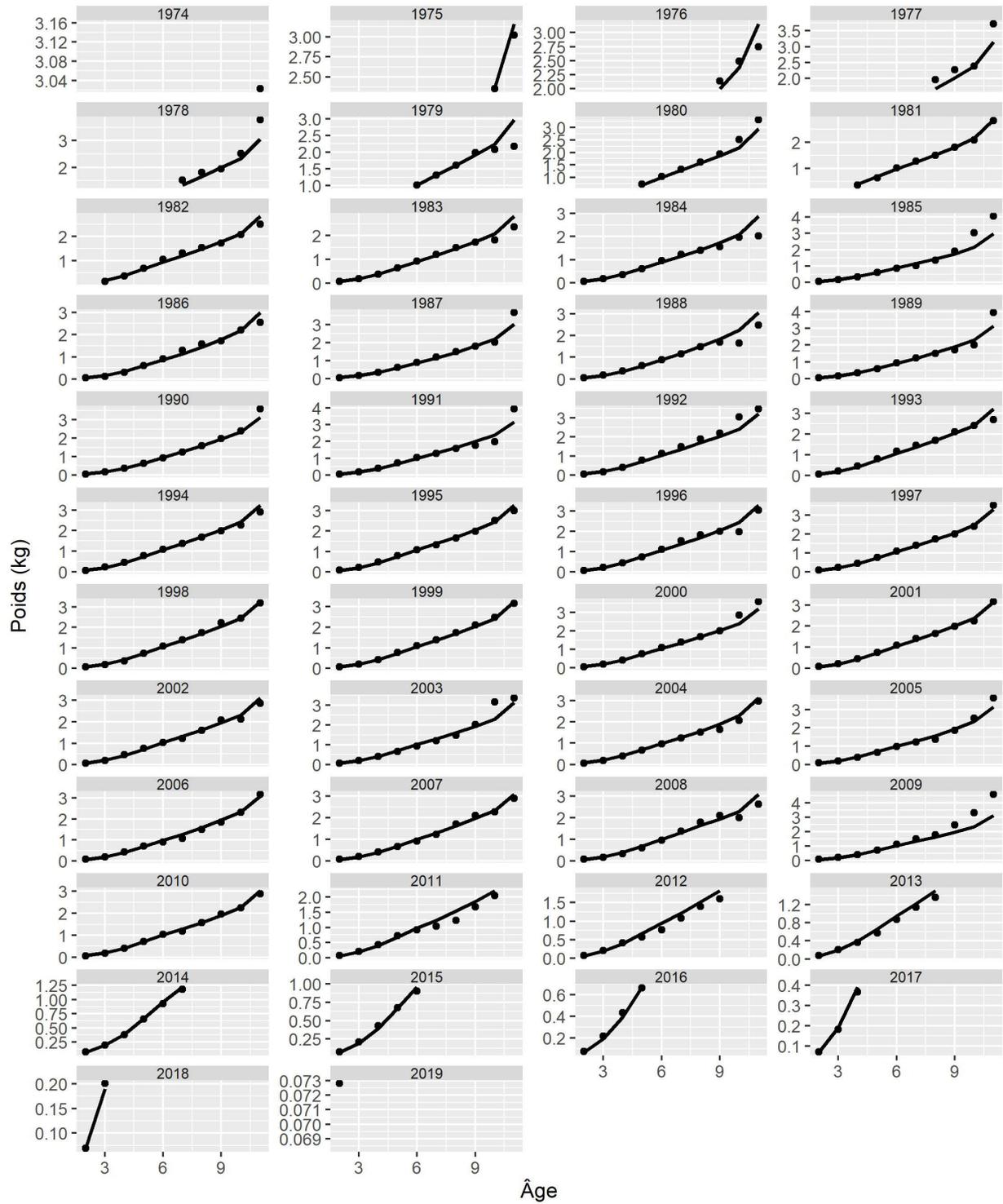


Figure 16. Poids selon l'âge moyen des stocks observés (points) et prédits par le modèle (lignes). Chaque graphique correspond à une cohorte.

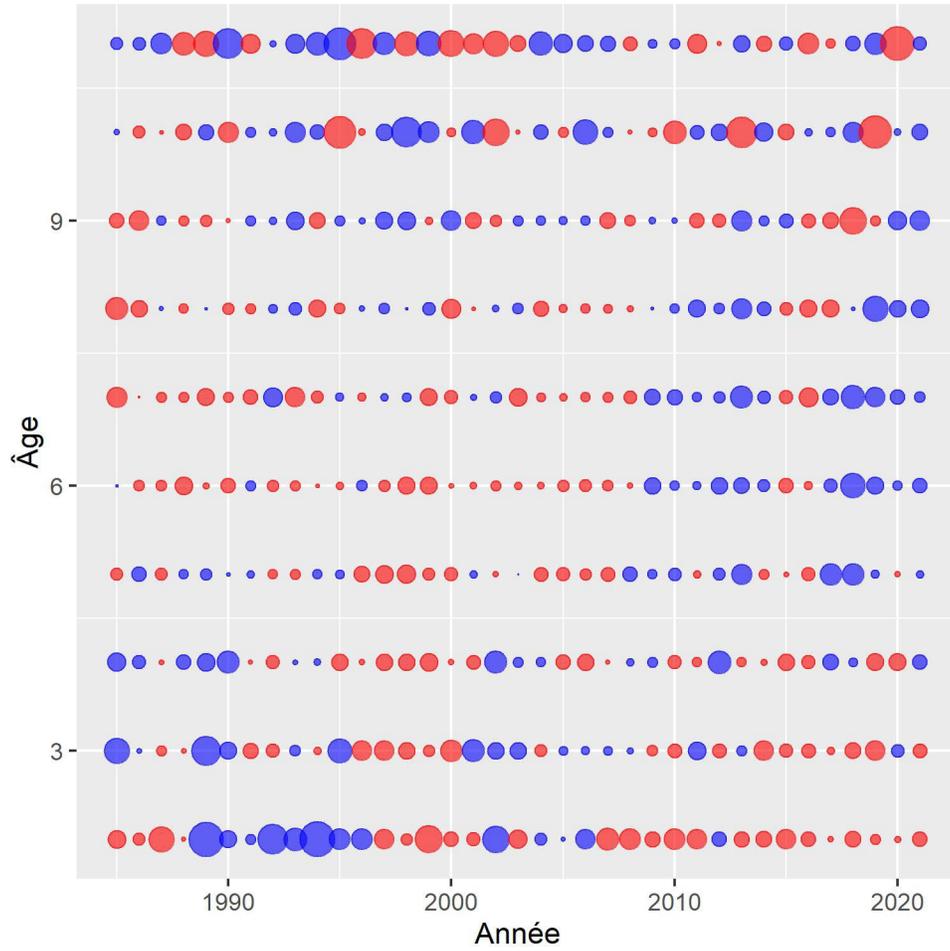


Figure 17. Résidus normalisés du modèle. La superficie des cercles indique la valeur relative du résiduel, et la couleur indique le signe (rouge +; bleu -). L'âge de 11 ans représente les morues de 11 ans et plus.

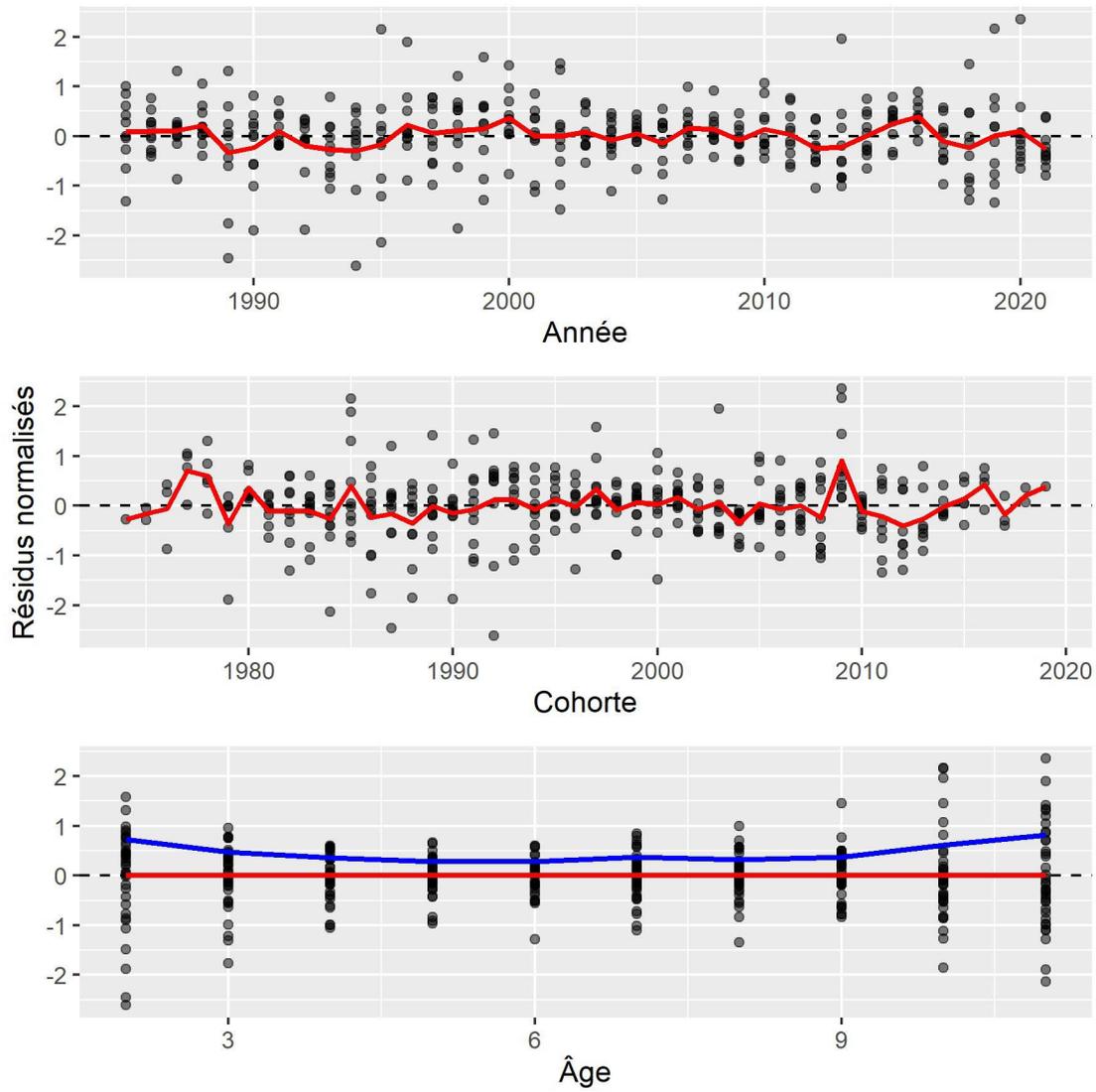


Figure 18. Résidus normalisés en fonction de l'année (en haut), de la cohorte (au milieu) et de l'âge (en bas). Les lignes rouges indiquent le résiduel moyen, et la ligne bleue indique le résiduel absolu moyen. L'âge de 11 ans représente les morues de 11 ans et plus.

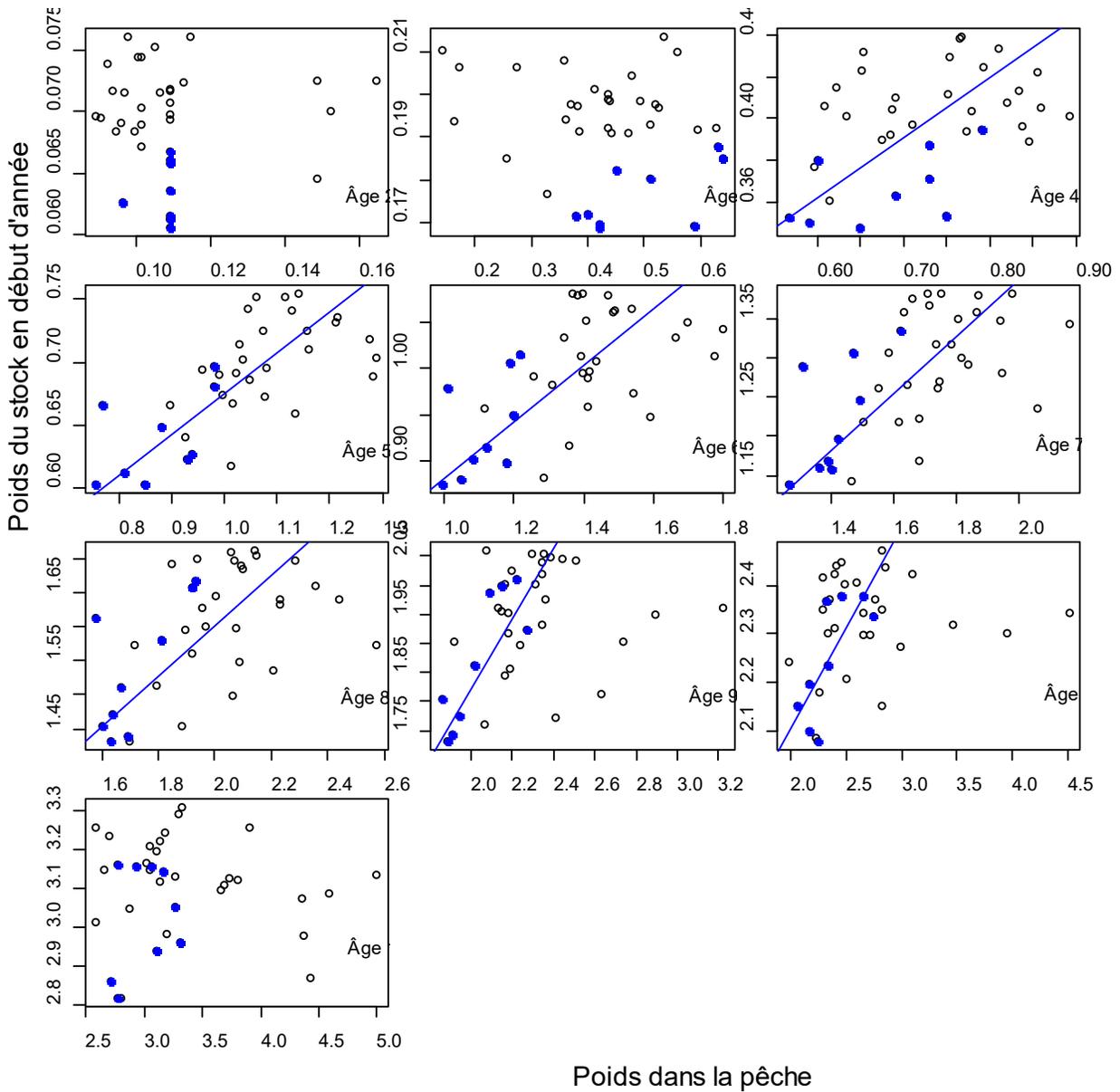


Figure 19. Poids du stock (PS, kg) au début de l'année par âge en fonction des poids des prises (PP, kg) pour 1985 à 2020. Les valeurs pour la période de 1986 à 1993 sont présentées sous forme de points bleus afin d'illustrer que ces valeurs correspondent à la tendance de l'ensemble de la série. La ligne bleue représente l'ajustement des régressions à axe principal par âge. Pour les morues de 9 et 10 ans, ces régressions ont exclu les trois plus grandes valeurs du PP. L'âge de 11 ans représente les morues de 11 ans et plus.

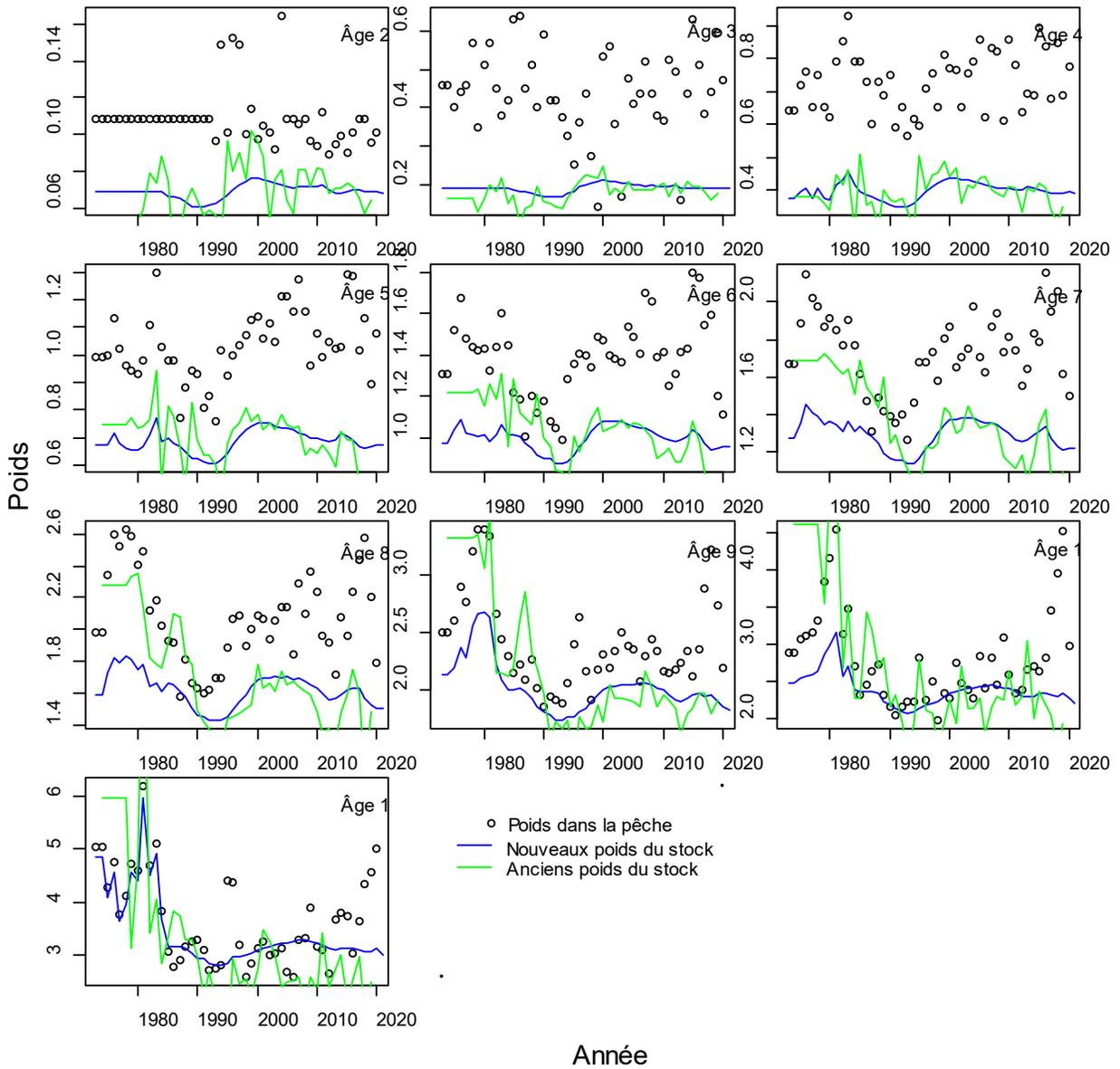


Figure 20. Tendances des valeurs de poids individuel par âge (en kg) pour la pêche (PP, cercle), et pour le stock (PS). Les valeurs de PS précédemment utilisées dans l'évaluation proviennent de Brassard et al. (2020) et sont représentées à l'aide d'une ligne verte, tandis que les nouvelles valeurs pondérées du stock dérivées pour ce rapport sont représentées à l'aide d'une ligne bleue. L'âge de 11 ans représente les morues de 11 ans et plus.

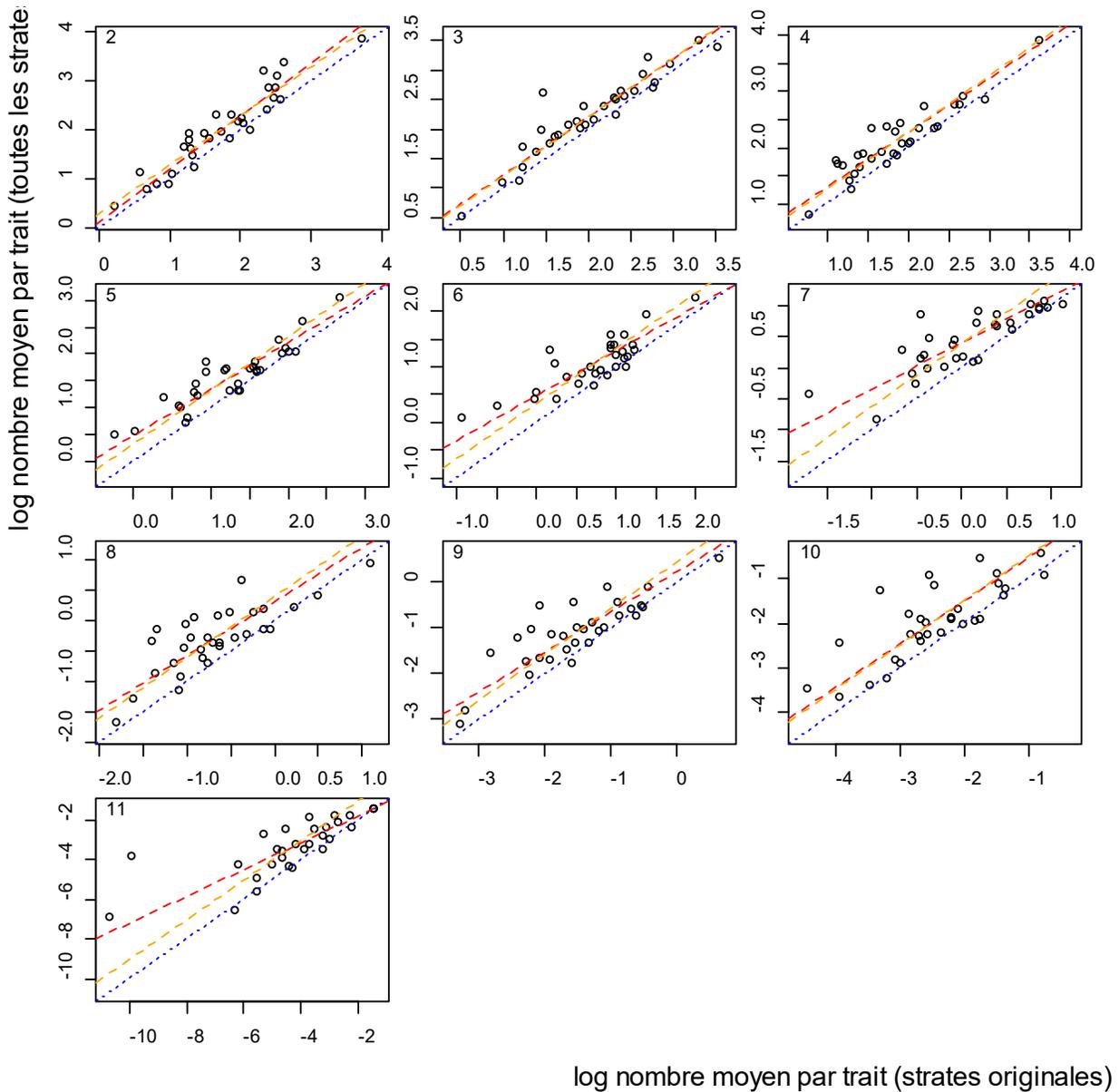


Figure 21. Estimations annuelles du nombre moyen logarithmique par trait selon l'âge dans le relevé plurispécifique au chalut de fond effectué par le navire de recherche du MPO, à l'aide de données limitées aux strates initialement échantillonnées pendant le relevé dans les années 1980, et de la série complète de strates utilisées depuis le début des années 1990. La ligne pointillée bleue est une ligne 1:1, la ligne pointillée orange est la différence moyenne des estimations du registre annuelles, et la ligne pointillée rouge est l'ajustement d'une régression à axe principal. Notez que le graphique pour l'âge de 11 ans représente les captures de 11 ans et plus.

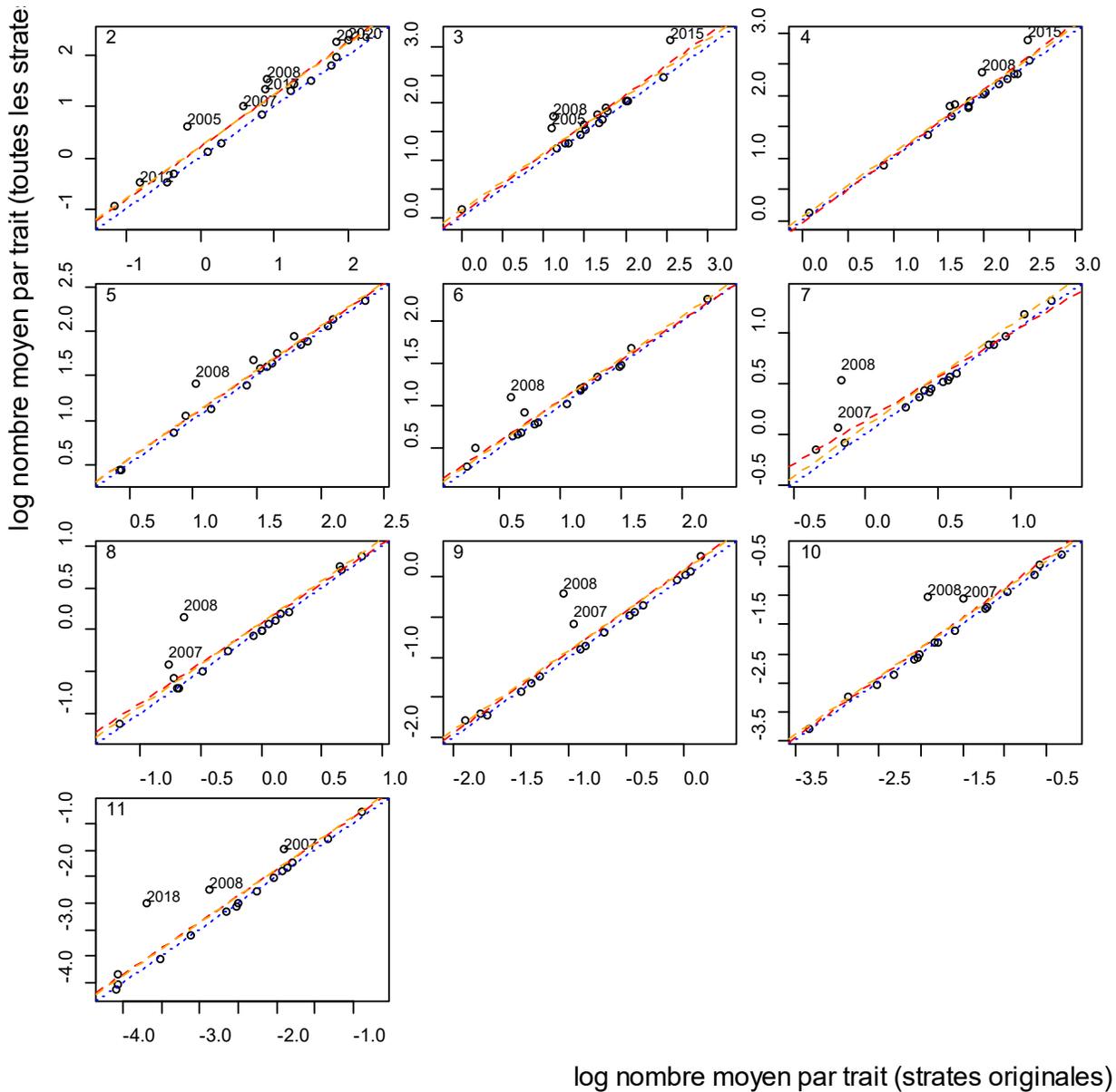


Figure 22. Estimations annuelles du nombre moyen logarithmique par trait selon l'âge (graphiques) dans le relevé sentinelle au chalut de fond, à l'aide de données limitées aux strates initialement échantillonnées pendant le relevé jusqu'en 2002, et de la série complète de strates utilisées depuis 2003. La ligne pointillée bleue est une ligne 1:1, la ligne pointillée orange est la différence moyenne des estimations du registre annuelles et la ligne pointillée rouge est l'ajustement d'une régression à axe principal. Certaines années aberrantes sont identifiées dans chaque graphique. Notez que le graphique pour l'âge de 11 ans représente les captures de 11 ans et plus.

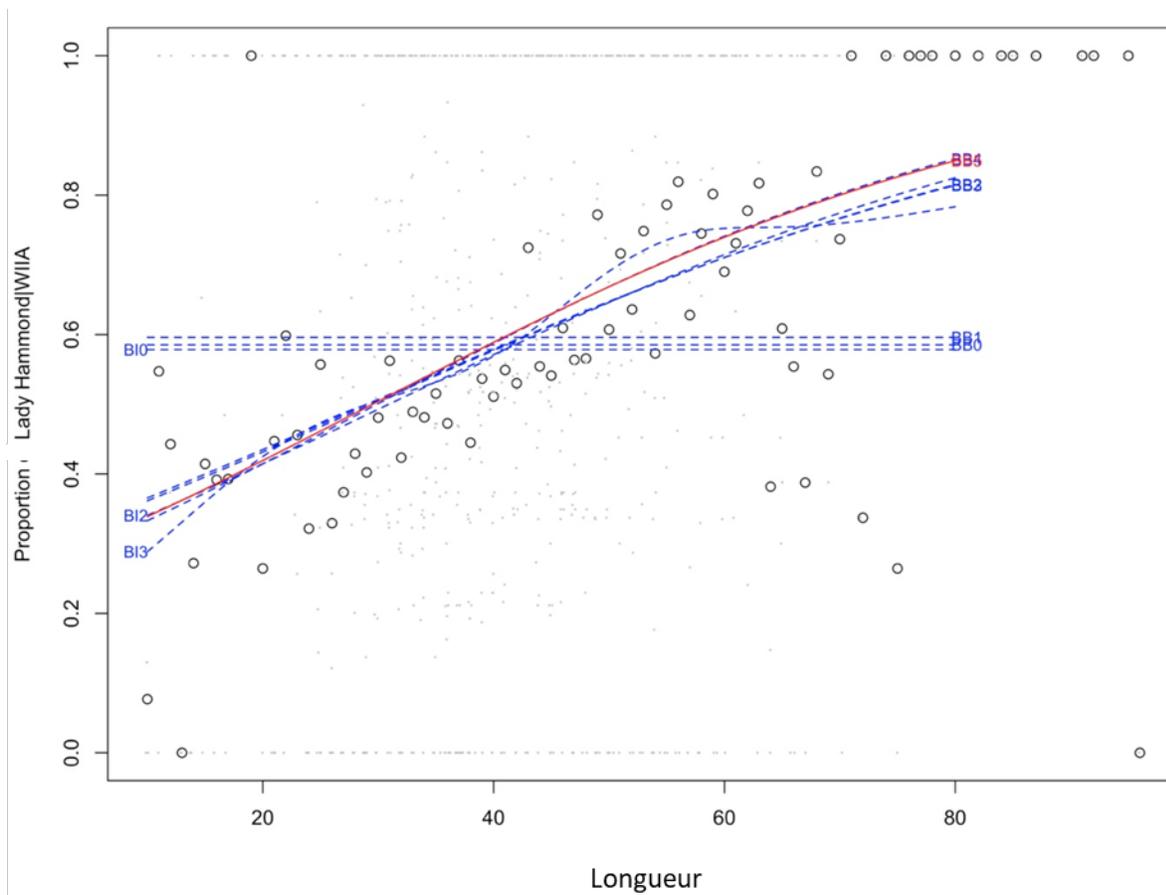


Figure 23. Reproduction de la figure 5 de Benoît et al. (2022), qui présentait la proportion de prises de morue réalisées par le Lady Hammond pêchant au chalut WIIA lors de traits jumelés avec le Alfred Needler pêchant au chalut URI pendant l'expérience de pêche comparative de 1990. Les proportions sont présentées en fonction de la longueur du poisson (cm), pour les paires de traits individuels (petits points gris clair) et pour la moyenne de l'échantillon en fonction de la longueur (cercles). La ligne rouge continue indique la conversion estimée sur la base du meilleur modèle sélectionné, tandis que les lignes pointillées bleues correspondent aux autres modèles convergents (détails dans Benoît et al. 2022).

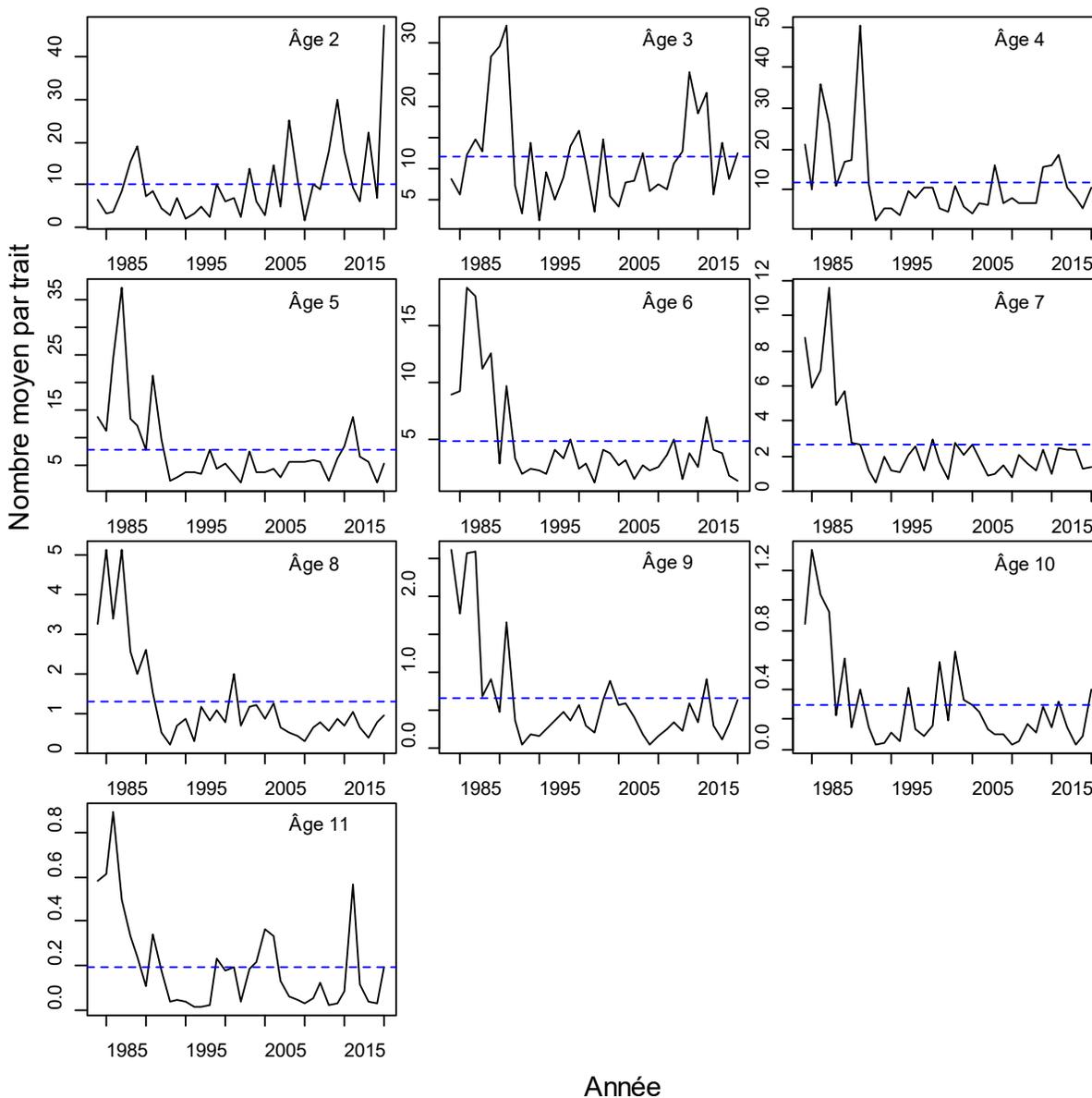


Figure 24. Valeurs de l'indice d'abondance par âge (nombre moyen par trait) pour 1984 à 2020 dans le relevé plurispécifique au chalut de fond effectué par le navire de recherche du MPO. La ligne pointillée bleue indique la valeur moyenne de la série chronologique. Notez que le graphique pour les morues de 11 ans représente le nombre moyen par trait pour les morues de 11 ans et plus.

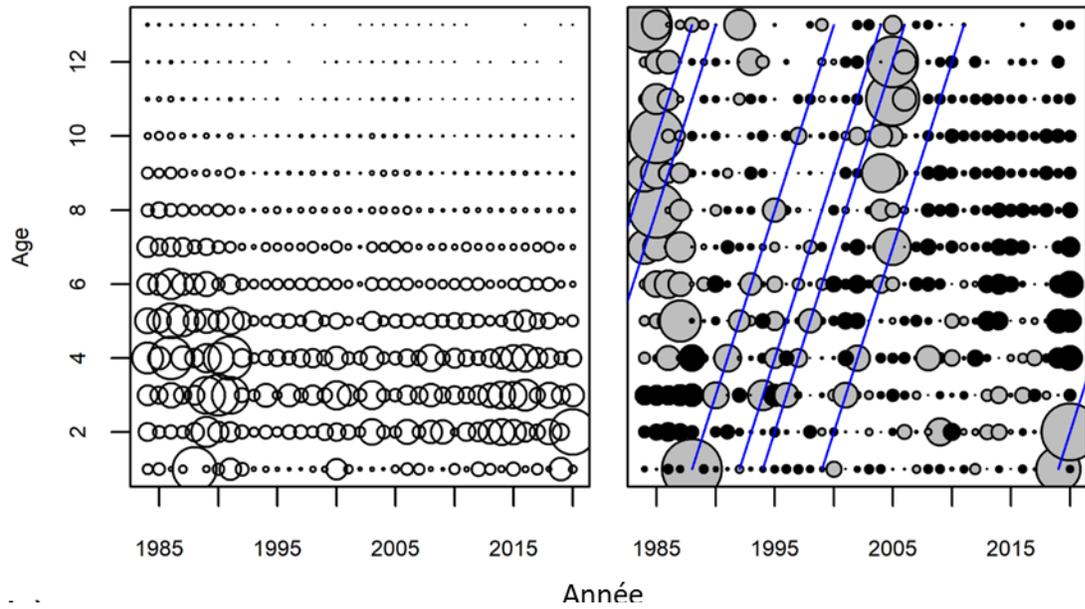


Figure 25. Reprise de la figure 17a de Benoît et al. (2022), montrant les prises par âge dans le relevé par navire de recherche pour 1984 à 2020 sur la base de la série réduite de strates. Le graphique de gauche montre les captures proportionnelles à la taille du cercle, tandis que le graphique de droite montre les proportions normalisées par âge par année (PNAA), les cercles gris indiquant des captures supérieures à la moyenne et les cercles noirs, des captures inférieures à la moyenne. Les lignes bleues indiquent que certaines cohortes ont suivi un parcours supérieur à la moyenne de façon uniforme dans le relevé.

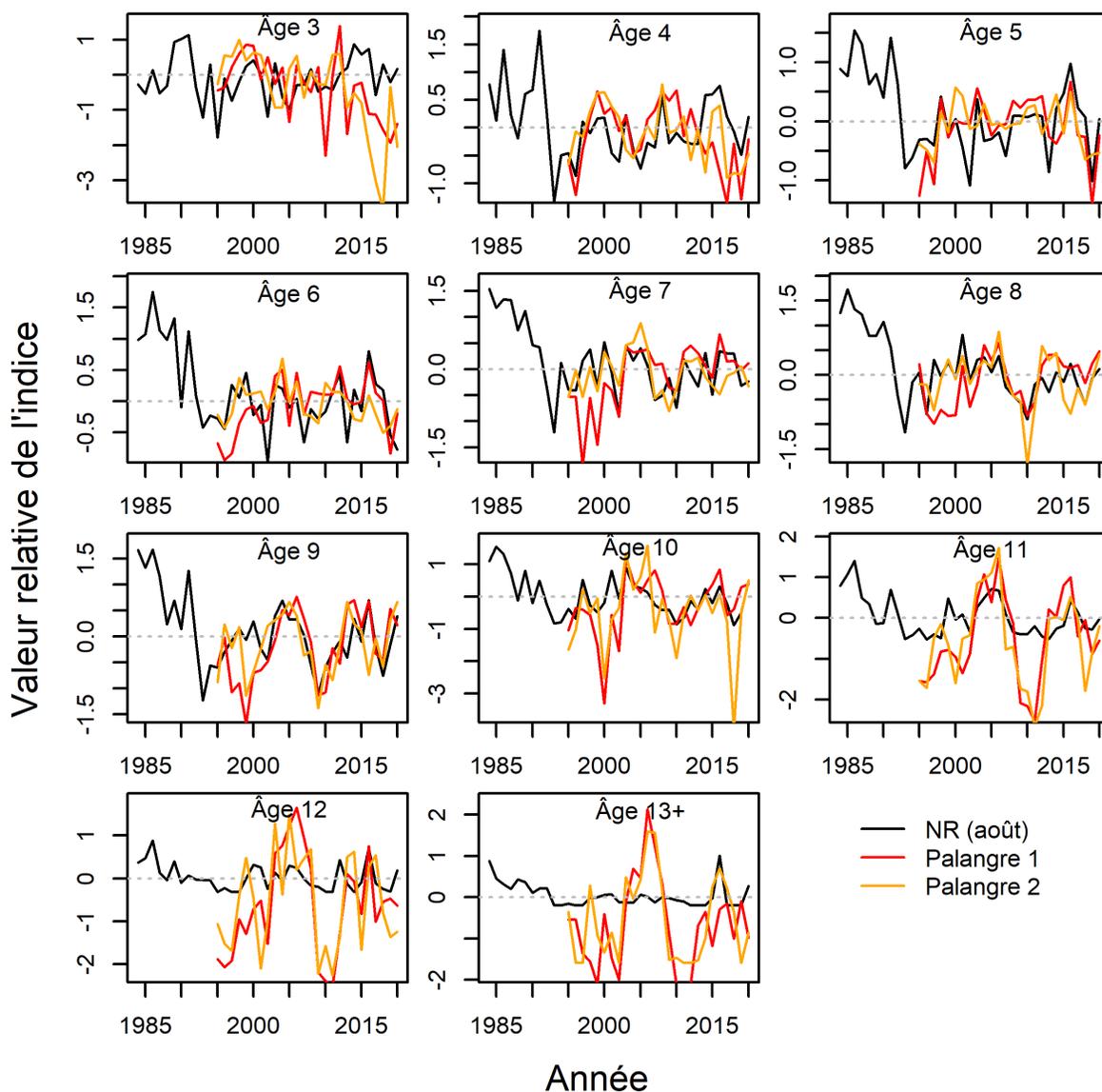


Figure 26. Valeurs de l'indice de l'abondance logarithmique relative par âge (graphiques) pour le relevé au chalut de fond effectué par le navire de recherche du MPO (NR) et les deux indices des relevés sentinelles à la palangre. Les valeurs relatives ont été calculées en divisant les indices d'abondance par les valeurs moyennes spécifiques aux relevés et par âge pour la période de 1995 à 2020. Les résultats pour les morues de 2 ans sont exclus parce que ces morues ne sont pas bien échantillonnées dans les relevés sentinelles aux engins fixes.

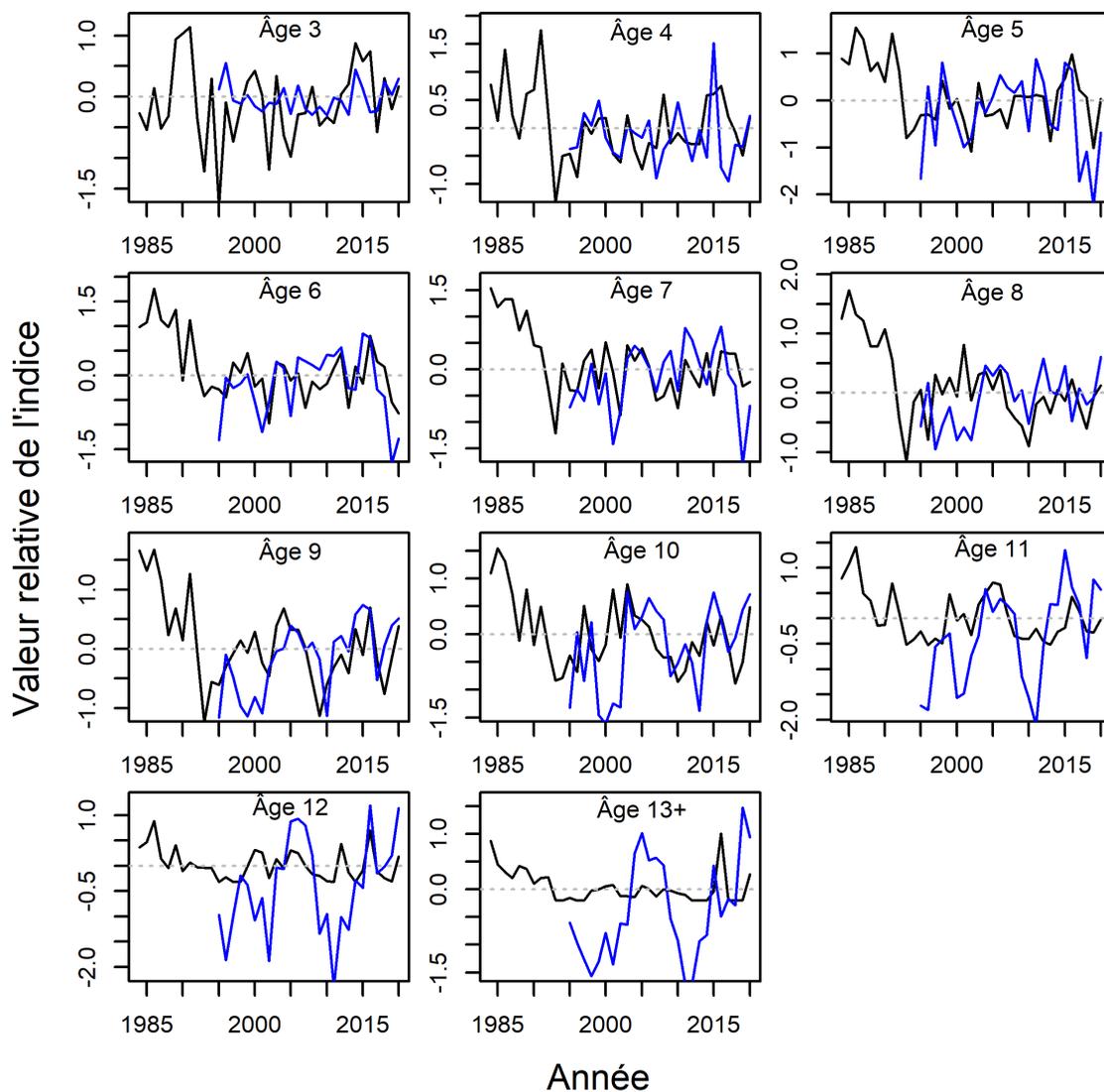


Figure 27. Valeurs de l'indice de l'abondance logarithmique relative par âge (graphiques) pour le relevé au chalut de fond effectué par le navire de recherche du MPO (noir) et l'indice du relevé sentinelle au filet maillant (bleu). Les valeurs relatives ont été calculées en divisant les indices d'abondance par les valeurs moyennes spécifiques aux relevés et par âge pour la période de 1995 à 2020. Les résultats pour les morues de 2 ans sont exclus parce que ces morues ne sont pas bien échantillonnées dans les relevés sentinelles aux engins fixes.

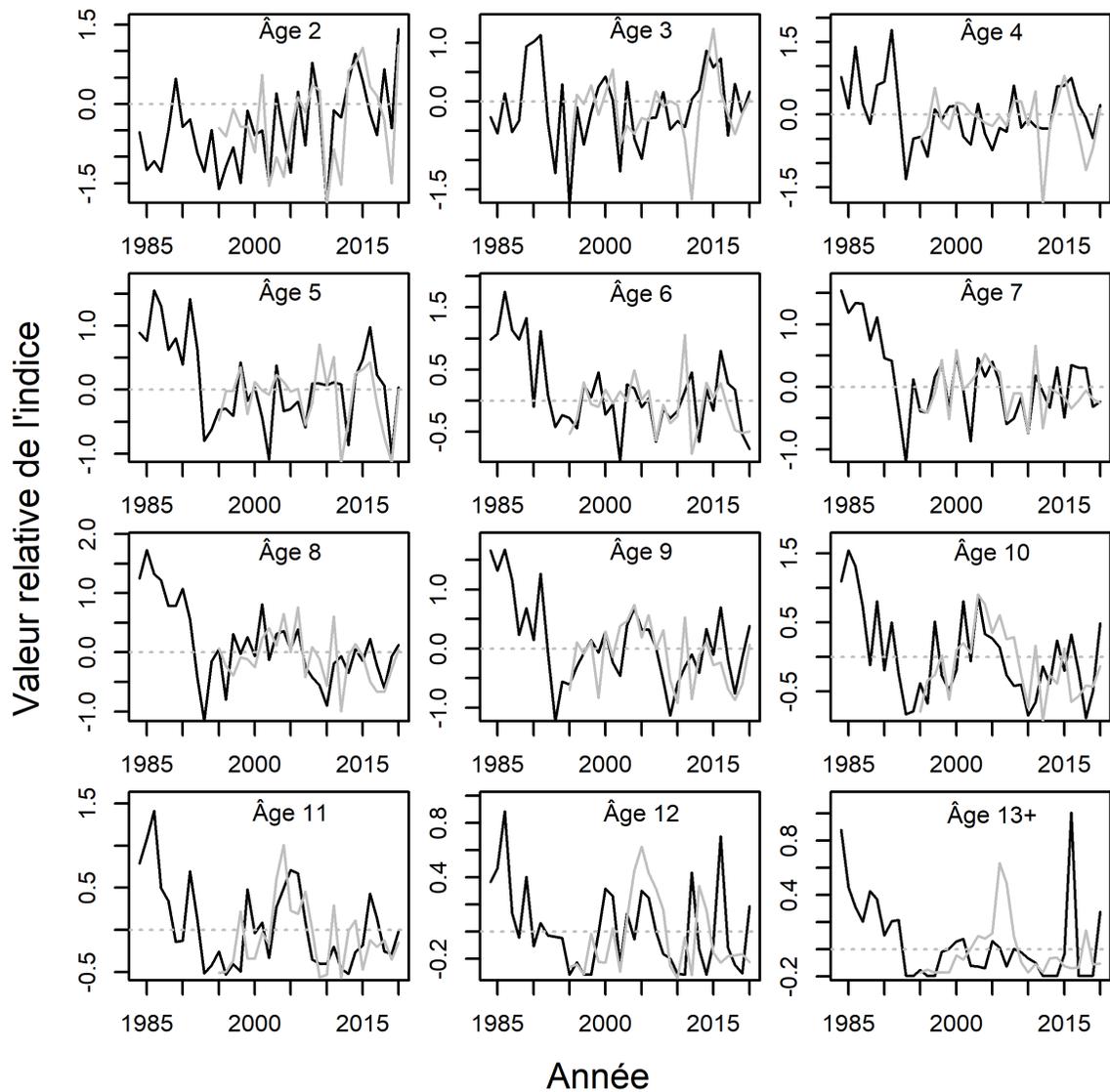


Figure 28. Valeurs de l'indice de l'abondance logarithmique relative par âge (graphiques) pour le relevé au chalut de fond effectué par le navire de recherche du MPO (noir) et l'indice du relevé sentinelle au chalut mobile (gris plein). Les valeurs relatives ont été calculées en divisant les indices d'abondance par les valeurs moyennes spécifiques aux relevés et par âge pour la période de 1995 à 2020. Les résultats pour les morues de 2 ans sont inclus.

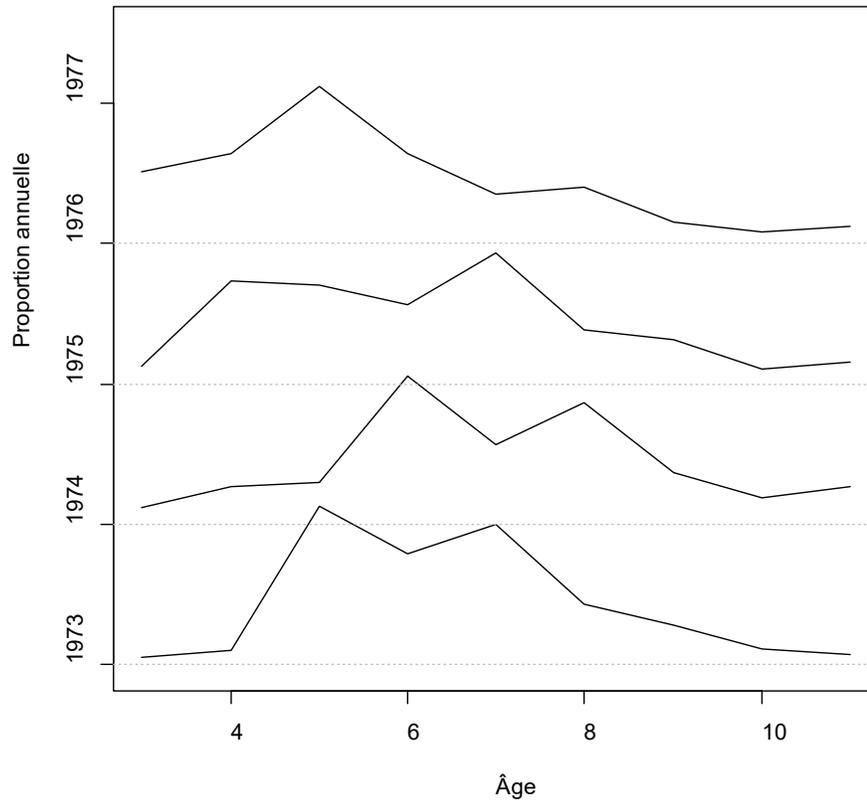


Figure 29. Proportion annuelle par âge des morues capturées lors des relevés de 1973 à 1976, rapportée par Minet (1978).