

Fisheries and Oceans Canada

Sciences des écosystèmes et des océans

s Ecosystems and Oceans Science

#### Secrétariat canadien de consultation scientifique (SCCS)

Document de recherche 2021/029

Région du Golfe

Modèles de population du hareng de l'Atlantique de la division 4TVn de l'OPANO : de l'analyse de population virtuelle à un modèle statistique de capture selon l'âge estimant la mortalité naturelle

F. Turcotte, D. P. Swain, J. L. McDermid

Pêches et Océans Canada Centre des Pêches du Golfe 343, avenue Université, C.P. 5030 Moncton (Nouveau-Brunswick) E1C 9B6



#### **Avant-propos**

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

#### Publié par :

Pêches et Océans Canada Secrétariat canadien de consultation scientifique 200, rue Kent Ottawa (Ontario) K1A 0E6

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



© Sa Majesté la Reine du chef du Canada, 2021 ISSN 2292-4272 ISBN 978- 0-660-38609-6 N° cat. Fs70-5/2021-029F-PDF

#### La présente publication doit être citée comme suit :

Turcotte, F., Swain, D. P. et McDermid, J. L. 2021. Modèles de population du hareng de l'Atlantique de la division 4TVn de l'OPANO : de l'analyse de population virtuelle à un modèle statistique de capture selon l'âge estimant la mortalité naturelle. Secr. can. de consult. sci. du MPO. Doc. de rech. 2021/029. vii + 58 p.

#### Also available in English :

*Turcotte, F., Swain, D. P., and McDermid, J. L. 2021. NAFO 4TVn Atlantic herring population models: from Virtual Population Analysis to Statistical Catch-at-Age estimating time-varying natural mortality. DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2021/029. vi + 52 p.* 

# TABLE DES MATIÈRES

LISTE DES FIGURES	IV
RÉSUMÉ	
INTRODUCTION	1
MODÈLES RELATIFS AU HARENG DE L'ATLANTIQUE, COMPOSANTE DES	0
	3
METHODES	
Structure des modèles	
Mortalité naturelle	
	44 ار
Sélectivité	
Abondance initiale et recrutement	6
Fonction d'objectif	
Qualité de l'ajustement des modèles	
RÉSULTATS	
Ajustement des modèles	
Estimations des modèles	9
MODÈLES RELATIFS AU HARENG DE L'ATLANTIQUE, COMPOSANTE DES	
REPRODUCTEURS D'AUTOMNE	10
MÉTHODES	10
Données	10
Structure des modèles	11
RÉSULTATS	13
Ajustement des modèles	13
Tendances relatives aux résidus	14
Analyse rétrospective	15
Estimations relatives aux modèles	16
DISCUSSION	18
	18
ESTIMATIONS RELATIVES AUX MODELES	20
CONCLUSION	21
RÉFÉRENCES CITÉES	22
FIGURES	25
ANNEXE 1 : ANALYSES RÉTROSPECTIVES DES ÉVALUATIONS ANTÉRIEURES	45
ANNEXE 2 – CHOIX DES FONCTIONS DE SÉLECTIVITÉ POUR LE HARENG DE PRINTEMPS	50
ANNEXE 2.1 – RENSEIGNEMENTS GÉNÉRAUX	52
ANNEXE 2.2 – MODÈLES DE SÉLECTIVITÉ PRIS EN CONSIDÉRATION	54

#### ANNEXE 2.3 – AJUSTEMENTS DES MODÈLES AUX PROPORTIONS SELON L'ÂGE.....57

#### LISTE DES FIGURES

Figure 4. Tendances rétrospectives des estimations de la BSR (en kilotonnes) chez les spécimens âgés de 4 à 10 ans pour cinq modèles de population relatifs aux harengs de l'Atlantique, composante des reproducteurs de printemps, de la division 4TVn de l'OPANO. ...28

 Figure 9. Ajustement aux indices de CPUE selon l'âge en fonction des valeurs observées (cercles) et prédites (lignes et zones ombragées) pour les modèles relatifs aux harengs de l'Atlantique, composante des reproducteurs d'automne, de la division 4TVn (statSCA, qSCA, mSCA, qmSCA et qVPA). Les lignes représentent les indices de biomasse prédits correspondant à un maximum de vraisemblance (en kilogrammes). Les lignes indiquent les indices médians prédits, tandis que les zones ombragées représentent les intervalles de confiance à 95 % des prédictions reposant sur l'échantillonnage fondé sur la méthode MCMC.

Figure 10. Ajustement aux indices selon l'âge dans la pêche au filet expérimental en fonction des valeurs observées (cercles) et prédites (lignes) pour les modèles relatifs aux harengs de l'Atlantique, composante des reproducteurs d'automne, de la division 4TVn (statSCA, qSCA, mSCA, qmSCA et qVPA). Les lignes représentent les indices de biomasse prédits correspondant à un maximum de vraisemblance (en kilogrammes). Les lignes indiquent les indices médians prédits, tandis que les zones ombragées représentent les intervalles de confiance à 95 % des prédictions reposant sur l'échantillonnage fondé sur la méthode MCMC.

Figure 14. Résidus des captures selon l'indice de la pêche au filet maillant expérimental (filetX, différence entre les proportions observées et prédites selon l'âge) pour les modèles de population relatifs aux harengs de l'Atlantique, composante des reproducteurs d'automne, de la division 4TVn de l'OPANO dans les régions Nord, Centrale et Sud. Les rangées correspondent aux âges et les colonnes, aux années. Le rayon du cercle est proportionnel à la valeur absolue des résidus. Les cercles noirs représentent les résidus négatifs (c.-à-d., observations < prédictions), tandis que les cercles blancs représentent les résidus positifs......38

Figure 15. Résidus d'après le relevé de navire océanographique et le relevé acoustique (différence entre les proportions observées et prédites selon l'âge) pour les modèles de population relatifs aux harengs de l'Atlantique, composante des reproducteurs d'automne, de la

Figure 18. Estimations médianes selon la méthode MCMC concernant la mortalité par pêche (à gauche), la capturabilité des spécimens pleinement recrutés par rapport à l'indice de CPUE dans la pêche au filet maillant (q selon l'indice de CPUE, au centre) et mortalité naturelle (à droite, M1 = 2 à 6 ans, M2 = 7 à 11 ans et plus) pour cinq modèles de population relatifs aux harengs de l'Atlantique, composante des reproducteurs d'automne, de la division 4TVn de l'OPANO dans les régions Nord, Centrale et Sud.

Figure 20. Capturabilité (q) des spécimens pleinement recrutés dans la pêche au filet maillant selon l'indice de CPUE en fonction de la BSR (en tonnes) pour les modèles de population qui portent sur les harengs, composante des reproducteurs d'automne, de la division 4TVn et qui estiment la capturabilité variable au fil du temps dans les régions Nord, Centrale et Sud. .......44

# RÉSUMÉ

La plus récente évaluation des stocks de hareng de l'Atlantique de la division 4TVn de l'OPANO, composantes des reproducteurs de printemps et d'automne, a été effectuée en 2018 à l'aide de modèles d'analyse de population virtuelle (VPA) estimant la capturabilité variable au fil du temps. La magnitude croissante des tendances rétrospectives de la biomasse du stock reproducteur (BSR) observée dans les modèles relatifs aux reproducteurs d'automne portait à croire que le modèle n'a pas permis d'intégrer un ou plusieurs processus non stationnaires dans la dynamique des populations de ce stock ou dans le modèle d'observation établissant des liens entre les indices d'abondance et l'abondance de la population. En 2018, l'analyse de population virtuelle relative aux harengs reproducteurs de printemps a également affiché une augmentation des tendances résiduelles en ce qui concerne l'indice de capture par unité d'effort (CPUE) et l'indice du relevé acoustique. L'abondance des principaux prédateurs du hareng a radicalement changé dans le sud du golfe du Saint-Laurent au cours des dernières décennies, ce qui pourrait considérablement modifier le taux de mortalité naturelle du hareng. Le fait de ne pas tenir compte des augmentations de la mortalité naturelle, causées par l'évolution des interactions prédateurs-proies, dans l'évaluation des stocks peut donner lieu à des estimations biaisées en ce qui concerne les paramètres de population et les indices vitaux. Par conséquent, l'estimation de la mortalité naturelle comptait parmi les raisons qui nous ont motivés à réexaminer les modèles de population relatifs au hareng de la division 4T. Ce document de recherche vise à effectuer une comparaison entre l'analyse de population virtuelle qui a été utilisée lors de l'évaluation des stocks la plus récente et une série de modèles statistiques de captures selon l'âge (SCA) intégrant des hypothèses différentes au sujet de la variation temporelle concernant des processus de population (c.-à-d. la mortalité naturelle) et/ou des processus d'observation (c.-à-d. la capturabilité dans la pêche à engins fixes). L'objectif est de déterminer le modèle le plus efficace pour les évaluations des stocks de 2020. Les modèles SCA ont donné de meilleurs résultats que les modèles VPA pour les deux stocks de hareng. Pour ce qui est du stock de hareng reproducteur de printemps, c'est le modèle SCA estimant la mortalité naturelle et la capturabilité de l'indice de CPUE dans la pêche au filet maillant variables au fil du temps qui a donné les meilleurs résultats. Quant au stock reproducteur d'automne, les modèles qSCA et gmSCA ont donné les meilleurs résultats. Toutefois, le modèle gmSCA a été considéré comme étant le meilleur car il offrait des estimations de la mortalité naturelle, un paramètre important dans l'évaluation des stocks de hareng de la division 4T. Les tendances rétrospectives de la biomasse du stock reproducteur d'après ce modèle doivent être surveillées, et la source de la tendance sera étudiée à l'aide de nouvelles sources de données. Dans l'ensemble, les modèles sélectionnés ont apporté des améliorations par rapport aux modèles d'analyse de population virtuelle utilisés dans le cadre des évaluations antérieures.

#### INTRODUCTION

Dans le sud du golfe du Saint-Laurent (sGSL), les stocks de hareng de l'Atlantique (*Clupea harengus*; ci-après hareng) se composent de deux groupes : les reproducteurs de printemps et les reproducteurs d'automne. Le frai de printemps se produit surtout en avril et en mai, mais se prolonge jusqu'au 30 juin, à des profondeurs de moins de 10 m. Le frai d'automne se déroule de la mi-août à la mi-octobre, à des profondeurs de 5 à 20 m, mais peut avoir lieu dès le 1<sup>er</sup> juillet. Les harengs reproducteurs de printemps et reproducteurs d'automne de la division 4TVn de l'Organisation des pêches de l'Atlantique Nord-Ouest (OPANO) sont considérés comme des stocks distincts du point de vue génétique et sont évalués séparément (Lamichhaney *et al.* 2017; Kerr et *al.* 2019; Fuentes-Pardo *et al.* 2019). Le hareng est également très fidèle à son site de frai (Wheeler et Winters 1984; McQuinn 1997; Brophy *et al.* 2006). Dans le sud du golfe du Saint-Laurent, les harengs reproducteurs d'automne sont donc évalués à l'aide de modèles d'évaluation par région (Nord, Centrale et Sud; Figure 1).

Le hareng du sud du golfe du Saint-Laurent est exploité dans les frayère par une flottille de pêche au filet maillant (appelée « flottille à engins fixes ») et une flottille de pêche à la senne coulissante (« flottille à engins mobiles »). Au fil du temps, la flottille à engins mobiles a consisté en un nombre variable de grands bateaux dans le sud du golfe (> 19,8 m). Cependant, certains petits senneurs (< 19,8 m) peuvent également participer à la pêche côtière. La pêche à engins fixes se concentre dans la division 4T de l'OPANO, tandis que la pêche à engins mobiles se déroule dans les divisions 4T et 4Vn de l'OPANO (de 1978 à 1998 seulement, Figure 1). Pendant les saisons de pêche du printemps et de l'automne, la flottille à engins mobiles n'est pas autorisée à pêcher dans les zones réservées exclusivement à la flottille à engins fixes (Claytor et al. 1998). Au cours de la pêche de printemps, les flottilles à engins mobiles pêchent le long de la limite septentrionale de la région 4Tf de l'OPANO au bord du détroit de Cabot. Une allocation globale, ou total admissible des captures (TAC), a été introduite en 1972 pour la première fois; elle se situait à 166 000 t. Elle a été abaissée à 40 000 t en 1973. L'imposition de TAC distincts pour les reproducteurs de printemps et les reproducteurs d'automne a commencé en 1985. Les TAC ont été alloués dans un premier temps par saison de pêche, puis appliqués aux débarquements de reproducteurs de printemps et de reproducteurs d'automne en fonction des échantillons biologiques prélevés pendant la pêche. Parmi le hareng capturé, le pourcentage de reproducteurs de printemps et de reproducteurs d'automne varie selon la saison et le type d'engin. Étant donné que les reproducteurs de printemps et les reproducteurs d'automne sont pêchés durant les saisons de pêche de printemps et d'automne, ils doivent être séparés dans leurs groupes correspondants afin de déterminer si le total admissible des captures alloué à ces groupes a été atteint. Depuis 1981, la flottille à engins fixes représente la plupart des prises de hareng reproducteur de printemps et d'automne (McDermid et al. 2018).

Le cadre d'avril 2015 relatif au hareng reproducteur d'automne a examiné et adopté de nouveaux indices dont l'indice de pêche au filet expérimental, l'indice du relevé acoustique et l'indice du relevé plurispécifique au chalut de fond. Le cadre a également intégré la capturabilité variable au fil du temps dans l'analyse de population virtuelle (VPA) relative au hareng reproducteur d'automne (Swain 2016b; Surette 2016; Surette *et al.* 2016). Dans le cadre de l'évaluation des stocks de harengs de 2016, la capturabilité variable au fil du temps a également été adoptée pour le modèle VPA relatif au hareng de printemps (Swain 2016a). La plus récente évaluation des stocks de harengs de l'Atlantique – reproducteurs de printemps et reproducteurs d'automne – de la division 4TVn de l'OPANO a été effectuée en 2018 (McDermid *et al.* 2018) à l'aide de modèles VPA estimant la capturabilité variable au fil du temps. La magnitude croissante des tendances rétrospectives de la biomasse du stock reproducteur (BSR) dans les modèles relatifs aux reproducteurs d'automne portait à croire que le modèle n'a pas permis

d'intégrer un ou plusieurs processus non stationnaires dans la dynamique des populations de ce stock ou dans le modèle d'observation établissant des liens entre les indices d'abondance et l'abondance de la population (Annexe 1). En 2018, le VPA relatif aux reproducteurs de printemps a également commencé à afficher des tendances résiduelles à la hausse en ce qui concerne l'indice de capture par unité d'effort (CPUE) et l'indice du relevé acoustique (Annexe 1).

L'abondance des principaux prédateurs du hareng (Benoît et Rail 2016) a radicalement changé dans le sud du golfe du Saint-Laurent au cours des dernières décennies (morue franche; Swain *et al.* 2019, phoque gris; Hammill *et al.* 2014a et thon rouge de l'Atlantique; ICCAT 2017), ce qui pourrait modifier considérablement le taux de mortalité naturelle du hareng. Le fait de ne pas tenir compte des augmentations de la mortalité naturelle, causées par l'évolution des interactions prédateurs-proies, dans une évaluation des stocks peut donner lieu à des estimations biaisées en ce qui concerne les paramètres de population et les indices vitaux (Overholtz *et al.* 2008; Legault et Palmer 2016; Jacobsen et Essington 2018; Jacobsen *et al.* 2019). Par conséquent, l'estimation de la mortalité naturelle comptait parmi les raisons qui nous ont motivés à réexaminer les modèles de population relatifs au hareng de la division 4TVn.

Tous les modèles de population antérieurs relatifs au hareng de la division 4TVn portaient sur des VPA. Les modèles statistiques de captures selon l'âge (SCA) fournissent un autre cadre de modélisation. Le VPA consiste en une rétropolation à partir de l'abondance selon l'âge dans l'année terminale (la plus récente); les abondances terminales selon l'âge sont des paramètres estimés dans le modèle. En revanche, le SCA consiste en une projection dans le futur à partir de l'abondance selon l'âge durant la première année et au premier âge chaque année; ces valeurs sont estimées dans le modèle, soit sous forme de paramètres (l'approche utilisée dans ce document), soit en ajustant la relation stock-recrutement.

Les modèles SCA procurent des avantages statistiques par rapport aux VPA, et ce, pour les deux raisons suivantes. Premièrement, le VPA suppose que les captures de pêche selon l'âge sont connues sans erreur, tandis que les SCA supposent qu'il y a une erreur d'observation dans les proportions selon l'âge dans les captures de pêche. Deuxièmement, le VPA s'ajuste aux indices d'abondance selon l'âge et suppose que les indices selon des âges différents au cours de la même année sont indépendants. En revanche, les SCA s'ajustent aux indices agrégés de la biomasse par âge et aux proportions selon l'âge dans les captures de pêche et les captures des relevés de recherche. Cela permet de tenir compte du manque d'indépendance entre les prises selon des âges différents au cours de la même année.

Ce document de recherche vise à effectuer une comparaison entre le modèle VPA qui a été utilisé lors de l'évaluation des stocks la plus récente et une série de modèles SCA intégrant des hypothèses différentes au sujet de la variation temporelle concernant des processus de population (c.-à-d. la mortalité naturelle) ou des processus d'observation (c.-à-d. la capturabilité dans la pêche à engins fixes). L'objectif est de déterminer le modèle le plus efficace pour les évaluations des stocks de 2020.

### MODÈLES RELATIFS AU HARENG DE L'ATLANTIQUE, COMPOSANTE DES REPRODUCTEURS DE PRINTEMPS

## MÉTHODES

## Données

Les intrants des modèles pour les composantes des reproducteurs de printemps et les reproducteurs d'automne sont décrits dans Turcotte *et al.* (2020).

Les données sur les prises proviennent des prises de la pêche commerciale qui sont échantillonnées à quai par le personnel scientifique du ministère des Pêches et des Océans (MPO) pour la pêche à engins fixes et à engins mobiles, et en mer par les observateurs des pêches pour la pêche à engins mobiles. Les matrices relatives aux prises selon l'âge et au poids selon l'âge (de 4 ans à 11 ans et plus, de 1978 à 2019) sont calculées pour chacune des prises par la flottille à engins fixes et la flottille à engins mobiles. Ces valeurs ont été calculées à partir des clés d'âge-longueur et des relations longueur-poids de chaque composante des reproducteurs, de chaque type d'engin et de chaque saison de pêche.

L'indice d'abondance selon la CPUE par la pêche à engins fixes constitue le premier indice d'abondance. Les données sur l'effort sont tirées du programme de vérification à quai et d'un sondage téléphonique mené auprès des pêcheurs. Les données sur l'effort et les prises par les engins fixes ont été utilisées pour mettre au point les matrices relatives aux prises selon l'âge et au poids selon l'âge (de 4 à 10 ans, de 1990 à 2019). Les pêches à engins fixes ont lieu sur les frayères, et les débarquements de ces pêches représentent environ 60 % des prises de harengs reproducteurs de printemps.

Le deuxième indice d'abondance est obtenu à partir du relevé annuel acoustique et chalut pélagique indépendant de la pêche. Cet indice comprend les données relatives aux prises selon l'âge et au poids selon l'âge provenant des zones 4Tmno de l'OPANO, où les deux stocks se mélangent à différents stades de vie et pour des périodes différentes. Pour les reproducteurs de printemps, les intrants des modèles s'appliquent au hareng âgé de 4 à 8 ans, de 1994 à 2019.

### Structure des modèles

Les modèles de population structurés selon l'âge (VPA et SCA), mis en œuvre à l'aide du logiciel *AD Model Builder* (Fournier *et al.* 2012), ont été ajustés aux données sur le hareng du sud du golfe du Saint-Laurent. Dans la présente analyse, cinq modèles sont comparés pour les stocks de harengs reproducteurs de printemps : un modèle VPA et quatre modèles SCA qui intègrent ou non des paramètres variables au fil du temps en matière de capturabilité (*q*) des harengs pleinement recrutés et/ou de mortalité naturelle (*M*). Utilisé lors de la dernière évaluation, le modèle VPA est décrit par Swain (2016a et 2016b) et McDermid *et al.* (2018). Les modèles sont nommés comme suit :

- qVPA (*q* variable au fil du temps, *M* stationnaire)
- qSCA (q variable au fil du temps, *M* stationnaire)
- mSCA (*M* variable au fil du temps, *q* stationnaire)
- qmSCA (*q* et *M* variables au fil du temps)
- statSCA (*q* et *M* stationnaires)

Pour les modèles SCA, les paramètres estimés étaient les suivants : les nombres selon l'âge au cours de l'année initiale (1978); le recrutement annuel (recrutement moyen et écarts de

recrutement relativement au nombre de spécimens âgés de 2 ans); les paramètres de sélectivité reliés à trois blocs chronologiques pour tenir compte des changements qui touchent la sélectivité et la proportion d'engins dans la prise; la mortalité par pêche initiale avant 1978 (utilisé pour initialiser l'abondance selon l'âge dans la première année), *q* des indices de CPUE et du relevé acoustique, et les écarts annuels de *q* pour l'indice de CPUE, *M* initiale et les écarts annuels de *M* pour deux groupes d'âge (2 à 6 ans et 7 à 11 ans et plus), et l'erreur d'observation pour les indices.

Les paramètres du modèle VPA étaient les suivants : l'abondance logarithmique du hareng âgé de 5 à 11 ans et plus lors de l'année « terminale » (c.-à-d. 2020, la dernière année du modèle plus 1); *q* initiale des harengs pleinement recrutés (1978-1990) de l'indice de CPUE, les écarts annuels (1991-2019) de *q* pour l'indice de CPUE, *q* de l'indice du relevé acoustique, et l'écart-type de l'erreur d'observation selon l'âge pour chaque indice. Deux paramètres supplémentaires ont été nécessaires pour modéliser la sélectivité selon l'âge par rapport à l'indice de CPUE, laquelle a été modélisée sous forme d'une fonction logistique de l'âge.

Lorsque la mortalité naturelle était stationnaire dans les modèles VPA et SCA, il a été supposé que la valeur M était constante à 0,2 pour toutes les années et pour tous les âges. Les modèles prévoyant une valeur de capturabilité (q) stationnaire, un paramètre constant de capturabilité a été estimé au fil des ans pour chaque indice d'abondance.

#### Mortalité naturelle

Pour les modèles permettant d'intégrer un paramètre *M* non stationnaire, des séries chronologiques indépendantes de *M* pour deux groupes d'âge ont été estimées : 2 à 6 ans (j = 1) et 7 à 11 ans et plus (j = 2). Ces séries chronologiques ont été estimées selon l'échelle logarithmique sous forme de marches aléatoires :

$$\log(M_{j,t}) = \log M_j^{init} \text{ où } t = 1978$$
$$\log(M_{j,t}) = \log(M_{j,t-1}) + Mdev_{j,t}, \text{ où } t > 1978$$
$$Mdev_{j,t} \sim Normal(0, \sigma_j^M)$$

où  $\log(M_{j,t})$ ,  $\log(M_j^{init})$  et  $Mdev_{j,t}$ , sont des paramètres estimés par le modèle. Il a été supposé que les écarts de M ( $Mdev_{j,t}$ ) présentaient une distribution normale, une moyenne de 0 et  $\sigma_j^M$  fixé à 0,075 pour tous les *j*. La marche aléatoire a commencé en 1979. Des données a priori ont été fournies pour  $M^{init}$ . Ces données a priori présentaient une distribution normale, une moyenne de 0,2 et un écart-type de 0,1 pour les deux groupes d'âge (c.-à-d.  $M_i^{init} \sim N(0.2, 0.1)$ ).

La fonction de probabilité des modèles comprenait des fonctions de pénalité attribuables aux données a priori concernant la valeur *M* :

$$0.5 \sum\nolimits_{j,y} (Mdev_{j,t}^2) / (\sigma_j^M)^2 + 0.5 \sum\nolimits_J \exp(\log \left(M_j^{init}\right) - 0.2)^2 / 0.1^2$$

### Capturabilité

Pour les modèles qui permettent l'erreur de processus dans la capturabilité des poissons pleinement recruté (q) à la pêcherie à engins fixes, la valeur initiale de q en 1990 (la première année avec des données de CPUE) était un paramètre du modèle et les valeurs subséquentes de q ont été estimées sous forme de marche aléatoire:

$$q_t = \exp(\log q)$$
 où t ≤ 1990

$$q_{t} = q_{t-1} * \exp(q dev_{t,i}) \text{ où t > 1990}$$
$$q dev_{t} \sim Normal(0, \sigma^{q})$$

où  $\log(q_t)$  et  $qdev_t$ , sont des paramètres estimés par le modèle. Il a été supposé que les écarts de q ( $qdev_t$ ) présentaient une distribution normale, une moyenne de 0 et écart-type  $\sigma^q$  fixe à 0,1.

La fonction de probabilité des modèles comprenait une fonction de pénalité attribuable à la donnée a priori concernant les écarts de q:

$$0.5\sum_t (qdev_t^2)/(\sigma^q)^2$$

#### Sélectivité

Dans les modèles SCA, la sélectivité  $S_{g,a,t}$  a été indexée selon les sources de prise g, l'âge a et l'année t. Il a été supposé que la sélectivité de la pêche (g =1), la sélectivité selon l'indice de CPUE dans la pêche au filet maillant (g = 2) et selon le relevé acoustique (g = 3) étaient des fonctions logistiques de l'âge. Quant à la pêche commerciale, des fonctions distinctes ont été ajustées à trois périodes :

- 1. de 1978 à 1989 (*p* = 1);
- 2. de 1990 à 2004 (p = 2);
- de 2005 à 2019 (*p* = 3) (c.-à-d. S<sub>1,p</sub> = f(s<sub>1,a,t</sub>) et t ∈ 1978, 1979,..., 1989 pour *p* = 1, etc.). Ces périodes ont été choisies en fonction d'un examen des proportions annuelles d'engins fixes et mobiles dans la pêche commerciale.

On pourrait soutenir que la sélectivité selon l'indice de CPUE et selon la pêche revêt la forme d'un dôme en raison de l'utilisation du filet maillant. Les modèles de sélectivité qui permettaient d'intégrer une courbe en forme de dôme (p. ex., logistique double, gamma, logistique exponentielle) ont également été examinés; ils ont estimé que la sélectivité prenait effectivement la forme d'un dôme. La partie descendante du dôme affichait une inclinaison plus forte et une baisse plus importante entre 2005 et 2017 comparativement à la période allant de 1990 à 2004. Par exemple, à l'aide des trois modèles de sélectivité décrits plus haut, il a été estimé que la sélectivité du filet maillant pour la pêche de spécimens âgés de 10 ans se situait à environ 0,5, 0,8 ou 0,9 entre 1990 et 2004 respectivement, et à 0,2, 0,2 et 0,8 entre 2005 et 2017 (voir l'annexe 2 pour plus de détails). Toutefois, la taille selon l'âge du hareng diminue depuis le milieu des années 1980 (Figure A2.1.1, annexe 2). Si la courbe de sélectivité prenait la forme d'un dôme, les harengs âgés (p. ex., 10 ans) se trouveraient sur la partie descendante. Par conséguent, la diminution de la taille selon l'âge se traduirait par une augmentation de leur sélectivité par rapport au filet maillant, et non par une diminution. Des estimations indépendantes de la sélectivité relative selon l'âge des reproducteurs d'automne confirment (dans tous les modèles SCA) que leur sélectivité aux âges avancés a augmenté, et non baissé, en raison de la diminution de leur taille selon l'âge. Par conséquent, ces estimations entourant la sélectivité décroissante pour le hareng âgé au cours des dernières années ont été jugées erronées; il a donc été décidé d'utiliser des modèles de sélectivité logistique combinés aux estimations empiriques de sélectivité relative selon la longueur. Les estimations entourant la sélectivité décroissante aux âges avancés peuvent traduire un taux de mortalité élevé chez le hareng âgé qui n'est pas pris en compte dans la capture ou les niveaux présumés de mortalité naturelle, ce qui vient justifier l'utilisation de la sélectivité logistique.

La sélectivité du modèle qVPA selon l'indice de CPUE dans la pêche au filet maillant a été modélisée sous forme d'une fonction logistique selon l'âge pour les spécimens âgés de 4 à 9 ans, mais elle a été estimée librement pour les spécimens âgés de 10 ans afin de prendre en compte la sélectivité en forme de dôme selon l'âge.

#### Abondance initiale et recrutement

Dans les modèles SCA, l'abondance de la population âgée de 2 ans (recrutement) dans l'année *t* a été estimée en fonction du recrutement moyen logarithmique ( $\overline{R}$ ) et des écarts annuels de recrutement  $Rdev_t$ :

$$R_t = \exp(\overline{R} + Rdev_t)$$
$$Rdev_t \sim Normal(0, \sigma^R)$$

où  $\overline{R}$  et  $Rdev_t$ sont des paramètres estimés par le modèle. Il a été supposé que les écarts de recrutement ( $Rdev_t$ ) présentaient une distribution normale, une moyenne de 0 et  $\sigma^R$  fixe à 0,5. Pour les spécimens plus âgés a ( $a \in 3, 4, ...$  11 ans et plus) au cours de l'année 1, l'abondance de la population a été estimée en projetant ces cohortes dans l'avenir à compter de l'âge de 2 ans jusqu'à leur âge durant l'année 1, comme suit.

Pour l'abondance selon l'âge  $a \in 3,4,...$  A-1 durant l'année 1, où A correspond au dernier âge (11 ans et plus) :

$$N_{a,1} = \exp(\bar{R} + Rdev_a^{r1} - \sum_{a=1}^{a-1} (s_{a,1}Fi + M_{a,1}))$$

Pour l'abondance selon l'âge A au cours de l'année 1 :

$$N_{A,1} = \frac{\exp(\bar{R} + Rdev_A^{r_1} - \sum_{a=1}^{A-1} (s_{a,1}Fi + M_{a,1}))}{1 - \exp(-(s_{A,1}Fi + M_{A,1}))}$$

où  $N_{a,1}$  est l'abondance selon l'âge a dans l'année 1,  $Rdev_a^{r1}$  sont des écarts de recrutement pour initialiser l'abondance selon l'âge a dans l'année 1,  $s_{a,1}$  est la sélectivité de la pêche selon l'âge a dans l'année 1, *Fi* est le taux de mortalité par pêche du hareng pleinement recruté pour l'initialisation de l'abondance selon l'âge dans l'année 1, et  $M_{a,1}$  est le taux de mortalité naturelle selon l'âge a dans l'année 1.

La fonction de probabilité des modèles comprenait des termes de pénalité en raison des données a priori concernant les écarts de recrutement utilisés pour initialiser l'abondance des spécimens âgés de 2 ans dans toutes les années et aux autres âges dans l'année 1 :

$$0.5\sum_{t} (Rdev_{t}^{2})/(\sigma^{R})^{2} + 0.5\sum_{a} (Rdev_{a}^{ri})^{2}/(\sigma^{R})^{2}$$

Après le recrutement à l'âge de 2 ans, les cohortes ont été projetées dans l'avenir de la manière habituelle :

$$N_{a,t} = N_{a-1,t-1} \times \exp(-Z_{a-1,t-1})$$
  
 $Z_{a,t} = s_{1,a,t} * F_t + M_{a,t}$ 

où *a* et *t* sont l'âge et l'année de l'indice, *N* est l'abondance, *Z* est la mortalité totale, *M* est la mortalité naturelle, *F* est la mortalité par pêche du hareng pleinement recruté et  $s_{1,a,t}$ est la sélectivité selon l'âge *a* dans l'année *t* dans la pêche.

Dans le modèle qVPA, étant donné que l'âge le plus jeune des indices d'abondance est 3 ans, il est impossible d'obtenir des estimations directes de l'abondance des spécimens âgés de 2 à 3 ans dans l'année terminale T+1 et des spécimens âgés de 2 ans dans l'année T, où T représente la dernière année comportant des indices. Ces valeurs ont été obtenues à partir de l'estimation du taux de recrutement moyen des cinq dernières années et de l'estimation de la biomasse du stock reproducteur produisant une cohorte donnée.

## Fonction d'objectif

Selon la structure du modèle (SCA, VPA, estimation de q et/ou de M), la fonction d'objectif des modèles comprenait les composantes suivantes :

- Tous les modèles SCA : écarts entre les valeurs observées et prédites des indices de la biomasse agrégée pour la CPUE dans la pêche au filet maillant et le relevé acoustique. Il a été supposé que les indices présentaient une distribution lognormale, associée à des écarts-types estimés par le modèle. Les modèles ont permis de pondérer les probabilités des indices de la biomasse.
- Tous les modèles SCA : écarts entre les proportions selon l'âge observées et prédites dans la pêche, la CPUE et les prises du relevé acoustique. Il a été a supposé que les proportions selon l'âge suivaient une distribution logistique multivariée, permettant d'estimer les variances des données. Modèle qVPA : écarts entre l'abondance selon l'âge observée et prédite dans la CPUE et les prises du relevé acoustique. Il a été supposé que les indices de l'abondance selon l'âge présentaient une distribution lognormale, associée à des écarts-types estimés par le modèle.

En outre, certains modèles comprenaient les composantes de probabilité suivantes :

- Modèles SCA estimant *M* : une distribution a priori normale pour les écarts de *M* à l'échelle logarithmique;
- Modèles SCA *M* : une distribution a priori normale pour les valeurs initiales de *M*;
- Modèles SCA et VPA estimant q : une distribution a priori normale pour les écarts de q à l'échelle logarithmique;
- Modèles SCA estimant M: une distribution a priori normale pour les écarts de recrutement à l'échelle logarithmique;
- Modèles SCA : une distribution a priori normale pour le recrutement à l'échelle logarithmique des groupes d'âge relativement à leurs abondances dans l'année 1.

Lors du calcul de la fonction d'objectif, des poids différents ont été attribués aux probabilités reliées aux indices des modèles SCA. À partir de l'analyse préliminaire de l'ajustement des modèles aux indices selon l'âge associés à des poids différents, un poids de un a été attribué à la probabilité de l'indice de la biomasse selon la CPUE, tandis qu'un poids de trois a été attribué à la probabilité de l'indice de la biomasse du relevé acoustique.

Des intervalles de crédibilité à 95 % ont été obtenus pour les quantités estimées par le modèle en fonction de l'échantillonnage fondé sur la méthode de Monte Carlo par chaîne de Markov (MCMC); sur 210 000 échantillons, un échantillon tous les 40 a été conservé. Toutes les estimations de population sont des médianes a posteriori reposant sur l'échantillonnage fondé sur la méthode MCMC.

### Qualité de l'ajustement des modèles

La qualité de l'ajustement aux indices a été évaluée au moyen d'un examen visuel des graphiques illustrant l'abondance ou la biomasse agrégée en fonction des valeurs estimées et observées. Les écarts entre la proportion selon l'âge ou l'abondance selon l'âge prédite et observée ont été évalués en traçant la courbe des résidus par année et par âge et en cherchant des « blocs » à travers les âges ou les années. La somme des carrés des résidus a été calculée pour chaque indice d'abondance, puis comparée d'un modèle à l'autre (les résidus du modèle VPA ont été transformés en fonction de la proportion selon l'âge en dehors du modèle). Les tendances rétrospectives des estimations de la BSR ont été évaluées en traçant la courbe des séries chronologiques de la BSR ayant été estimées en supprimant de manière séquentielle l'année terminale des données, pour 4 années (de 2015 à 2019).

Les données sur les principaux prédateurs du hareng dont l'abondance a évolué au fil des séries chronologiques ont été extraites de Swain *et al.* 2019 pour la morue franche de 5 ans et plus, de Hammill *et al.* 2014a pour le phoque gris, et de ICCAT 2017 en ce qui concerne l'indice de CPUE par canne et moulinet pour le sud du golfe du Saint-Laurent. Puisque les données sur les prédateurs étaient exprimées en unités différentes, les indices d'abondance pour chaque prédateur et les estimations de la mortalité naturelle ont été remis à l'échelle entre 0 et 1 afin qu'il soit possible d'effectuer des comparaisons entre des unités de mesure différentes. Cela a permis de comparer le moment et la direction des variations des valeurs.

# RÉSULTATS

## Ajustement des modèles

Dans l'ensemble, le modèle qVPA était bien ajusté à l'indice d'abondance agrégée de CPUE (Figure 2). Toutefois, en ce qui concerne l'indice du relevé acoustique, les valeurs prédites avaient tendance à surestimer les valeurs observées au début de la série chronologique (1995-2002) et à sous-estimer les valeurs observées au cours des dernières années (2010-2019). Le modèle qSCA était également bien ajusté aux indices dans l'ensemble, sauf pour les dernières années (2018-2019), où les valeurs ajustées étaient supérieures aux valeurs observées. Pour sa part, le mSCA n'était pas bien ajusté à l'indice de CPUE, particulièrement entre 1990 et 1999, où les valeurs ajustées étaient supérieures aux valeurs observées. Le modèle mSCA a sous-estimé les données des premières années de l'indice du relevé acoustique. Enfin, le modèle statSCA offrait le pire ajustement et présentait les problèmes constatés dans les modèles qSCA et mSCA. En effet, les valeurs ajustées étaient supérieures aux données relatives à l'indice de CPUE pour les années 1990 à 1999, tandis que les valeurs ajustées étaient supérieures aux données en 2018-2019 pour les deux indices. De plus, il a systématiquement sous-estimé les données sur la CPUE de 2003 à 2015. Le modèle qmSCA offrait le meilleur ajustement aux indices d'abondance.

La figure 3 montre les résidus (différence entre les valeurs observées et prédites) exprimés en proportion selon l'âge. Dans le modèle qVPA, les résidus de CPUE montrait des blocs importants et la somme des carrés était plus élevée que celle de tous les autres modèles. Les résidus étaient presque tous négatifs au début de la série chronologique pour les harengs âgés et à la fin de la série chronologique pour les jeunes harengs. Les résidus étaient presque tous positifs pour les harengs âgés de 4 et 5 ans entre 1990 et 2009, et pour les harengs âgés de 7 à 10 ans entre 2010 et 2019. Les résidus d'après le relevé acoustique ne présentaient pas de tendances marquées et étaient similaires à ceux des autres modèles. En ce qui concerne les modèles SCA, les résidus selon l'indice de CPUE présentaient également certains blocs, même s'ils n'étaient pas aussi imposants (comparativement aux résidus selon l'indice de CPUE dans le modèle qVPA). Les tendances relatives aux résidus selon l'indice de CPUE dans les modèles

SCA étaient très similaires entre les modèles q et stationnaire, et entre les modèles m et qm. La somme des carrés des résidus était plus élevée pour les premiers modèles (83) que pour les derniers (entre 60 et 61). Les tendances relatives aux résidus observées dans les données du relevé acoustique étaient très similaires entre tous les modèles SCA et présentaient peu de blocs. La somme des carrés des résidus selon le relevé acoustique était très semblable dans tous ces modèles (entre 48 et 52).

Les tendances rétrospectives font référence aux variations systématiques (p. ex., diminutions ou augmentations périodiques) des estimations des modèles à mesure que des années de données sont ajoutées à l'analyse. La présence de ces tendances indique que le modèle ne tient pas compte des paramètres non stationnaires de la dynamique des populations (p. ex., *M* variable au fil du temps) ou du processus d'observation (p. ex. capturabilité variable au fil du temps). Les modèles qVPA, qSCA et statSCA présentaient tous des tendances rétrospectives en direction décroissante constante en ce qui concerne les estimations de la biomasse du stock reproducteur (Figure 4). Pour leur part, les modèles mSCA et qmSCA ne présentaient aucune tendance rétrospective quant aux estimations de la biomasse du stock reproducteur.

### Estimations des modèles

L'échelle des estimations de la BSR (harengs âgés de 4 à 11 ans et plus) variait avec l'inclusion de la mortalité naturelle variable au fil du temps (Figure 5). Les estimations de la BSR étaient plus élevées dans les modèles mSCA et qmSCA que dans les autres modèles, principalement pour les années 1985 à 1995 et 2003 à 2015. Les estimations de la BSR pour l'année terminale (2019) étaient les plus élevées pour les modèles mSCA, qmSCA et statSCA; intermédiaires, pour le modèle qSCA; et les plus faibles, pour le modèle qVPA. Dans l'ensemble, les tendances relatives à la BSR étaient similaires pour tous les modèles à compter de 1978 jusqu'à 2003, alors que seuls les modèles estimant le paramètre *M* affichaient une légère augmentation de la BSR jusqu'en 2010.

L'ajout de L'estimation de *M* variable au fil du temps a augmenté l'échelle de recrutement estimée (le nombre de poissons âgés de 2 ans, Figure 5). Les tendances temporelles relatives au recrutement étaient généralement semblables d'un modèle à l'autre, sauf que le nombre estimé de recrues était beaucoup plus élevé au cours de la période 2005-2015 dans les modèles mSCA et qmSCA comparativement aux autres modèles. Le recrutement estimé dans le modèle qVPA demeurait également très faible ces dernières années comparativement aux autres modèles.

Les tendances relatives aux estimations de la mortalité par pêche pondérée en fonction de l'abondance (harengs de 6 à 8 ans) étaient similaires d'un modèle à l'autre (Figure 5). Les estimations de *F* étaient les plus faibles pour les modèles mSCA et qmSCA, particulièrement depuis 2009. Cette situation reflète les estimations élevées de *M* durant cette période. Au cours de la période récente, l'estimation de *F* était la plus élevée pour le modèle qVPA, traduisant la très faible estimation de la BSR récente dans ce modèle.

Les estimations de la capturabilité (q) des harengs pleinement recrutés de l'indice de CPUE étaient stationnaires à 0,00519 pour le modèle mSCA et à 0,00851 pour le modèle statSCA. Dans les autres modèles, q de l'indice de CPUE pouvait varier à partir de 1991, soit la deuxième année de la série chronologique de l'indice de CPUE. L'estimation de q selon l'indice de CPUE dans le modèle qVPA est passée de 0,00327 en 1990 à 0,03597 en 2019, ce qui est beaucoup plus élevé que les estimations maximales des autres modèles intégrant le paramètre q. L'estimation de q de l'indice de CPUE dans le modèle qSCA est passée de 0,00361 en 1990 à un sommet de 0,01678 en 2009, puis a chutée à 0,00938 en 2019. Parmi les modèles intégrant un paramètre q de l'indice de CPUE variable au fil du temps, les estimations étaient les plus faibles dans le modèle qmSCA pour toutes les années. Pour ce modèle, q est passée de 0,00222 en 1990 à un sommet de 0,00896 en 2007, puis tombée à environ 0,008 entre 2010 et 2019 (Figure 5). Dans tous les modèles estimant le paramètre q variable au fil du temps, la capturabilité augmentait à mesure que la biomasse du stock reproducteur diminuait (Figure 6).

La mortalité naturelle (*M*) était stationnaire à 0,2 pour les modèles qVPA, qSCA et statSCA. Les tendances estimées relativement à *M* étaient similaires d'un groupe d'âge à l'autre entre les modèles mSCA et qmSCA (Figure 5). Les estimations de *M* pour les harengs âges de 2 à 6 ans variaient entre 0,22 et 0,46 au cours de la série chronologique, les estimations les plus élevées étant constatées aux alentours de 1980 et entre 2000 et 2012, et les estimations les plus faibles entre 1988 et 1995. Les estimations de *M* en 2019 pour le groupe d'âge des 2 à 6 ans avoisinaient 0,33. Les estimations de *M* pour les harengs âgés de 7 à 11 ans et plus augmentaient progressivement, passant de 0,21 à 0,59 entre 1978 et 2010. À compter de 2011, les estimations ont connu une forte augmentation pour atteindre 1,37 en 2016. Les estimations étaient stables à environ 1,32 au cours des dernières années (de 2017 à 2019). La mortalité naturelle chez les harengs âgés de 2 à 6 ans ne semblait pas être corrélée à l'abondance de la morue franche (*r* de Pearson = -0.21). En revanche, la tendance estimée pour *M* correspondait à la tendance reliée aux indices combinés d'abondance relative du phoque gris et du thon rouge de l'Atlantique au cours de la même période (*r* de Pearson = 0.91, Figure 19).

### MODÈLES RELATIFS AU HARENG DE L'ATLANTIQUE, COMPOSANTE DES REPRODUCTEURS D'AUTOMNE

# MÉTHODES

## Données

En ce qui concerne le stock des reproducteurs d'automne, un modèle subdivisé en trois régions (Nord, Centrale, Sud) qui englobe l'ensemble de la zone de la division 4T de l'OPANO a été utilisé. Les régions ont été définies en fonction des frayères du hareng et des zones de pêche traditionnelles (Figure 1) :

- Nord (Gaspé et Miscou; 4Tmnopq)
- Centrale (Escuminac-Richibucto et partie occidentale de l'Île-du-Prince-Édouard; 4Tkl)
- Sud (partie orientale de l'Île-du-Prince-Édouard et Pictou; 4Tfghj)

Les données sur les prises proviennent des prises de la pêche commerciale qui sont échantillonnées à quai par le personnel scientifique du MPO pour la pêche à engins fixes et à engins mobiles, et en mer par les observateurs des pêches pour la pêche à engins mobiles. Les matrices relatives aux prises selon l'âge et au poids selon l'âge (de 4 à 11 ans et plus, de 1978 à 2018) sont calculées pour chacune des prises par la flottille à engins fixes et la flottille à engins mobiles. Ces valeurs ont été calculées à partir des clés d'âge-longueur et des relations longueur-poids de chaque composante des reproducteurs, de chaque type d'engin, de chaque saison de pêche et de chaque région. À compter de cette évaluation, les prises antérieures réalisées par les senneurs dans la division 4Vn ont été réparties dans les régions Nord, Centrale et Sud en proportion des débarquements par les engins fixes de chaque région. Lors de l'évaluation antérieure, la répartition était fondée sur les débarquements par les senneurs dans la division 4Vn n'étaient pas réparties dans les régions ne présentant aucun débarquement par les senneurs dans la division 4Vn n'étaient pas réparties dans les régions ne présentant aucun débarquement par les senneurs. De plus, à partir de cette évaluation, les prises par les senneurs au bord du détroit de

Cabot ont été réparties dans les régions Nord, Centrale et Sud proportionnellement aux débarquements par les engins fixes. Auparavant, les débarquements au bord du détroit de Cabot étaient tous attribués à la région Sud.

L'indice d'abondance de la CPUE dans la pêche à engins fixes constitue le premier indice d'abondance. Les données sur l'effort sont tirées du programme de vérification à quai et d'un sondage téléphonique mené auprès des pêcheurs. Les données sur l'effort et les prises par les engins fixes ont été utilisées pour mettre au point les matrices relatives aux prises selon l'âge et au poids selon l'âge (de 4 à 10 ans, de 1986 à 2018) pour tous les stocks. Les pêches à engins fixes ont lieu sur les frayères, et les débarquements de ces pêches représentent plus de 90 % des prises de harengs reproducteurs de printemps.

Le programme d'échantillonnage au filet expérimental (filets constitués de nombreux panneaux au maillage variable) fournit des données sur l'abondance moyenne selon l'âge et le poids moyen selon l'âge par année et par région (Nord, Centrale, Sud, de 3 à 9 ans, de 2002 à 2018). Certains changements ont été apportés à l'indice depuis l'évaluation de 2018. Dans le cadre de cette évaluation, la prise selon la longueur de chaque maillage a été additionnée par jour et par région. Par la suite, la prise moyenne selon la longueur par région et par année a été calculée. Les données sur les prises selon l'âge ont ensuite été établies à l'aide des clés d'âge-longueur. Les échantillons n'ayant aucune prise ont été inclus dans l'analyse et aucun facteur de correction n'a été appliqué aux prises selon l'âge pour tenir compte de la durée d'immersion des filets. Les données sur les filets expérimentaux ont également été utilisées pour estimer les variations de la sélectivité selon l'âge par rapport à la pêche commerciale au filet maillant (Surette *et al.* 2016).

Le relevé annuel plurispécifique au chalut de fond (ci-après relevé RV), indépendant de la pêche, est réalisé chaque année en septembre depuis 1971. Il fournit des renseignements sur la prise selon l'âge (nombre moyen par trait normalisé) et le poids selon l'âge du hareng reproducteur d'automne (de 4 à 6 ans, de 2002 à 2018). Avant cette évaluation, les taux de capture utilisés pour cet indice étaient fondés sur les valeurs prédites d'après un modèle externe au modèle d'évaluation. Dans cette évaluation, les données observées réelles ont été utilisées, plutôt que les prédictions du modèle.

Le quatrième indice d'abondance est obtenu à partir du relevé acoustique et chalut pélagique annuel indépendant de la pêche. Cet indice comprend les données relatives aux prises selon l'âge provenant des zones 4Tmno de l'OPANO, où les deux stocks se mélangent à différentes étapes de la vie et pour des périodes différentes. Les reproducteurs d'automne juvéniles se regroupent dans la région à la fin de l'été et à l'automne. Cet indice est donc utilisé comme un indice de recrutement (âges 2 et 3 ) pour les reproducteurs d'automne. Les intrants des modèles sont la biomasse acoustique totale, les proportions selon l'âge et le poids selon l'âge.

### Structure des modèles

Les modèles de population structurés selon l'âge (analyse de population virtuelle et statistiques de prises selon l'âge), mis en œuvre à l'aide du logiciel *AD Model Builder* (Fournier *et al.* 2012), ont été ajustés aux données sur le hareng du sud du golfe du Saint-Laurent. Dans la présente analyse, cinq modèles sont comparés pour les stocks de hareng reproducteur d'automne : un modèle VPA et quatre modèles SCA qui intègrent ou non des paramètres variables au fil du temps en matière de capturabilité (*q*) à la pêcherie des harengs pleinement recrutés et/ou de mortalité naturelle (*M*). Utilisé lors de la dernière évaluation, le modèle VPA est décrit par Swain (2016a et 2016b) et McDermid *et al* (2018). Les modèles sont nommés comme suit :

• qVPA (*q* variable au fil du temps, *M* stationnaire)

- qSCA (q variable au fil du temps, *M* stationnaire)
- mSCA (*M* variable au fil du temps, *q* stationnaire)
- qmSCA (q et M variables au fil du temps)
- statSCA (q et M stationnaires)

Pour les modèles SCA, les paramètres estimés étaient les suivants pour chaque région (Nord, Centrale et Sud) : les nombres selon l'âge au cours de l'année initiale (1978); le recrutement annuel (recrutement moyen et écarts de recrutement relativement au nombre de spécimens âgés de 2 ans); les paramètres de sélectivité pour chaque source de capture; la mortalité par pêche initiale avant 1978; *q* pour chaque indice et les écarts annuels de *q* pour l'indice de CPUE; *M* et les écarts annuels de *M* pour deux groupes d'âge (2 à 6 ans et 7 à 11 ans et plus); et l'erreur d'observation pour les indices.

Le modèle VPA pour les stocks d'automne comprenait un paramètre q variable au fil du temps et M est fixe à 0,2. Les paramètres de ce modèle étaient les suivants pour chaque région (Nord, Centrale, Sud) : l'abondance chez les spécimens de 4 à 11 ans et plus au début de l'année la plus récente (2019); q selon l'âge d'après les filets expérimentaux, le relevé RV et le relevé acoustique; l'écart-type de l'erreur d'observation selon l'âge pour chacun de ces indices; q pour le hareng pleinement recruté de l'indice de CPUE en 1986 et les années antérieures; les écarts annuels de q par rapport à l'indice de CPUE pour 1987 à 2018; deux paramètres pour une fonction logistique moyenne de sélectivité selon l'âge pour l'indice de CPUE; et l'écart-type de l'erreur d'observation selon l'âge pour cet indice. Dans le cas de l'abondance terminale, tous les paramètres de CPUE et la capturabilité selon l'âge par rapport aux filets expérimentaux, des paramètres distincts ont été estimés pour chacune des trois populations.

Pour les modèles VPA et SCA dont M était stationnaire, il a été supposé que la valeur M était constante à 0,2 pour toutes les années et pour tous les âges. Pour les modèles prévoyant une valeur q stationnaire, un paramètre unique q a été estimé au fil des ans pour chaque indice d'abondance.

La mortalité naturelle (*M*) et la capturabilité variables au fil du temps (*q*) dans la pêche au filet maillant selon l'indice de CPUE, l'abondance initiale en 1978 et le recrutement ont tous été estimés selon les méthodes décrites dans la section consacrée aux modèles relatifs au stock de printemps, avec des paramètres estimés indépendamment pour chaque région (Nord, Centrale, Sud). La population a été projetée dans l'avenir selon les méthodes décrites pour le stock de printemps. Les modèles SCA et VPA relatifs au stock d'automne présentaient les mêmes composantes de la fonction d'objectif que celles ayant été décrites pour les modèles du stock de printemps.

La taille selon l'âge du hareng de la division 4TVn est en diminution depuis au moins le milieu des années 1980 (Figure 7). On s'attend à ce que cette situation modifie la sélectivité selon l'âge du hareng dans le cadre de la pêche au filet maillant. Par le passé, deux maillages ont été utilisés dans cette pêche, soit  $2^{5/8}$  po et  $2^{3/4}$  po. Les variations de la sélectivité selon l'âge par rapport à ces maillages ont été estimées comme suit (Surette *et al.* 2016). Tout d'abord, la sélectivité relative selon la longueur a été estimée pour ces maillages à l'aide des données provenant des filets expérimentaux. Les mailles mesuraient entre 2 po et  $2^{3/4}$  po. Ensuite, la sélectivité selon la longueur a été convertie en sélectivité relative selon l'âge de chaque année en fonction des clés d'âge-longueur pour chaque année. Les fonctions annuelles de sélectivité selon l'âge pour les indices de CPUE ( $S_{t,a}^{Ca}$ , Figure 8) ont été intégrées aux modèles comme suit :

$$S^{Ca}_{p,t,a} = S^{C}_{p,a} * \left( \left( Pr^{258}_{p,t} * rS^{258}_{t,a} \right) + \left( 1 - Pr^{258}_{p,t} \right) * rS^{234}_{t,a} \right)$$

où  $S_{p,a}^{c}$  est une courbe logistique de sélectivité propre à la population, invariable au fil du temps, pour l'indice de CPUE,  $Pr_{p,t}^{258}$  est la proportion de filets dans l'année *t* et la population *p* dont les mailles mesurent 2<sup>5/8</sup> po,  $rS_{t,a}^{258}$  est la sélectivité relative des mailles mesurant 2<sup>5/8</sup> po pour l'âge *a* dans l'année *t*,  $rS_{t,a}^{234}$  est la sélectivité relative des mailles mesurant 2<sup>3/4</sup> po pour l'âge *a* dans l'année *t*, et  $S_{p,t,a}^{ca}$  est la sélectivité à l'indice de CPUE pour l'âge *a* dans la population *p* et l'année *t*.  $S_{p,a}^{c}$  a été inclus dans l'équation pour passer de l'échelle relative à l'échelle absolue. Une procédure similaire a été utilisée pour ajuster la sélectivité des filets expérimentaux à mailles multiples en fonction des variations de taille selon l'âge. Pour les filets expérimentaux, la sélectivité en longueur était la moyenne des valeurs des sept mailles utilisées. Pour la pêche commerciale,  $S_{p,a}^{c}$  a été estimé séparément pour trois périodes afin de tenir compte des changements dans la proportion des prises d'engins mobiles dans la pêcherie.

La procédure de conversion de la sélectivité en longueur en sélectivité annuelle en fonction de l'âge a légèrement changé par rapport aux années précédentes. Auparavant, la sélectivité à l'âge *a* de l'année *t* était basée sur la distribution de longueur des prises de CPUE à l'âge *a* de l'année *t*. Cependant, ce calcul doit être basé sur la distribution des tailles à l'âge *a* avant la sélection par la pêcherie. Nous avons adopté cette approche ici, en calculant la distribution des tailles selon l'âge dans la population avant la pêche en divisant la distribution des tailles selon l'âge dans la capture par la sélectivité en longueur.

D'après l'analyse préliminaire de l'ajustement des modèles aux indices selon l'âge et l'analyse rétrospective, les probabilités pour les indices de la biomasse ont reçu des poids différents selon le modèle utilisé. Pour les modèles qSCA et qmSCA, les poids de probabilité étaient de 4 pour l'indice de biomasse CPUE, 0 pour l'indice des filets expérimentaux et 1 pour les indices de biomasse RV et relevé acoustique. Cela a amélioré l'ajustement aux indices et réduit les profils rétrospectifs. Pour les modèles statSCA, mSCA et qVPA, les probabilités ont reçu un poids de 1 pour tous les indices de biomasse afin d'éviter les matrices de Hesse qui n'étaient pas définies positives.

Des intervalles de crédibilité à 95 % ont été obtenus pour les quantités estimées par le modèle en fonction de l'échantillonnage de MCMC; sur 210 000 échantillons, un échantillon tous les 40 a été conservé. Toutes les estimations de population sont des médianes a posteriori reposant sur l'échantillonnage MCMC. La qualité de l'ajustement a été évaluée selon la méthode décrite pour les modèles s'appliquant aux stocks de printemps. Toutefois, les résultats de l'analyse rétrospective ont également été évalués en utilisant la valeur rho de Mohn, du paquet R icesAdvice (Magnusson *et al.* 2018).

# RÉSULTATS

## Ajustement des modèles

Les modèles qSCA et qmSCA étaient, dans l'ensemble, bien ajustés à l'indice de la biomasse selon l'âge de CPUE pour toutes les régions. Le modèle qVPA était ajusté de manière acceptable; il était toutefois moins bien ajusté pour les régions Nord et Sud pendant la plupart des années. Le modèle mSCA n'était pas bien ajusté à l'indice de CPUE, particulièrement pour les régions Nord et Centrale. Le modèle statSCA affichait le pire ajustément, surtout au cours des premières années dans les régions Nord et Sud, où les valeurs ajustées sont toutes supérieures aux valeurs observées, et dans la région Sud entre 2007 et 2015 où toutes les valeurs ajustées sont inférieures aux valeurs observées (Figure 9).

Des analyse préliminaires ont montré que la prédiction de la biomasse annuelle agrégée selon l'âge issue des prises de filets expérimentaux montraient peu de correspondance avec les

valeurs observées. Par conséquent, un poids de zéro a été attribué à la probabilité reliée aux filets expérimentaux dans la fonction d'objectif (ce qui équivaut à supprimer les données du modèle) pour les modèles qSCA et qmSCA. Par conséquent, ces deux modèles n'étaient pas bien ajustés à l'indice de la biomasse selon l'âge, et le niveau d'incertitude est très élevé. Tous les autres modèles affichaient généralement un ajustement médiocre à l'indice dans toutes les régions. Le modèle statSCA présentait un ajustement acceptable pour les régions Nord et Centrale; toutefois, les valeurs prédites étaient supérieures aux valeurs observées aux alentours de 2010 et inférieures aux valeurs observées au cours de toutes les dernières années. Le modèle mSCA affichait un ajustement médiocre, particulièrement dans les régions Centrale et Sud où les valeurs ajustées étaient supérieures aux valeurs observées aux alentours de 2010, et inférieures aux valeurs observées dans la région Sud pour toutes les dernières années. Pour ce qui est du modèle qVPA, les valeurs prédites montraient une tendance stable par rapport aux valeurs observées pour les régions Nord et Centrale, tandis que l'ajustement était d'une certaine façon acceptable pour la région Sud au cours des premières années. Toutefois, les valeurs prédites étaient inférieures aux valeurs observées au cours des dernières années. Dans l'ensemble, l'ajustement à l'indice selon l'âge dans la pêche aux filets expérimentaux était médiocre pour tous les modèles (Figure 10).

Tous les modèles, sauf le mSCA et le qmSCA, étaient mal ajustés à l'indice de la biomasse selon l'âge d'après le relevé RV. Ces deux modèles sont bien ajustés aux données entre 2005 et 2018, tandis que les valeurs prédites sont souvent inférieures aux valeurs observées au cours des premières années (Figure 11). Tous les modèles étaient généralement mal ajustés à l'indice de la biomasse selon l'âge d'après le relevé acoustique, sauf le mSCA et le qmSCA pour la période allant de 2005 à 2018 (Figure 11).

Le modèle qmSCA offrait le meilleur ajustement aux indices dans l'ensemble, égal au modèle qSCA pour l'ajustement à l'indice de CPUE, mais mieux ajusté aux indices d'après le relevé RV et le relevé acoustique.

### Tendances relatives aux résidus

Certains blocs de résidus étaient évidents entre les proportions selon l'âge observées et prédites dans les données de composition de la pêche pour les modèles statSCA et qSCA. Dans la région Nord, les résidus étaient surtout positifs pour les harengs âgés de 2 ans et de 6 à 9 ans entre 1980 et 2008 et surtout négatifs pour les harengs âgés de 3 et 4 ans. Tous les modèles affichaient des résidus négatifs très élevés pour les jeunes harengs et les harengs âgés au cours des dernières années. Tous les modèles affichaient également des résidus très élevés pour les poissons de 2 ans, de 3 ans et de 8 à 10 ans. Les résidus étaient généralement plus faibles pour les poissons de 3 à 7 ans. Dans l'ensemble, les modèles mSCA et qmSCA affichaient la somme des carrés des résidus la plus faible en fonction des proportions selon l'âge dans la pêche (Figure 12). Le modèle VPA suppose que la prise est connue sans erreur, de sorte qu'aucun résidu de la pêche n'est obtenu à partir de ce modèle.

Les modèles SCA ne montraient aucun bloc majeur entre les valeurs observées et prédites des proportions selon l'âge de CPUE. Le modèle qVPA présentait des tendances résiduelles similaires d'une région à l'autre. Les résidus étaient positifs pour les harengs de 4 à 5 ans entre 1986 et 2005, et pour ceux de 7 à 11 ans et plus au cours des dernières années. Les résidus étaient généralement négatifs pour les poissons de 7 à 11 ans et plus entre 1986 et 2005, et pour ceux de 4 à 6 ans au cours des dernières années. Parmi tous les modèles SCA, le mSCA et le qmSCA affichaient la somme des carrés des résidus la plus faible dans toutes les régions, malgré que les différences étaient faibles (Figure 13).

Certains blocs étaient évidents entre les proportions observées et prévues selon l'âge dans la pêche aux filets expérimentaux dans tous les modèles SCA. Dans toutes les régions, mais surtout dans les régions Centrale et Sud, les résidus étaient négatifs pour les harengs de 5 à 7 ans entre 2002 et 2010; positifs, pour les harengs de 3 et 4 ans pour les mêmes années; puis négatifs, pour les groupes d'âge de 3 et 4 ans entre 2010 et 2018. Le modèle qVPA affichait la tendance résiduelle la plus grave : les résidus étaient surtout positifs pour les harengs de 3 à 5 ans au cours des premières années et pour ceux de 7 à 9 ans au cours des dernières années. La somme des carrés des résidus était également plus élevée dans le modèle qVPA comparativement à celle de tous les modèles SCA. Dans l'ensemble, les modèles mSCA et qmSCA présentaient la somme des carrés des résidus la plus faible d'après les proportions selon l'âge dans toutes les régions (Figure 14).

Aucune tendance résiduelle n'était apparente pour ce qui est des proportions selon l'âge du relevé RV et du relevé acoustique. Tous les modèles affichaient des résidus négatifs importants pour les harengs de 2 ans pour les années 2011 et 2012 d'après le relevé acoustique. Parmi tous les modèles SCA, le modèle stationnaire et le qSCA présentaient la somme des carrés des résidus la plus faible quant aux proportions selon l'âge d'après le relevé RV. En revanche, la somme des carrés des résidus d'après le relevé acoustique était presque similaire pour tous les modèles. Pour ce qui est du modèle qVPA, la somme des carrés était supérieure à celle de tous les modèles SCA pour les deux indices (Figure 15).

Enfin, les modèles mSCA et qmSCA présentaient les tendances résiduelles les plus faibles et la somme des carrés des résidus la plus faible parmi tous les modèles.

### Analyse rétrospective

Tous les modèles montraient des tendances rétrospectives quant aux estimations de la BSR, à diverses magnitudes et directions. Dans toutes les régions, le modèle statSCA affichait surtout des valeurs rho négatives aux alentours de -0,2. On observait dans le modèle qSCA des tendances similaires, mais avec des patrons plus positifs dans les régions Nord et Sud, ce qui explique les valeurs rho plus proches de zéro pour ces régions. Pour sa part, le modèle mSCA présentait des patrons négatif dans toutes les régions. La magnitude de la tendance négative était plus élevée dans les régions Nord et Centrale et les valeurs rho se situaient à -0,48 et à -0,41, respectivement. Quant au modèle qmSCA, on observait également des tendances négatives pour toutes les régions. Leur magnitude était toutefois inférieure à celle du modèle mSCA pour les régions Nord et Centrale; la magnitude était supérieure pour la région Sud. Les valeurs rho du modèle qmSCA varient entre -0,35 et -0,38. Le modèle qVPA affichait un patron négatif suivi d'un patron positif dans la région Nord, la valeur rho se situant à -0,14. La région Centrale affichait un mélange de patrons positifs et négatifs, la valeur rho se situant à -0,19. Par contre, la tendance rétrospective était fortement négative dans la région Sud, la valeur rho étant de -0,36 (Figure 16).

Pour la région Nord, le modèle qSCA présentait les tendances rétrospectives les plus faibles parmi tous les modèles. On observait dans le modèle qVPA une faible valeur rho; toutefois, une seule extraction était négative, tandis que toutes les extractions suivantes étaient positives. Parmi les modèles SCA estimant la mortalité naturelle, le modèle qm présentait des tendances rétrospectives moindres. En ce qui concerne la région Centrale, les modèles qVPA, qSCA et statSCA présentaient des tendances rétrospectives ayant une moindre magnitude. Parmi les modèles SCA estimant la mortalité naturelle, le modèle qm présentait encore une fois des tendances rétrospectives moindres. Quant à la région Sud, le modèle qSCA affichait les tendances rétrospectives les plus faibles. En revanche, le statSCA et le mSCA présentaient des tendances négatives, tandis que le qmSCA et le qVPA affichaient des tendances négatives ayant une plus grande magnitude (Figure 16).

Dans l'ensemble, le modèle qSCA a donné les meilleurs résultats en ce qui concerne l'analyse rétrospective. Parmi les modèles estimant la mortalité naturelle variable au fil du temps, le qmSCA a donné les meilleurs résultats, tout en affichant des tendances rétrospectives négatives constantes.

### Estimations relatives aux modèles

L'échelle relative aux estimations de la BSR (de 4 à 11 ans et plus) variait, comme prévu, lorsque la mortalité naturelle estimée dans certains modèles dépassait la valeur assumée pour d'autres modèles. Les estimations de la BSR étaient plus élevées dans les modèles mSCA et qmSCA que dans les autres modèles, principalement pour la période allant des années 2000 à 2018, et ce, dans toutes les régions. Tous les modèles estimant la mortalité naturelle variable au fil du temps affichaient une forte augmentation de la BSR entre les années 2000 et 2010-2012, suivie d'une forte baisse de la BSR jusqu'à l'année terminale (Figure 17).

Dans la région Nord, le modèle mSCA présentait les estimations de la BSR les plus élevées pour la période de 2008 à 2018, atteignant 212 kilotonnes (kt). On a observé une tendance similaire dans le modèle qmSCA, mais le sommet atteint (157 kt) est inférieur. Les modèles qSCA et statSCA affichaient tous deux une BSR stable d'environ 65 kt pour cette période, tandis qu'une tendance à la baisse a été observée dans le qVPA, les estimations passant de 54 à 26 kt. Les estimations de la BSR pour l'année terminale (2018) dans la région Nord étaient similaires pour tous les modèles SCA (entre 54 et 64 kt), mais elles étaient plus faibles pour le qVPA (26 kt). Les estimations de la BSR pour les années antérieures à 2008 ne variaient que légèrement d'un modèle à l'autre (Figure 17).

Pour ce qui est de la région Centrale, les modèles mSCA et qmSCA révèlaient des tendances similaires en ce qui concerne la BSR, même si mSCA affichait une valeur maximale légèrement plus élevée (122 kt) en 2011. On constatait dans les deux modèles une forte hausse de la BSR à compter de 2008, suivie d'une forte baisse à partir de 2011. Les modèles qSCA, statSCA et qVPA affichaient tous des tendances similaires pour cette période; la BSR a montré une légère augmentation à compter de 2008 pour atteindre environ 50 kt, suivie d'une baisse jusqu'à l'année terminale. Les estimations de la BSR pour l'année terminale étaient les plus élevées pour les modèles mSCA (28 kt) et qmSCA (38 kt), et les plus faibles, quoique similaires, pour les modèles qSCA (13 kt), statSCA (13 kt) et qVPA (18 kt). Les estimations de la BSR pour les années antérieures à 2008 ne variaient que légèrement d'un modèle à l'autre (Figure 17).

Quant à la région Sud, les modèles mSCA et qmSCA affichaient des tendances similaires en ce qui concerne la BSR. La BSR augmentait après 2002 pour atteindre environ 300 kt, puis diminuait fortement après 2011. Les modèles qSCA, statSCA et qVPA affichaient des tendances similaires; on a constaté une baisse généralement constante de la BSR à compter de 2002. Les estimations de la BSR pour l'année terminale étaient les plus élevées pour les modèles mSCA (53 kt) et qmSCA (49 kt), et les plus faibles pour les modèles qSCA (11 kt), statSCA (18 kt) et qVPA (27 kt). Les estimations de la BSR pour les années antérieures à 2002 ne variaient que légèrement d'un modèle à l'autre (Figure 17).

L'estimation de l'abondance des recrues variaient d'une région à l'autre; on a constaté que la région Nord subissait la variation la plus importante pour l'ensemble des séries chronologiques. Le nombre de recrues était plus faible pour les modèles mSCA et qmSCA entre 1978 et 1994. Par la suite, tous les modèles SCA affichaient un nombre de recrues plus élevé que le qVPA, et ce, pour toutes les années jusqu'à l'année terminale. On a observé un sommet en matière de recrutement à la fin des années 2000 uniquement dans les modèles SCA qui estiment la mortalité naturelle. Dans tous les modèles, le nombre de recrues diminuait aux alentours de 2010 jusqu'à l'année terminale. Pour ce qui est des régions Centrale et Sud, tous les

modèles affichaient des tendances et une échelle similaires en ce qui a trait au nombre de recrues; on a toutefois observé des valeurs légèrement plus élevées pour les modèles mSCA et qmSCA entre 1978 et 1988 et à la fin des années 2000. Quant à la région Centrale, les estimations des dernières années affichaient une augmentation dans les modèles SCA, tandis que le modèle qVPA affiche une baisse. Pour ce qui est de la région Sud, tous les modèles SCA affichaient une augmentation du recrutement, tandis que le qVPA affichait une baisse (Figure 17).

Les tendances reliées aux estimations de la mortalité par la pêche pondérées en fonction de l'abondance (de 5 à 10 ans) étaient semblables d'un modèle à l'autre dans toutes les régions entre 1978 et les années 2000. À partir de cette période, les modèles SCA montraient une estimation de la mortalité par pêche inférieure à celle des modèles statSCA, qSCA et qVPA. On observait des tendances similaires dans ces trois modèles, sauf dans la région Nord où le qVPA affichait des valeurs stables entre 2010 et l'année terminale, et les modèles qSCA et statSCA affichaient une diminution de la mortalité par pêche au cours de la même période. Quant à la région Nord, les estimations de l'année terminale pour tous les modèles SCA se situaient aux alentours de 0,2, et à 0,6 pour le qVPA. En ce qui concerne la région Centrale, les estimations de l'année terminale pour les modèles SCA qui estiment *M* se situaient entre 0,15 et 0,2, et entre 0,32 et 0,49 pour les autres modèles. Quant à la région Sud, les estimations de l'année terminale avoisinaient 0,08 pour les modèles SCA qui estiment *M;* 0,13, pour le qVPA; 0,21, pour le statSCA; et 0,38, pour le qSCA (Figure 18).

Les estimations reliées à la capturabilité (*q*) des harengs pleinement recrutés par rapport à l'indice de CPUE étaient stationnaires et se situaient entre 0,020 et 0,028 pour le modèle statSCA selon la région, tandis qu'elles se situaient entre 0,010 et 0,013 pour le modèle mSCA. Les modèles estimant une valeur *q* variable au fil du temps montraient des tendances différentes d'une région à une autre et d'un modèle à un autre. Pour ce qui est de la région Nord, les modèles qSCA et qmSCA affichaient des tendances similaires; on observait une augmentation jusqu'en 2000 suivie d'une diminution. Toutefois, les estimations de qSCA étaient plus élevées au cours de la série chronologique. La tendance observée dans le qVPA était différente de celle des modèles SCA; on constatait une augmentation graduelle à compter du début de la série chronologique jusqu'à ce qu'un plateau soit atteint en 2013, aux valeurs les plus élevées de tous les modèles.

Quant à la région Centrale, les modèles estimant un paramètre *q* variable au fil du temps affichaient tous des tendances similaires jusqu'au début des années 2000, où les estimations du modèle qmSCA diminuaient pour atteindre les valeurs les plus faibles aux alentours de 2010 et augmentaient légèrement par la suite. Pour leur part, les modèles qSCA et qVPA affichaient des tendances similaires; on observait quelques variations entre 2000 et 2015, où les estimations de qSCA augmentaient rapidement pour atteindre une valeur plus élevée que celles du qVPA pour l'année terminale.

Pour ce qui est de la région Sud, les modèles qmSCA et qSCA affichaient une augmentation jusqu'à la fin des années 1990, suivie d'une baisse jusqu'à l'année terminale pour le modèle qmSCA et d'une hausse jusqu'à l'année terminale pour le modèle qSCA. Les modèles qSCA et qVPA affichaient des tendances similaires; on constatait quelques variations aux alentours de l'an 2000 et au cours des années terminales où les estimations du qVPA étaient plus faibles (Figure 18). Dans le modèle qmSCA, la capturabilité a augmenté à mesure que la biomasse du stock reproducteur diminuait, à quelques variations près (Figure 20). Dans les modèles qSCA et qVPA, la capturabilité a augmenté à mesure que la BSR diminuait, à quelques variations près, dans les régions Nord et Sud, mais elle semblait varier indépendamment de la BSR dans la région Centrale.

La mortalité naturelle était stationnaire à 0,2 pour les modèles gVPA, gSCA et statSCA. Les tendances estimées concernant M étaient similaires au sein des groupes d'âge parmi les modèles intégrant le paramètre M et d'une région à une autre. Pour les harengs âgés de 2 à 6 ans dans la région Nord, les estimations de la mortalité naturelle étaient faibles et légèrement à la hausse ou à la baisse pour les modèles gmSCA et mSCA, respectivement, pour atteindre des valeurs faibles similaires aux alentours de 0,007 au cours des dernières années. Pour ce qui est des régions Centrale et Sud, les estimations étaient stables aux alentours de 0,3 ou 0,4 selon la région; par la suite, elles affichent une baisse progressive vers 1990, pour atteindre des valeurs similaires à celles de la région Nord dans l'année terminale. Quant aux harengs âgés de 7 à 11 ans et plus, les estimations pour toutes les régions augmentaient graduellement, passant d'environ 0,2 dans l'année initiale à environ 0,3 en 2005. À compter de 2006, les estimations augmentaient considérablement pour atteindre un plateau oscillant entre 0,8 et 1,0, selon la région (Figure 18). Les estimations de M pour le groupe d'âge des 2 à 6 ans étaient corrélées à la tendance relative à l'abondance de la morue franche dans le sud du golfe du Saint-Laurent dans les régions Nord (r de Pearson = 0.95), Centrale (r de Pearson = 0.94) et Sud (r de Pearson = 0.90). Pour le groupe d'âge des 7 à 11 ans et plus, les tendances de *M* estimées étaient corrélées aux indices combinés d'abondance relative du phoque gris et du thon rouge de l'Atlantique dans le sud du golfe du Saint-Laurent dans les régions Nord (r de Pearson = 0.98), Centrale (r de Pearson = 0.98) et Sud (r de Pearson = 0.99, Figure 19).

#### DISCUSSION

## MEILLEUR MODÈLE

Pour le stock de hareng de l'Atlantique, composante des reproducteurs de printemps de la division 4TVn, le modèle qmSCA était le meilleur en raison de son meilleur ajustement aux indices, de l'absence de blocs dans les résidus, de la faible somme des carrés des résidus et de l'absence de tendances rétrospectives. Ce modèle tenait compte des paramètres non stationnaires, en permettant à la capturabilité dans la pêche au filet maillant et à la mortalité naturelle de varier au fil du temps.

Quant au stock de hareng, composante des reproducteurs d'automne, les modèles qSCA et qmSCA ont donné les meilleurs résultats. Ils ont tous deux affiché un meilleur ajustement à l'indice de CPUE, tandis que le modèle qmSCA était mieux ajusté aux indices du relevé RV et du relevé acoustique. Le modèle qmSCA affichait les tendances résiduelles les plus faibles ainsi que la somme des carrés des résidus la plus faible. Toutefois, les tendances rétrospectives dans les estimations de la biomasse du stock reproducteur du modèle qmSCA étaient au second rang parmi les pires de tous les modèles. Les tendances étaient négatives et dans une direction constante, ce qui indique que la quantité évaluée est systématiquement sous-estimée. Les tendances rétrospectives du modèle qSCA étaient moins graves. Toutefois, puisque le modèle qSCA ne fournit pas d'estimations de la mortalité naturelle, il sous-estime certainement la biomasse du stock reproducteur et présente potentiellement des estimations biaisées en ce qui concerne le recrutement et la mortalité par pêche.

Malgré la présence d'une tendance rétrospective, le modèle qmSCA a été considéré comme étant le meilleur pour les raisons suivantes :

1. Dans les modèles qmSCA utilisés ici, le paramètre *M* variable au fil du temps a été estimé de manière indépendante pour quatre modèles de population différents (reproducteurs de printemps, reproducteurs d'automne de la région Nord, Centrale et Sud), qui affichaient tous des tendances très similaires.

- 2. Le paramètre *M* pour le groupe des poissons âgés de 7 à 11 ans et plus montrait des variations importantes au cours de la série chronologique dans tous les modèles qmSCA; on pouvait s'y attendre compte tenu de l'information sur l'abondance des prédateurs. La période, la direction et le taux de variation des tendances de *M* pour les poissons de 7 à 11 ans et plus pour tous les modèles étaient très semblables à ceux de la tendance observée dans les variations combinées de l'abondance des principaux prédateurs pour la même période. Les tendances de mortalité naturelle des jeunes harengs (de 2 à 6 ans) étaient également semblables à celles de l'abondance de la morue franche. Il est possible d'utiliser de l'information auxiliaire ou des covariables pour faciliter l'estimation de *M* par le modèle (p. ex., Marty *et al.* 2003; Deriso *et al.* 2008). Dans ce cas, aucune covariable n'a été intégrée au modèle. Toutefois, les estimations pour tous les modèles de stocks ont été obtenues de manière indépendante et concordent bien avec l'abondance des principaux prédateurs du hareng dans le sud du golfe du Saint-Laurent.
- 3. Pour ce qui est du stock du printemps, aucune tendance rétrospective n'a été observée dans le modèle qmSCA, et les tendances de *M* constatées dans les modèles du stock d'automne sont presque identiques. On s'attendait à ce que les effets des prédateurs sur les stocks de hareng du printemps et d'automne soient assez semblables.
- 4. La gestion des pêches repose souvent sur l'hypothèse que la mortalité naturelle est constante au fil du temps. De nombreux exemples montrent toutefois que les interactions entre les prédateurs et les proies sont dynamiques (Lee *et al.* 2011; Thorson *et al.* 2015; Skern-Mauritzen *et al.* 2016; Jacobsen et Essington 2018; Siple *et al.* 2018). Le fait de ne pas tenir compte des augmentations de la mortalité naturelle, causées par l'évolution des interactions prédateurs-proies, dans une évaluation des stocks donne lieu à des estimations biaisées en ce qui concerne les paramètres de population et les indices vitaux (Overholtz *et al.* 2008; Legault et Palmer 2016; Jacobsen et Essington 2018; Jacobsen *et al.* 2019).

Dans le cas du choix du meilleur modèle pour le hareng reproducteur d'automne de la division 4TVn entre le modèle qSCA et le modèle qmSCA, le compromis consistait à accepter un modèle qui intègre une tendance rétrospective sous-estimant la biomasse du stock reproducteur d'une année à l'autre (qmSCA), ou à accepter un modèle qui ne tient pas compte de la mortalité naturelle (qSCA). On s'attend à ce que des changements dans la mortalité naturelle du hareng dans le sGSL se produisent étant donné les changements importants observés dans les abondances d'importants prédateurs de hareng. Dans les quatre populations de hareng examinées ici, les changements estimés de la mortalité naturelle étaient très similaires entre les populations et étaient fortement corrélés avec les changements dans l'abondance des prédateurs. Ces observations indépendantes appuient fortement les changements de la mortalité naturelle estimés par le modèle qmSCA, et nous avons donc choisi ce modèle pour produire l'évaluation.

L'échelle de sous-estimation de la BSR par le modèle qmSCA peut être utilisée dans l'évaluation du risque lorsqu'on tient compte de l'incertitude. La « véritable » valeur de la biomasse du stock reproducteur dans les limites de l'intervalle de confiance fondé sur la méthode de Monte Carlo par chaîne de Markov (MCMC) dépassera vraisemblablement l'estimation médiane, selon une échelle proportionnelle à la valeur rho de Mohn. Étant donné que la valeur rho de Mohn est similaire pour les trois régions, on peut s'attendre à ce que l'échelle des biais à l'égard de la sous-estimation de la biomasse du stock reproducteur soit similaire. L'analyse rétrospective et la valeur rho de Mohn devraient faire l'objet d'une étude chaque année pour détecter les variations concernant la direction et l'échelle des tendances. Si le paramètre statistique rho est négatif, cela signifie que la quantité évaluée est systématiquement sous-estimée (comparativement à l'estimation d'après la série chronologique complète) et qu'elle est potentiellement moins problématique que la surestimation en termes de durabilité (Hurtado-Ferro *et al.* 2015).

Des stratégies devraient être étudiées pour corriger la source des tendances résiduelles du modèle qmSCA. Étant donné que le recrutement, la capturabilité et la mortalité naturelle pouvaient tous varier au fil du temps et que la sélectivité était estimée en blocs chronologiques, il est moins probable qu'un changement dans la dynamique des populations n'est pas été pris en compte par les modèles. Il est plus probable que la source de la tendance rétrospective soit un conflit entre les données sur les prises selon l'âge des indices ou le manque de données suffisantes pour étalonner la dynamique des populations dans les modèles intégrant le paramètre *M*. Le patron rétrospectif de la BSR peut être une conséquence du retard d'estimation des changements de *M* en raison de la pénalité sur les écarts de *M* non nuls. Au fur et à mesure que de nouvelles années de données démontrant un changement dans la BSR. Cela est peut-être inévitable à moins que des données hautement informatives ne soient ajoutées au modèle pour permettre des détections plus rapides des changements *M* et de la BSR.

Deux sources de données pourraient être utilisées pour modifier ou ajouter des données aux modèles relatifs aux stocks d'automne : 1) une plus grande gamme d'âges pour les données du relevé acoustique actuel; et 2) l'intégration des données du relevé acoustique axé sur les frayères. Le relevé acoustique actuel fournit des renseignements sur la biomasse selon l'âge uniquement pour les poissons de 2 et 3 ans, mais l'information est disponible pour les poissons plus âgés. Introduit en 2015, le relevé acoustique axé sur les frayères offre pour le moment cinq années de données seulement. Ce relevé, réalisé en collaboration avec l'industrie, fournit une estimation moyenne de la biomasse pour chaque frayère, étudiée jusqu'à cinq fois durant la saison de frai. En raison de sa vaste couverture spatiale et temporelle de la dynamique de la biomasse sur toutes les principales frayères, l'ajout de ces données aux modèles de population donnera lieu à un indice de la biomasse bien documenté. La composition selon l'âge de l'indice sera obtenue à partir du relevé axé sur les filets expérimentaux, dont l'échantillonnage se produira aux mêmes emplacements et à la même fréquence.

# ESTIMATIONS RELATIVES AUX MODÈLES

Parmi les sources potentielles de mortalité naturelle pour les deux stocks, mentionnons les prises non déclarées, la maladie et la prédation. Les prises de hareng non déclarées proviennent probablement, pour la plupart, de la pêche aux poissons-appâts. Autrefois, on ne tenait pas compte des prises de harengs dans la pêche aux poissons-appâts dans les évaluations des stocks de harengs, composantes des reproducteurs de printemps ou d'automne. Les prises réalisées dans ces pêches doivent être consignées dans les journaux de bord des pêcheurs, mais rares sont ceux qui respectent l'exigence de remplir ces journaux et de les renvoyer au ministère de Pêches et Océans Canada (MPO). Les prises de harengs dans la pêche de poissons-appâts devraient être beaucoup plus faibles que les débarquements de la pêche commerciale. Toutefois, cette mortalité par la pêche non comptabilisée est désormais prise en compte dans les estimations de la mortalité naturelle. La mortalité par maladie devrait être relativement faible chez le hareng de la division 4TVn, car aucun cas de mortalité par maladie n'a été enregistré au cours de la période visée par l'évaluation.

Le hareng est une espèce-proie pélagique vitale pour de nombreux prédateurs dans le sud du golfe du Saint-Laurent, dont le phoque gris (*Halichoerus grypus;* Hammill et Stenson 2000; Hammill *et al.* 2007, 2014a), les oiseaux de mer (Cairns *et al.* 1991), les cétacés (Fontaine *et al.* 1994; Benoît et Rail 2016), la morue franche (*Gadus morua*; Hanson et Chouinard 2002), la merluche blanche (*Urophycis tenuis*; Benoît et Rail 2016) et le thon rouge de l'Atlantique (Thunnus thynnus, Pleizier et al. 2012). L'abondance de certains grands prédateurs, dont la morue, le phoque gris et le thon rouge, a radicalement changé dans le sud du golfe du Saint-Laurent (sGSL) au cours des dernières décennies. On s'attendait donc à ce que la mortalité naturelle du hareng varie au fil du temps. Le phoque gris est le principal prédateur pinnipède des poissons marins dans le sGSL (Hammill et Stenson 2000). L'augmentation de l'abondance du phoque gris dans le sGSL a été associée à des hausses importantes de la mortalité de plusieurs stocks de poissons démersaux dont l'abondance diminue ou qui ne parviennent pas à se rétablir depuis l'effondrement provoqué par la pêche (Benoît et al. 2011; Swain et Benoît 2015, Neuenhoff et al. 2019). La biomasse des stocks de thon rouge de l'Atlantique Ouest est tombée à son niveau le plus bas dans les années 1970, niveau auquel elle s'est maintenue pendant plus de deux décennies. Par la suite, elle a commencé à augmenter graduellement à partir de 2004 pour atteindre, en 2013, 60 % de la biomasse observée en 1974 (ICCAT 2017). L'abondance de la morue âgée de 5 ans et plus était élevée à la fin des années 1970, avant que le stock ne s'effondre à la fin des années 1980 et au début des années 1990; elle continue de diminuer depuis (Neuenhoff et al. 2019). L'abondance des oiseaux de mer, dont le fou de Bassan (Morus bassanus), le cormoran à aigrettes (Phalacrocorax auritus) et le grand cormoran (P.carbo), a également augmenté dans le sGSL entre les années 1970 et les années 2000; ce sont tous des consommateurs de hareng (Benoît et Rail 2016). Il est toutefois nécessaire de mener d'autres analyses sur leur répartition, leur régime alimentaire et l'ampleur de l'augmentation de l'abondance (cormorans) avant d'établir des liens avec les estimations de la mortalité naturelle du hareng. L'information sur la consommation par les cétacés est également très limitée.

La capturabilité par les pêches commerciales devrait augmenter au fil du temps à mesure que les améliorations technologiques seront mises en place. Les pêcheurs de hareng ont signalé des changements dans les procédures de pêche qui n'ont pas été intégrés à la normalisation des efforts. L'efficacité améliorée de la pêche découlant de ces nouvelles procédures peut sous-tendre l'augmentation estimée de la capturabilité. La capturabilité par les pêches peut aussi dépendre de la densité et être à la hausse à mesure que la taille de la population diminue (Winters et Wheeler 1984). Pour ce qui est des modèles relatifs au hareng reproducteur de printemps, la capturabilité (*q*) augmentait à mesure que la BSR diminuait, ce qui laisse croire à un effet dépendant de la densité. Quant aux modèles relatifs au hareng reproducteur d'automne, qmSCA semblait surtout indiquer des effets dépendants de la densité, avec quelques variations près dans la relation, ce qui porte à croire que les améliorations technologiques ont une influence sur les estimations de *q*. Cette combinaison d'effets dépendants de la densité et reliés aux améliorations technologiques était plus importante dans les modèles qVPA et qSCA.

## CONCLUSION

Les modèles SCA ont donné de meilleurs résultats que les modèles VPA pour les deux stocks de hareng. Pour ce qui est du stock de hareng reproducteur de printemps, c'est le modèle SCA estimant la mortalité naturelle et la capturabilité variables au fil du temps pour l'indice de CPUE dans la pêche au filet maillant qui a donné les meilleurs résultats. Quant au stock reproducteur d'automne, les modèles qSCA et qmSCA ont donné les meilleurs résultats. Toutefois, le modèle qmSCA a été considéré comme étant le meilleur, car il offrait des estimations de la mortalité naturelle, un paramètre important dans l'évaluation des stocks de hareng de la division 4TVn. Les tendances rétrospectives de la biomasse du stock reproducteur d'après ce modèle doivent être surveillées, et la source de la tendance sera étudiée à l'aide de nouvelles sources de données. Dans l'ensemble, les modèles sélectionnés ont apporté des améliorations par rapport

aux modèles d'analyse de population virtuelle utilisés dans le cadre des évaluations antérieures.

# RÉFÉRENCES CITÉES

- Benoît, H.P., and Rail, J.-F. 2016. <u>Principal predators and consumption of juvenile and adult</u> <u>Atlantic Herring (*Clupea harengus*) in the southern Gulf of St. Lawrence</u>. DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2016/065. viii + 42 p.
- Benoît, H. P., Swain, D. P., Bowen, W. D., Breed, G. A., Hammill, M. O., Harvey, V. 2011. <u>Evaluating the potential for grey seal predation to explain elevated natural mortality in three</u> <u>fish species in the southern Gulf of St. Lawrence</u>. Mar Ecol Prog Ser 442:149-167.
- Brophy, D., Danilowicz, B. S., and King, P. A. 2006. Spawning season fidelity in sympatric populations of Atlantic herring (*Clupea harengus*). Canadian Journal of Fisheries and Aquatic Sciences, *63*(3), 607–616.
- Cairns, D. K., Chapdelaine, G., and Montevecchi, W. A. 1991. Prey exploitation by seabirds in the Gulf of St. Lawrence. *In* The Gulf of St. Lawrence: small ocean or big estuary? pp. 277-291. Ed by J. -C. Therriault. Canadian Special Publication of Fisheries and Aquatic Sciences. 113.
- Claytor, R., LeBlanc, C., MacDougall, C., and Poirier, G. 1998. <u>Assessment of the NAFO</u> <u>Division 4T southern Gulf of St. Lawrence Herring stock, 1997</u>. DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 98/47. 154 p.
- Deriso, R. B., Maunder, M. N., and Pearson, W. H. 2008. Incorporating covariates into fisheries stock assessment models with application to Pacific herring of Prince William Sound, Alaska. Ecological Applications, 18: 1270–1286.
- Fontaine, P. -M., Hammill, M. O., Barrette, C., and Kingsley, M. C. S. 1994. Summer diet of the harbour porpoise (*Phocoena phocoena*) in the estuary and the northern Gulf of St. Lawrence. Canadian Journal of Fisheries and Aquatic Sciences, 51: 172–178.
- Fournier, D.A., Skaug, H.J., Ancheta, J., Ianelli, J., Magnusson, A., Maunder, M.N., Nielsen, A., and Sibert, J. 2012. AD Model Builder: using automatic differentiation for statistical inference of highly parameterized complex nonlinear models. Optimization Methods & Software. 27:2, 233-249.
- Fuentes-Pardo, A. P., Bourne, C., Singh, R., Emond, K., & Pinkham, L. 2019. Adaptation to seasonal reproduction and thermal minima-related factors drives fine-scale divergence despite gene flow in Atlantic herring populations Affiliations : *BioRxiv Preprint*, 1(902), 1–48.
- Hammill, M. O., and Stenson, G. B. 2000. Estimated prey consumption by harp seals (*Phoca groenlandica*), hooded seals (*Cystophora cristata*), grey seals (*Halichoerus grypus*) and harbour seals (*Phoca vitulina*) in Atlantic Canada. Journal Northwest Atlantic Fishery Science, 26: 1-23.
- Hammill, M. O., Stenson, G. B., Proust, F., Carter, P., and McKinnon, D. 2007. Feeding by grey seals in the Gulf of St. Lawrence and around Newfoundland. *In* Grey seals in the North Atlantic and the Baltic, pp. 135–152. Ed. T. Haug, M. Hammill, D. Olafsdottir. NAMMCO Scientific Publication 6.
- Hammill, M.O., den Heyer, C.E., and Bowen, W.D. 2014. <u>Grey Seal Population Trends in</u> <u>Canadian Waters, 1960-2014</u>. DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2014/037.

- Hammill, M. O., Stenson, G., Swain, D. P., and Benoît, H. P. 2014b. Feeding by grey seals on endangered stocks of Atlantic cod and white hake. ICES Journal of Marine Science 71: 1332-1341.
- Hanson, J. M., and Chouinard, G. A. 2002. Diet of Atlantic cod in the southern Gulf of St. -Lawrence as an index of ecosystem change, 1959-2000. Journal of Fish Biology, 60: 902– 922.
- Hurtado-Ferro, F., Szuwalski, C. S., Valero, J. L., Anderson, S. C., Cunningham, C. J., Johnson, K. F., Licandeo, R., McGilliard, C. R., Monnahan, C. C., Muradian, M. L., Ono, K., Vert-Pre, K. A., Whitten, A. R., & Punt, A. E. 2015. Looking in the rear-view mirror: Bias and retrospective patterns in integrated, age-structured stock assessment models. ICES Journal of Marine Science, *72*(1), 99–110.
- ICCAT. 2017. Report of the 2017 ICCAT Bluefin stock assessment meeting. Madrid, Spain, 20-28 July 2017.
- Jacobsen, N. S., and Essington, T. E. 2018. Natural mortality augments population fluctuations of forage fish. Fish and Fisheries, 19: 791–797.
- Jacobsen, N. S., Thorson, J. T., and Essington, T. E. 2019. Detecting mortality variation to enhance forage fish population assessments. ICES Journal of Marine Science, 76: 124-135.
- Kerr, Q., Fuentes-Pardo, A. P., Kho, J., McDermid, J. L., and Ruzzante, D. E. 2019. Temporal stability and assignment power of adaptively divergent genomic regions between herring (*Clupea harengus*) seasonal spawning aggregations. Ecology and Evolution, 9, 500-510.
- Lamichhaney, S., Fuentes-Pardo, A. P., Rafati, N., Ryman, N., McCracken, G. R., Bourne, C., Singh, R., Ruzzante, D. E., and Andersson, L. 2017. Parallel adaptive evolution of geographically distant herring populations on both sides of the North Atlantic Ocean. Proc. Nat. Acad. Sci. 114(17), E3452-E3461.
- Lee, H. H., Maunder, M. N., Piner, K. R., and Methot, R. D. 2011. Estimating natural mortality within a fisheries stock assessment model: an evaluation using simulation analysis based on twelve stock assessments. Fisheries Research, 109: 89-94.
- Legault, C. M., and Palmer, M. C., 2016. In what direction should the fishing mortality target change when natural mortality increases within an assessment. Canadian Journal of Fisheries and Aquatic Sciences, 73: 349-357.
- Magnusson, A., Millar, C., and Cooper, A. 2018. <u>icesAdvice: Functions Related to ICES Advice</u>. R package version 2.0-0.
- Marty, G. D., Quinn, T. J., Carpenter, G., Meyers, T. R., and Willits, N. H. 2003. Role of disease in abundance of a Pacific herring (*Clupea pallasi*) population. Canadian Journal of Fisheries and Aquatic Sciences, 60: 1258–1265.
- McDermid, J.L., Swain, D.P., Turcotte, F., Robichaud, S.A., et Surette, T. 2018. <u>Évaluation des</u> stocks de hareng de l'Atlantique (Clupea harengus) de la division 4T de l'OPANO dans le <u>sud du golfe du Saint-Laurent en 2016 et 2017</u>. Secr. can. de consult. sci. du MPO. Doc. de rech. 2018/052. xvi + 125 p.
- McQuinn, I. H. 1997. Metapopulations and the Atlantic herring. *Reviews in Fish Biology and Fisheries*, 7, 297–329.
- Neuenhoff, R. D., Swain, D. P., Cox, S. P., Mcallister, M. K., Trites, A. W., Walters, C. J., and Hammill, M. O. 2019. Continued decline of a collapsed population of Atlantic cod. Canadian Journal of Fisheries and Aquatic Sciences, 76: 168–184.

- Overholtz, W. J., Jacobson, L. D., and Link, J. S. 2008. An ecosystem approach for assessment advice and biological reference points for the Gulf of Maine–Georges Bank Atlantic herring complex. North American Journal of Fisheries Management, 28: 247–257.
- Pleizier, N. K., Campana, S. E., Schallert, R. J., Wilson, S. G., and Block, B. A. 2012. Atlantic Bluefin tuna (*Thunnus thynnus*) diet in the Gulf of St. Lawrence and on the Eastern Scotian shelf. Journal of Northwest Atlantic Fishery Science, 44: 67–76.
- Siple, M. C., Shelton, A. O., Francis, T. B., Lowry, D., Lindquist, A. P., and Essington, T. E. 2018. Contributions of adult mortality to declines of Puget Sound Pacific herring. ICES Journal of Marine Science, 75: 319–329.
- Skern-Mauritzen, M., Ottersen, G., Handegard, N. O., Huse, G., Dingsør, G. E., Stenseth, N. C., and Kjesbu, O. S. 2016. Ecosystem processes are rarely included in tactical fisheries management. Fish and Fisheries, 17:165-175.
- Surette, T. J. 2016. Abundance indices of Atlantic herring (*Clupea harengus*) from the southern Gulf of St. Lawrence based on the September multispecies bottom trawl survey. DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2016/064. vii + 33 p.
- Surette, T. J., LeBlanc, C. H., and Mallet, A. 2016. Abundance indices and selectivity curves from experimental multi-panel gillnets for the southern Gulf of St. Lawrence fall herring fishery. DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2016/067. vi + 23 p.
- Swain, D.P. 2016. <u>Population modelling results for the assessment of Atlantic Herring (*Clupea* <u>harengus</u>) stocks in the southern Gulf of St. Lawrence (NAFO Division 4T) to 2015. DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2016/061. x + 53 p.</u>
- Swain, D.P. 2016b. <u>Assessment framework for fall-spawning Atlantic herring (*Clupea harengus*) in the southern Gulf of St. Lawrence (NAFO Div. 4T): Population models and status in 2014. DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2016/066. x + 58 p.</u>
- Swain, D. P. Benoît, H. P. 2015. <u>Extreme increases in natural mortality prevent recovery of collapsed fish populations in a Northwest Atlantic ecosystem</u>. Mar Ecol Prog Ser 519:165-182.
- Swain, D.P., Ricard, D., Rolland, N. et Aubry, É. 2019. <u>Évaluation du stock de morue franche</u> (<u>Gadus morhua</u>) du sud du golfe du <u>Saint-Laurent</u>, divisions 4T et 4Vn (novembre à avril) de <u>I'OPANO, mars 2019</u>. Secr. can. de consult. sci. du MPO. Doc. de rech. 2019/038. iv + 108 p.
- Thorson, J. T., Monnahan, C. C., and Cope, J. M. 2015. The potential impact of time-variation in vital rates on fisheries management targets for marine fishes. Fisheries Research, 169: 8–17.
- Turcotte, F., Swain, D.P., McDermid, J.L. et DeJong, R.A. 2021. <u>Évaluation des stocks de</u> <u>Hareng de l'Atlantique (*Clupea harengus*) de la zone 4TVn de l'OPANO dans le sud du</u> <u>golfe du Saint-Laurent en 2018-2019</u>. Secr. can. de consult. sci. du MPO. Doc. de rech. 2021/030. xv + 167 p.
- Wheeler, J. P., and Winters, G. H., 1984. Homing of Atlantic herring (*Clupea harengus*) in Newfoundland waters as indicated by tagging data. Can. J. Fish. Aquat. Sci. 41: 108-117.



Figure 1. Zones de gestion de la pêche au hareng dans le sud du golfe du Saint-Laurent (graphique du haut), divisions 4T et 4Vn de l'Organisation des pêches de l'Atlantique Nord-Ouest (OPANO), où le mauve représente la région Nord, le bleu représente la région Centrale et le vert représente la région Sud (graphique du milieu) et zones géographiques utilisées lors du sondage téléphonique portant sur la pêche au hareng au filet maillant (graphique du bas).



Figure 2. Ajustement aux indices de CPUE (graphiques du haut) et du relevé acoustique (graphiques du bas) selon l'âge en fonction des valeurs observées (cercles) et prédites (lignes et zones ombragées) pour les modèles relatifs aux harengs de l'Atlantique, composante des reproducteurs de printemps, de la division 4TVn (VPA, qSCA, mSCA, qmSCA et statSCA). Les lignes indiquent les indices médians prédits, tandis que les zones ombragées représentent les intervalles de confiance à 95 % des prédictions reposant sur l'échantillonnage fondé sur la méthode MCMC.



q SCA





qm SCA



Figure 3. Résidus (différence entre les proportions observées et prédites selon l'âge) des modèles de population relatifs aux harengs de l'Atlantique, composante des reproducteurs de printemps, de la division 4TVn de l'OPANO. Le graphique du haut représente les résidus relatifs à l'indice de CPUE, tandis que le graphique du bas représente les résidus relatifs à l'indice du relevé acoustique. Les rangées correspondent aux âges et les colonnes, aux années. Le rayon du cercle est proportionnel à la valeur absolue des résidus. Les cercles noirs représentent les résidus négatifs (c.-à-d., observations < prédictions), tandis que les cercles blancs représentent les résidus positifs.



Figure 4. Tendances rétrospectives des estimations de la BSR (en kilotonnes) chez les spécimens âgés de 4 à 10 ans pour cinq modèles de population relatifs aux harengs de l'Atlantique, composante des reproducteurs de printemps, de la division 4TVn de l'OPANO.



Figure 5. Graphiques des estimations médianes selon la méthode MCMC. Graphique BSR : Biomasse du stock reproducteur (BSR, en kilotonnes), graphique F : Mortalité par pêche, graphique Rec : Nombre de poissons de 2 ans (recrutement, en millions), graphique q : capturabilité des poissons pleinement recrutés par rapport à q selon l'indice de CPUE, graphique M : Mortalité naturelle chez les poissons de 2 à 6 ans (M1) et les poissons de 7 à 11 ans et plus (M2), pour cinq modèles de population relatifs aux harengs de l'Atlantique, composante des reproducteurs de printemps, de la division 4TVn de l'OPANO.



Figure 6. Capturabilité (q) des spécimens pleinement recrutés dans la pêche au filet maillant selon l'indice de CPUE en fonction de la BSR (en tonnes) pour les modèles de population qui portent sur les harengs, composante des reproducteurs de printemps, de la division 4TVn et qui estiment la capturabilité variable au fil du temps.



Figure 7. Poids selon l'âge des harengs de l'Atlantique, composantes des reproducteurs de printemps (graphique de gauche) et des reproducteurs d'automne (graphique de droite), de la division 4TVn, entre 1978 et 2019.



Figure 8. Estimations de la sélectivité selon l'âge par rapport au volume total de la pêche commerciale (graphiques du haut), à l'indice de CPUE pour la flottille à engins fixes (graphiques du milieu) et aux filets expérimentaux (graphiques du bas). Les résultats sont présentés pour le modèle qSCA qui s'applique aux populations des régions Nord (colonne de gauche), Centrale (colonne du centre) et Sud (colonne de droite).



Figure 9. Ajustement aux indices de CPUE selon l'âge en fonction des valeurs observées (cercles) et prédites (lignes et zones ombragées) pour les modèles relatifs aux harengs de l'Atlantique, composante des reproducteurs d'automne, de la division 4TVn (statSCA, qSCA, mSCA, qmSCA et qVPA). Les lignes représentent les indices de biomasse prédits correspondant à un maximum de vraisemblance (en kilogrammes). Les lignes indiquent les indices médians prédits, tandis que les zones ombragées représentent les intervalles de confiance à 95 % des prédictions reposant sur l'échantillonnage fondé sur la méthode MCMC.



Figure 10. Ajustement aux indices selon l'âge dans la pêche au filet expérimental en fonction des valeurs observées (cercles) et prédites (lignes) pour les modèles relatifs aux harengs de l'Atlantique, composante des reproducteurs d'automne, de la division 4TVn (statSCA, qSCA, mSCA, qmSCA et qVPA). Les lignes représentent les indices de biomasse prédits correspondant à un maximum de vraisemblance (en kilogrammes). Les lignes indiquent les indices médians prédits, tandis que les zones ombragées représentent les intervalles de confiance à 95 % des prédictions reposant sur l'échantillonnage fondé sur la méthode MCMC.



Figure 11. Ajustement aux indices selon l'âge d'après le relevé de navire océanographique et le relevé acoustique en fonction des valeurs observées (cercles) et prédites (lignes) pour les modèles relatifs aux harengs de l'Atlantique, composante des reproducteurs d'automne, de la division 4TVn (statSCA, qSCA, mSCA, qmSCA et qVPA). Les lignes représentent les indices de biomasse prédits correspondant à un maximum de vraisemblance (en kilogrammes). Les lignes indiquent les indices médians prédits, tandis que les zones ombragées représentent les intervalles de confiance à 95 % des prédictions reposant sur l'échantillonnage fondé sur la méthode MCMC.



Figure 12. Résidus des captures de pêche (différence entre les proportions observées et prédites selon l'âge) pour les modèles de population SCA relatifs aux harengs de l'Atlantique, composante des reproducteurs d'automne, de la division 4TVn de l'OPANO dans les régions Nord, Centrale et Sud. Les rangées correspondent aux âges et les colonnes, aux années. Le rayon du cercle est proportionnel à la valeur absolue des résidus. Les cercles noirs représentent les résidus négatifs (c.-à-d., observations < prédictions), tandis que les cercles blancs représentent les résidus positifs.



Figure 13. Résidus des CPUE dans la pêche au filet maillant (différence entre les proportions observées et prédites selon l'âge) pour les modèles de population relatifs aux harengs de l'Atlantique, composante des reproducteurs d'automne, de la division 4TVn de l'OPANO dans les régions Nord, Centrale et Sud. Les rangées correspondent aux âges et les colonnes, aux années. Le rayon du cercle est proportionnel à la valeur absolue des résidus. Les cercles noirs représentent les résidus négatifs (c.-à-d., observations < prédictions), tandis que les cercles blancs représentent les résidus positifs.



Figure 14. Résidus des captures selon l'indice de la pêche au filet maillant expérimental (filetX, différence entre les proportions observées et prédites selon l'âge) pour les modèles de population relatifs aux harengs de l'Atlantique, composante des reproducteurs d'automne, de la division 4TVn de l'OPANO dans les régions Nord, Centrale et Sud. Les rangées correspondent aux âges et les colonnes, aux années. Le rayon du cercle est proportionnel à la valeur absolue des résidus. Les cercles noirs représentent les résidus négatifs (c.-à-d., observations < prédictions), tandis que les cercles blancs représentent les résidus positifs.



Figure 15. Résidus d'après le relevé de navire océanographique et le relevé acoustique (différence entre les proportions observées et prédites selon l'âge) pour les modèles de population relatifs aux harengs de l'Atlantique, composante des reproducteurs d'automne, de la division 4TVn de l'OPANO dans les régions Nord, Centrale et Sud. Les rangées correspondent aux âges et les colonnes, aux années. Le rayon du cercle est proportionnel à la valeur absolue des résidus. Les cercles noirs représentent les résidus négatifs (c.-à-d., observations < prédictions), tandis que les cercles blancs représentent les résidus positifs.



Figure 16. Tendances rétrospectives et valeur rho de Mohn concernant les estimations de la BSR (en kilotonnes) chez les spécimens âgés de 4 à 10 ans pour cinq modèles de population relatifs aux harengs de l'Atlantique, composante des reproducteurs d'automne, de la division 4TVn de l'OPANO dans les régions Nord, Centrale et Sud.



Figure 17. Estimations médianes selon la méthode MCMC concernant la BSR (en kilotonnes, à gauche) et le recrutement (nombre de poissons de 2 ans, en millions, à droite) pour cinq modèles de population relatifs aux harengs de l'Atlantique, composante des reproducteurs d'automne, de la division 4TVn de l'OPANO dans les régions Nord, Centrale et Sud.



Figure 18. Estimations médianes selon la méthode MCMC concernant la mortalité par pêche (à gauche), la capturabilité des spécimens pleinement recrutés par rapport à l'indice de CPUE dans la pêche au filet maillant (q selon l'indice de CPUE, au centre) et mortalité naturelle (à droite, M1 = 2 à 6 ans, M2 = 7 à 11 ans et plus) pour cinq modèles de population relatifs aux harengs de l'Atlantique, composante des reproducteurs d'automne, de la division 4TVn de l'OPANO dans les régions Nord, Centrale et Sud.



Figure 19. Mise à l'échelle (0-1) des indices d'abondance relative des principaux prédateurs du hareng (morue franche, phoque gris, thon rouge de l'Atlantique), entre 1970 et 2019 (graphique du haut). Mise à l'échelle de la valeur relative des estimations de l'abondance de la morue franche dans le sGSL et de la mortalité naturelle pour les spécimens âgés de 2 à 6 ans dans les modèles qmSCA relatifs aux stocks de harengs de printemps et d'automne (graphique du milieu). Mise à l'échelle de la valeur relative des indices combinés d'abondance du phoque gris et du thon rouge de l'Atlantique dans le sGSL, et estimations de la mortalité naturelle pour les spécimens âgés de 7 à 11 ans et plus dans les modèles qmSCA relatifs aux stocks de harengs de printemps et d'automne (graphique du bas). Les estimations de la mortalité naturelle sont des estimations médianes selon la méthode MCMC.



Figure 20. Capturabilité (q) des spécimens pleinement recrutés dans la pêche au filet maillant selon l'indice de CPUE en fonction de la BSR (en tonnes) pour les modèles de population qui portent sur les harengs, composante des reproducteurs d'automne, de la division 4TVn et qui estiment la capturabilité variable au fil du temps dans les régions Nord, Centrale et Sud.

### ANNEXE 1 : ANALYSES RÉTROSPECTIVES DES ÉVALUATIONS ANTÉRIEURES

L'annexe 1 présente les tendances rétrospectives entourant les estimations de la biomasse du stock reproducteur issues des modèles « acceptés » relatifs aux harengs de printemps et d'automne dans les modèles d'évaluation utilisés entre 2014 et 2018.



Figure A1.1. Modèles rétrospectifs des estimations de la BSR dans l'évaluation du Hareng reproducteur de printemps de la Division 4T de l'OPANO (panneau supérieur) et du Hareng reproducteur d'automne (panneau inférieur) en 2014



Figure A1.2.Modèles rétrospectifs des estimations de la BSR dans l'évaluation du Hareng reproducteur d'automne de la Division 4T de l'OPANO en 2014.



Figure A1.3. Modèles rétrospectifs des estimations de la BSR dans l'évaluation du Hareng reproducteur d'automne de la Division 4T de l'OPANO à l'aide d'un VPA avec q variant dans le temps en 2016



Figure A1.4. Modèles rétrospectifs des estimations de la BSR dans l'évaluation du Hareng reproducteur de printemps de la Division 4T de l'OPANO à l'aide d'un VPA stationnaire (panneau supérieur) et d'un VPA avec q variant dans le temps (panneau inférieur) en 2016



*Figure A1.5. Modèles rétrospectifs des estimations de la BSR dans l'évaluation du Hareng reproducteur de printemps de la Division 4T de l'OPANO à l'aide d'un VPA avec q variant dans le temps, en 2018.* 



Figure A1.6. Modèles rétrospectifs des estimations de la BSR dans l'évaluation du Hareng reproducteur d'automne de la division 4T de l'OPANO à l'aide d'un VPA avec q variant dans le temps, en 2018.

#### ANNEXE 2 – CHOIX DES FONCTIONS DE SÉLECTIVITÉ POUR LE HARENG DE PRINTEMPS

D'après les renseignements présentés dans les section suivantes, les courbes de sélectivité associées à la pêche au Hareng de printemps et à l'indice de CPUE dans la pêche au filet maillant ne devraient pas former un dôme prononcé et, si elles prenaient cette forme, le dôme devrait être moins prononcé au fil du temps (Annexe 2.1). La taille du Hareng de printemps selon l'âge n'a cessé de diminuer au fil du temps. Les estimations de la sélectivité relative au fil du temps et selon l'âge (d'après les filets expérimentaux à mailles multiples) indiquent que la courbe de sélectivité selon l'âge prenait la forme d'un dôme et qu'elle présentait une section descendante très peu profonde dans les années 1980. La courbe de sélectivité a par la suite perdu son dôme; elle a d'abord pris la forme d'un sommet plat avant de connaître une augmentation constante, plus récemment. Ces changements impliquent une baisse de la sélectivité pour les jeunes poissons et une hausse de la sélectivité pour les poissons âgés, ce qui cadre avec la diminution de la taille selon l'âge. Au cours des dernières années, la sélectivité pour les poissons âgés a également diminué, mais cela a eu lieu avant que la courbe prenne la forme d'un dôme (c.-à-d. la sélectivité augmente constamment avec l'âge, sans dôme ni sommet plat).

Dans le même ordre d'idées, la courbe de recrutement partiel par rapport à la pêche dans les récentes analyses de populations virtuelles (VPA) est « à sommet plat ». Dans les VPA antérieures, les coefficients de calibration (q selon l'âge) pour l'indice de CPUE étaient en forme de dôme, mais le dôme était faible. Le paramètre q selon l'âge d'après le relevé acoustique est à peu près plat (voir l'Annexe 2.1 pour plus de détails). En utilisant le récent modèle VPA, mais en estimant la sélectivité selon l'âge de manière indépendante pour chaque âge, on obtient encore une fois une courbe de recrutement partiel à sommet plat par rapport à la pêche, une courbe de sélectivité à sommet plat pour l'indice de CPUE entre 1990 et 2004 et un « léger » dôme entre 2005 et 2017 (sélectivité à 10 ans = sélectivité à 8 ans) (Annexe 2.2). En utilisant toutes les fonctions de sélectivité (sauf la fonction logistique), le récent modèle de statistiques de prises selon l'âge (SCA) estime la sélectivité en forme de dôme pour la pêche et l'indice de CPUE (Annexe 2.2). À l'exception des courbes de sélectivité exponentielle-logistique, tous ces dômes sont prononcés et leur forme s'accentue au cours de la période la plus récente où la sélectivité des spécimens âgés de 10 ans ou de 11 ans et plus peut être aussi faible que celle des spécimens de 2 à 4 ans. Ce résultat est contraire aux attentes compte tenu des résultats dont il a été question précédemment. Cette situation peut refléter une erreur de spécification du modèle (c.-à-d., paramètre *M* constant et fixé à 0,2). Cela pourrait forcer le modèle à composer avec la hausse de *M* en estimant des dômes de sélectivité très prononcés (c.-à-d. les poissons âgés sont disponibles, mais il est impossible de les capturer).

Cette hypothèse est appuyée par la courbe de sélectivité associée au relevé acoustique (la composition de la taille dans le relevé acoustique est estimée par le chalutage pélagique visant les bancs de Harengs). Les VPA antérieures ont estimé un paramètre q selon l'âge à peu près plat d'après le relevé acoustique, ou une fluctuation qui ne présentait aucune tendance entre les niveaux de 0,6 et 1,0. Par contre, les modèles SCA intégrant des fonctions de sélectivité qui permettent une forme en dôme estiment une sélectivité selon l'âge en forte baisse, chez les spécimens de 1 à 4 ans, pour atteindre un niveau aussi faible que 0,2 à 8 ans (seuls les spécimens âgés de 4 à 8 ans sont utilisés pour cet indice). Lorsque la sélectivité d'après le relevé acoustique est estimée en deux blocs chronologiques, la diminution estimée de la sélectivité avec l'âge est beaucoup plus prononcée au cours de la période récente. Cette situation cadre encore une fois avec l'erreur de spécification du modèle (on suppose que le paramètre *M* est constant alors qu'il augmente). Voir les Annexes 2.1 et 2.2 pour plus de détails.

Il n'y a presque aucune différence dans les tendances résiduelles relativement aux proportions selon l'âge d'un modèle à l'autre (Annexe 2.3).

Conclusion : Compte tenu de l'information présentée dans cet Annexe, la baisse marquée de la sélectivité pour les harengs âgés estimée par la plupart des fonctions de sélectivité n'est pas plausible. Ce problème est en partie résolu en permettant au paramètre *M* de varier au fil du temps. Les variations estimées de *M* sont plausibles étant donné les variations observées dans l'abondance des prédateurs du Hareng.

# ANNEXE 2.1 – RENSEIGNEMENTS GÉNÉRAUX

A. Variations du poids moyen selon l'âge du Hareng de printemps.



Figure A2.1.1. Série chronologique des boîtes à moustaches du poids selon l'âge (grammes) des harengs reproducteurs de printemps de la Division 4T de l'OPANO pour les âges de 4, 6, 10 et 12 ans.

La taille selon l'âge a diminué au fil du temps. Si la courbe de sélectivité est en forme de dôme, la sélectivité devrait diminuer pour le hareng jeune et augmenter pour le hareng âgé.

B. Variations de la sélectivité relative par âge et par année d'après l'analyse des captures par les filets expérimentaux au maillage variable. Les résultats s'appliquent au hareng d'automne (ils affichent des baisses semblables de la taille selon l'âge).



Figure A2.1.2. Sélectivité relative estimée (axe y) dans les filets expérimentaux par âge (axe x) et année (lignes colorées) pour les harengs reproducteurs d'automne de la Division 4T de l'OPANO dans les souspopulations du nord, du centre et du sud au fil du temps (échelle continue de bleu en 1978 au rouge en 2015).

Ces courbes de sélectivité relative selon l'âge ont été estimées à l'aide de filets expérimentaux à mailles multiples. Cela suggère qu'on est passé d'une courbe légèrement en forme de dôme au début de la série chronologique (lorsque la taille selon l'âge était élevée) à une courbe logistique plus tard dans la série chronologique (lorsque la taille selon l'âge était faible). La

sélectivité a diminué pour les jeunes poissons et a augmenté pour les poissons âgés à mesure que la taille selon l'âge a baissé.

C. Vecteur de recrutement partiel ( $F_a/max(F_a)$ ) d'après un modèle VPA pour les reproducteurs de printemps.



Figure A2.1.3. Vecteur de recrutement partiel (Fa / max (Fa)) pour les âges 2 à 11+ à partir d'un modèle VPA pour le hareng de printemps de la Division 4T de l'OPANO. Les périodes de temps sont identifiées par des lignes colorées.

Ce graphique semble indiquer une fonction de sélectivité selon l'âge « à sommet plat » ou logistique.

D. Coefficients de calibration (q selon l'âge) d'après les VPA antérieures pour les reproducteurs de printemps

Tableau A2.1.1.	Coefficients d'étalonnage (q-à-âge) dans la CPUE et l'indice acoustique des VPA
précédents pour	le hareng reproducteur de printemps de la Division 4T de l'OPANO.

Indice	Âge	2007	2008	2009	2011	2013
CPUE	4	0,0011	0,0015	0,000328	0,000197	0,000152
	5	0,0028	0,0037	0,000994	0,000584	0,000554
	6	0,0037	0,0047	0,001406	0,000828	0,000865
	7	0,004	0,0053	0,001682	0,001023	0,001118
	8	0,0041	0,0055	0,001648	0,001031	0,001128
	9	0,004	0,0051	0,001490	0,000953	0,001073
	10	0,0035	0,0043	0,001489	0,000953	0,001057
Acoustique	4	0,0035	0,0036	-	-	-
	5	0,0031	0,0037	-	-	-
	6	0,0029	0,0033	-	-	-
	7	0,0028	0,003	-	-	-
	8	0,0047	0,0044	-	-	-

# ANNEXE 2.2 – MODÈLES DE SÉLECTIVITÉ PRIS EN CONSIDÉRATION

Le paramètre q est estimé séparément pour chaque bloc chronologique de l'indice de CPUE afin de tenir compte de la hausse de q dans la CPUE.

Modèle 1 : VPA, aucune fonction de sélectivité, sélectivité estimée pour chaque âge



Figure A2.2.1. Modèle 1: VPA, pas de fonction de sélectivité, sélectivité estimée pour chaque âge: Sélectivité estimée (axe y) à l'âge (axe x) pour les captures de la pêcherie (panneau de gauche), CPUE (panneau du centre) et relevé acoustique (panneau de droite). Les lignes colorées identifient les périodes.

Modèle 2 : VPA, logistique plus



Figure A.2.2.2. Modèle 2: VPA, fonction de sélectivité logistique plus: Sélectivité estimée (axe y) à l'âge (axe x) pour les captures de la pêcherie (panneau de gauche), CPUE (panneau central) et relevé acoustique (panneau de droite). Les lignes colorées identifient les périodes.

Modèle 3 : SCA, sélectivité logistique



Figure A.2.2.3. Modèle 3: SCA, fonction de sélectivité logistique: Sélectivité estimée (axe y) à l'âge (axe x) pour les captures de la pêcherie (panneau de gauche), CPUE (panneau central) et relevé acoustique (panneau de droite). Les lignes colorées identifient les périodes.

Modèle 4 : SCA, sélectivité logistique « hybride »

Modélisation de la sélectivité sous forme d'une fonction logistique jusqu'à l'âge de 8 ans et estimation libre de la sélectivité pour les spécimens âgés de 9 à 11 ans et plus.



Figure A2.2.4. Modèle 4: SCA, fonction de sélectivité logistique hybride: Sélectivité estimée (axe y) à l'âge (axe x) pour les captures de la pêcherie (panneau de gauche), CPUE (panneau du centre) et relevé acoustique (panneau de droite). Les lignes colorées identifient les périodes.

5. Modèle 5 : SCA, sélectivité logistique double



Figure A2.2.5. Modèle 5: SCA, double fonction de sélectivité logistique: Sélectivité estimée (axe y) à l'âge (axe x) pour les captures de la pêcherie (panneau de gauche), CPUE (panneau du centre) et relevé acoustique (panneau de droite). Les lignes colorées identifient les périodes.

6. Modèle 6 : SCA, sélectivité gamma

La composante du gradient maximal est égale à 40.



Figure A2.2.6. Modèle 6: SCA, fonction de sélectivité logistique gamma: Sélectivité estimée (axe y) à l'âge (axe x) pour les captures de la pêcherie (panneau de gauche), CPUE (panneau du centre) et relevé acoustique (panneau de droite). Les lignes colorées identifient les périodes.

7. Modèle 7 : SCA, sélectivité exponentielle-logistique

Les estimations du paramètre de sélectivité p1 se situent à la limite supérieure.



Figure A2.2.7. Modèle 7: SCA, fonction de sélectivité logistique exponentielle: Sélectivité estimée (axe y) à l'âge (axe x) pour les captures de la pêcherie (panneau de gauche), CPUE (panneau du centre) et relevé acoustique (à droite) panneau) captures. Les lignes colorées identifient les périodes

#### ANNEXE 2.3 – AJUSTEMENTS DES MODÈLES AUX PROPORTIONS SELON L'ÂGE



Figure A2.3.1. Ajustement du modèle à l'abondance à l'âge pour le modèle 1 : VPA, sans sélectivité (panneau supérieur gauche), le modèle 2 : VPA, fonction de sélectivité logistique plus (panneau supérieur droit) et l'ajustement aux proportions selon l'âge pour le modèle 3 : SCA, fonction de sélectivité logistique (panneau inférieur gauche) et fonction de sélectivité logistique hybride du modèle 4 SCA (panneau inférieur droit) dans la pêcherie et indices. Les rangées correspondent aux âges et les colonnes aux années. Le rayon du cercle est proportionnel à la valeur absolue des résidus. Les cercles noirs indiquent des résidus négatifs (c'est-à-dire observés < prédit) et les cercles blancs indiquent des résidus positifs. La valeur SC est la somme des carrés des résidus.



Figure A2.3.2. Ajustement du modèle aux proportions selon l'âge pour le modèle 5 : SCA, fonction de double sélectivité logistique (panneau supérieur gauche), modèle 6 : SCA, fonction de sélectivité gamma (panneau supérieur droit) et modèle 7 : SCA, fonction de sélectivité logistique exponentielle (panneau inférieur gauche) dans la pêcherie et les indices. Les lignes correspondent aux âges et les colonnes aux années. Le rayon du cercle est proportionnel à la valeur absolue des résidus. Les cercles noirs indiquent des résidus négatifs (c'est-à-dire observés < prédit) et les cercles blancs indiquent des résidus positifs. La valeur SC est la somme des carrés des résidus.