

Sciences des écosystèmes et des océans

Ecosystems and Oceans Science

Secrétariat canadien des avis scientifiques (SCAS)

Document de recherche 2022/022

Région de Terre-Neuve-et-Labrador

Un modèle état-espace pour l'évaluation du stock de morue (*Gadus morhua*) dans la sous-division 3Ps de l'OPANO

D.A. Varkey¹, J. Babyn¹, P. Regular¹, D.W. Ings¹, R. Kumar², B. Rogers¹, J. Champagnat³ et M.J. Morgan¹

¹Direction des sciences Pêches et Océans Canada C.P. 5667 St. John's (Terre-Neuve-et-Labrador) A1C 5X1

> ²Marine Institute Université Memorial St. John's (Terre-Neuve-et-Labrador)

³IFREMER Av. du Général de Gaulle, 14520 Port en Bessin, France



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 des échéanciers dictés. Les documents qu'elle contient ne doivent pas être considérés comme des énoncés définitifs sur les sujets traités, mais plutôt comme des rapports d'étape sur les études en cours.

Publié par :

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

https://www.dfo-mpo.gc.ca/csas-sccs/index-fra.htm csas-sccs@dfo-mpo.gc.ca



© Sa Majesté la Reine du chef du Canada, 2022 ISSN 2292-4272 ISBN 978-0-660-43107-9 N° cat. Fs70-5/2022-022F-PDF

La présente publication doit être citée comme suit :

Varkey, D.A., J. Babyn, P. Regular, D.W. Ings, R. Kumar, B. Rogers, J. Champagnat et M.J. Morgan. 2022. Un modèle état-espace pour l'évaluation du stock de morue (*Gadus morhua*) dans la sous-division 3Ps de l'OPANO. Secr. can. des avis sci. du MPO. Doc. de rech. 2022/022 vi + 81.

Also available in English:

Varkey, D.A., Babyn, J., Regular, P.R., Ings, D.W., Kumar, R., Rogers, B., Champagnat, J. and Morgan, M.J. 2022. A state-space model for stock assessment of cod (Gadus morhua) stock in NAFO Subdivision 3Ps. DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2022/022 v + 78.

TABLE DES MATIÈRES

RÉSUMÉ	V
INTRODUCTION	1
BRÈVE DESCRIPTION DE LA ZONE ET DU STOCK	1
SOMMAIRE DE LA RÉUNION D'EXAMEN DES DONNÉES	2
DONNÉES DU RELEVÉ DE RECHERCHE	3
Relevé par navire de recherche canadien	3
Relevé ERHAPS de l'IFREMER	4
Relevé du Conseil des allocations aux entreprises d'exploitation du poisson de fond	-
(GEAC)	5
	5 E
DONNEES DE LA PECHE COMMERCIALE	5 5
Prises selon l'âge	5
	0
ÉQUATION D'ÉTAT	<i>1</i> 8
PARAMÉTRAGE DE LA MORTALITÉ PAR PÊCHE (F)	9
PARAMÉTRAGE DE LA MORTALITÉ NATURELLE (M)	12
VRAISEMBLANCE DES DONNÉES DES RELEVÉS	14
Modèle de capturabilité pour le relevé par navire de recherche du MPO	14
Effets propres à l'année du relevé	17
VRAISEMBLANCE DONNÉES SUR LES PRISES	18
Prises selon l'âge dans la pêche	18
Débarquements dans la pêche	19
FORMULATION, COMPARAISON ET ÉVALUATION DE DIVERS MODÈLES	20
Étape A : Évaluation de la structure de F	20
Etape B : Evaluation de l'ajustement aux prises selon l'âge	21
Etape C : Inclusion des données des peches sentinelles et hypothèses supplementaire nour M	s 22
Étape D : Inclusion des effets propres à l'année.	22
Évaluation du modèle pour l'étape C et l'étape D	22
RÉFÉRENCES CITÉES	24
TABLEAUX	
FIGURES	35
ANNEXE A : ASSOCIATIONS MORUE-HABITAT AU SUD DE TERRE-NEUVE	60
	65
DONNÉES DE MARQUAGE POUR LA MORUE DE LA SOUS-DIVISION 3PS	05 65
APPROCHES FONDÉES SUR LE MODULE DE MARQUAGE DU MODÈLE D'ÉVALUAT	
DE LA MORUE DU NORD.	65

MODIFICATIONS ADDITIONNELLES POUR LES DONNÉES DE LA SOUS-DIVISION 3P	'S 66
RÉFÉRENCES CITÉES	67
TABLEAUX	67
FIGURES	70
ANNEXE C : MORTALITÉ NATURELLE FONDÉE SUR LA CONDITION DES POISSONS	71
RENSEIGNEMENTS DE BASE	71
ÉCHANTILLONS	71
MODÉLISATION DE LA CONDITION	73
ESTIMATION DE LA MORTALITÉ NATURELLE CORRIGÉE PAR LA CONDITION	74
RÉSULTATS	74
COMPARAISON AVEC LES ESTIMATIONS FONDÉES SUR LE MARQUAGE	78
CONCLUSIONS	80
RÉFÉRENCES CITÉES	80

RÉSUMÉ

Le présent document décrit l'élaboration d'un modèle état-espace (HYBRIDE) pour l'évaluation du stock de morue dans la sous-division 3Ps de l'Organisation des pêches de l'Atlantique Nord-Ouest (OPANO). Le modèle HYBRIDE est ajusté au relevé de recherche du MPO (1983 à 2005, 2007 à 2019), ainsi qu'aux séries chronologiques des relevés supplémentaires suivants : le relevé ERHAPS (Évaluation des ressources halieutiques de la zone 3PS) de l'IFREMER (Institut Français de Recherche pour l'Exploitation de la Mer, anglais : French Research Institute for Exploitation of the Sea) (1978 à 1991), le relevé du Conseil des allocations aux entreprises d'exploitation du poisson de fond (GEAC) (1998 à 2005) et les relevés de pêche sentinelle au filet maillant et à la palangre (1995 à 2018).

Le modèle HYBRIDE s'ajuste également aux données sur les pêches, en espérant que le modèle puisse séparer la mortalité par pêche de la mortalité naturelle. On ajuste les prises selon l'âge dans les pêches à l'aide de logits du rapport de continuité et les débarquements dans les pêches par une vraisemblance censurée. L'utilisation de la vraisemblance censurée pour ajuster les débarquements permet d'inclure l'opinion des experts sur la fiabilité des débarquements dans toute la série chronologique du modèle. Le modèle HYBRIDE présenté ici commence en 1959, qui est la première année pour laquelle des données sur les débarquements sont disponibles.

Le modèle HYBRIDE permet d'explorer différentes formes de paramétrage de la sélectivité des pêches variable dans le temps, de la mortalité naturelle et des approches pour estimer les données sur les prises selon l'âge. Les formules du modèle diffèrent également en fonction des séries de relevés utilisées pour l'ajustement du modèle. Dix-sept formules sont présentées. D'autres formules fondées sur la mortalité par pêche sont incluses :

- 1. une sélectivité logistique platikurtique ou en forme de dôme avec des périodes temporelles;
- 2. une marche aléatoire de la normale multivariée du genre SAM (State-space Assessment Model, Nielsen et Berg 2014);
- 3. un processus séparable corrélé âge-année pour le taux de mortalité par pêche (F), similaire au modèle d'évaluation de la morue du Nord (Cadigan 2016);
- 4. la possibilité d'interrompre les processus pour F les années où des événements importants (comme un moratoire) ont eu un impact sur la pêche.

D'autres formules fondées sur la mortalité naturelle sont incluses :

- 1. une mortalité naturelle invariable entre les âges et les années;
- 2. une mortalité naturelle variable dans le temps liée à la condition des poissons.

Les différentes formules du modèle sont comparées et évaluées en fonction des valeurs du critère d'information d'Akaike (CIA) et de leur rendement dans les analyses rétrospectives.

Les participants à la réunion ont conclu que la mortalité naturelle variable dans le temps est un élément important à prendre en compte pour modéliser la dynamique de la morue dans la sousdivision 3Ps et sélectionner un modèle de population pour ce stock. Après avoir évalué les autres formules du modèle, les participants ont considéré que la formule 11 du modèle, qui inclut l'ajustement aux séries de données des pêches sentinelles, dans laquelle F est modélisée à l'aide d'une marche aléatoire de la normale multivariée avec une pause d'un an pour le moratoire et dont le taux de mortalité naturelle (M) est variable dans le temps, est utile en tant que modèle d'évaluation du stock de morue dans la sous-division 3Ps.

INTRODUCTION

L'objectif de ce rapport est de décrire la méthodologie utilisée pour élaborer un nouveau modèle de population aux fins d'évaluation et pour fournir un avis au sujet de la morue dans la sousdivision 3Ps de l'OPANO. Cette nouvelle méthodologie devrait produire des estimations de la taille de la population, de la mortalité par pêche et de la mortalité naturelle et renseigner sur l'état du stock. Le cadre d'évaluation de la morue dans la sous-division 3Ps a débuté en mai 2019 par une réunion d'examen des données. Des scientifiques du MPO, de l'IFREMER, du milieu universitaire, de l'industrie et d'organisations non gouvernementales (ONG) ont procédé à un examen approfondi des données des relevés et des pêches disponibles pour le stock afin de déterminer les données à utiliser dans l'élaboration du nouveau modèle (tableau 1). Le modèle a été mis au point de mai à septembre 2019 avec pour objectif d'intégrer les données sur les prises et d'autres données des relevés, y compris d'explorer les influences de l'écosystème sur le stock et des méthodes pour inclure explicitement ces effets dans le modèle. Le présent rapport décrit l'élaboration de cette méthodologie en vue de la présenter lors de la réunion du cadre d'évaluation (octobre 2019). Le modèle devrait permettre de caractériser l'effet de la pression de la pêche sur le stock et de fournir de meilleurs avis aux gestionnaires sur l'état du stock et les projections des prises.

BRÈVE DESCRIPTION DE LA ZONE ET DU STOCK

La sous-division 3Ps de l'OPANO comprend la zone économique exclusive (ZEE) canadienne au sud de Terre-Neuve et la ZEE française entourant les îles de Saint-Pierre-et-Miquelon (SPM). La zone de gestion 3Ps s'étend du cap St. Mary's, à l'extrémité sud-ouest de la péninsule d'Avalon, jusqu'au banc Burgeo à l'ouest, et comprend au large le banc de Saint-Pierre et une partie du banc à Vert (figure 1). Les aires de répartition de la morue dans la sousdivision 3Ps ne cadrent pas bien avec les limites établies pour la gestion de la ressource, et le stock est considéré comme un mélange de sous-composantes côtières et extracôtières. Il peut s'agir de poissons qui se déplacent de manière saisonnière entre des zones adjacentes ainsi qu'entre la zone côtière et le large (Brattey et Healey 2007; Campana *et al.* 1998).

Un modèle fondé sur les relevés (SURBA; Ings *et al.* 2019a) a été utilisé dans les évaluations précédentes du stock (2009 à 2018). Le modèle SURBA estime la mortalité totale, la force relative du recrutement et les estimations relatives de la biomasse totale et de la biomasse reproductrice à l'aide des indices de l'abondance de la morue tirés du relevé de recherche plurispécifique du MPO (Cadigan 2010). La caractérisation détaillée du modèle, la sensibilité des résultats aux hypothèses de modélisation et les procédures d'estimation appliquées pour élaborer ce modèle sont documentées dans Cadigan (2010). L'évaluation de 2017 a indiqué une augmentation de la biomasse du stock reproducteur par rapport à 2016-2017 après une forte baisse par rapport à l'évaluation de 2015-2016 (Rideout *et al.* 2017). En 2018, on a estimé que la biomasse du stock reproducteur se situait dans la zone de prudence (49 % au-dessus du point de référence limite B_{lim}), selon la définition du cadre intégrant l'approche de précaution (AP) établi par le MPO (figure 2). Toujours en 2018, la biomasse du stock reproducteur était composée à 71 % de poissons d'âges 6 et 7. Cette conclusion dépendait de deux cohortes qui pourraient connaître des taux de mortalité élevés dans les deux ou trois prochaines années.

Le modèle SURBA est un modèle de cohorte sans regroupement par âge qui suppose que la mortalité totale subie par la population peut être divisée en vecteurs d'effets de l'âge (s_a) et d'effets propres à l'année (f_y) (de sorte que $Z_{a,y} = s_a x f_y$). Les taux de mortalité totale correspondent à la mortalité toutes causes confondues, y compris la pêche. La mortalité totale estimée a augmenté progressivement depuis 1997 jusqu'au maximum de la série

chronologique, en 2015 (figure 3). Entre 2015 et 2017, le taux de mortalité totale moyen était de 0,61 (taux de survie de 54 % par année). Les taux de mortalité sont élevés, compte tenu du fait que les débarquements représentaient entre la moitié et les trois quarts du total autorisé des captures (TAC) durant cette période.

Le modèle SURBA s'ajuste aux indices des données dérivées de relevés de recherche du MPO pour les âges 1 à 12. Étant donné que le modèle SURBA n'inclut pas les données sur les pêches dans le processus d'estimation, il ne peut pas séparer les taux de mortalité naturelle et par pêche pour le stock. Il est donc difficile de fournir des avis sur les niveaux durables du total autorisé des captures à l'échelle absolue (Shelton et Morgan 2013). Les estimations de la biomasse du stock reproducteur et de l'état du stock issues de l'évaluation de 2016 par le modèle SURBA ont révélé une « forte tendance rétrospective directionnelle » (Rideout et al. 2017) et les tendances rétrospectives dans les estimations du modèle sont restées un point de discussion pour le stock (Rideout et al. 2016a, Rideout et al. 2016b, Ings et al. 2019a, Ings et al. 2019b). Des évaluations scientifiques précédentes du stock ont décrit la nécessité d'améliorer la méthodologie d'évaluation pour fournir des avis sur l'état du stock et des pêches (MPO 2017). En plus des données dérivées de relevés de recherche du MPO utilisées dans l'ajustement du modèle SURBA, d'autres renseignements sont disponibles et pourraient être utilisés pour orienter la méthode d'évaluation, notamment des informations sur les débarquements commerciaux, des données sur les prises selon l'âge dans les pêches commerciales et d'autres données scientifiques provenant de relevés indépendants de la pêche qui pourraient éventuellement être intégrées dans un nouveau modèle de population pour la morue dans la sous-division 3Ps. Les indices tirés des relevés au chalut de fond menés par la France (relevé ERHAPS de 1978 à 1992) et d'un relevé mené par l'industrie canadienne (1997 à 2007), appelé relevé du GEAC dans le présent document, sont disponibles. Les données sur les taux de prise dans les deux relevés de pêche sentinelle réalisés par les pêcheurs côtiers utilisant des palangres et des filets maillants sont également disponibles. Les taux de prise dans la pêche sentinelle sont normalisés pour éliminer les effets de la sélection des sites et les effets saisonniers (Stansbury et al. 2000, Mello et al. 2018). Enfin, les données biologiques sur la condition des poissons et les résultats des expériences de marguage peuvent également être des sources d'informations utiles.

SOMMAIRE DE LA RÉUNION D'EXAMEN DES DONNÉES

Une réunion de définition de la portée a eu lieu en octobre 2017 (Varkey *et al.*, sous presse¹) et une réunion d'examen des données a été organisée en mai 2019 (Varkey *et al.*, sous presse²) pour préparer le cadre d'évaluation. Voici un sommaire de l'examen des données pendant ces réunions.

¹ Varkey, D.A., Wheeland, L.J., Ings, D.W., Healey, B.P. In press. Determining the scope for an assessment framework for 3Ps cod. Can. Tech. Rep. Fish. Aquat. Sci. Fs97-6/3203E-PDF: vi + 19 p.

² Varkey, D.A., Ings, D.W., Champagnat, J., Penney, H., Rogers, B., Robertson, G., Regular, P., Novaczek, E. In press. Report on data-review meeting in preparation for the assessment framework of 3Ps Cod stock in southern Newfoundland. Can. Data. Rep. Fish. Aquat. Sci. Fs97-13E-PDF: vi + 67 p.

DONNÉES DU RELEVÉ DE RECHERCHE

Relevé de recherche canadien

Le Canada effectue des relevés aléatoires stratifiés dans les zones extracôtières de la sousdivision 3Ps en hiver et au printemps depuis 1972. Les relevés canadiens ont été réalisés à l'aide des navires de recherche NGCC *A.T. Cameron* (1972 à 1982), NGCC *Alfred Needler* (1983 et 1984; depuis 2009) et NGCC *Wilfred Templeman* (1985 à 2008). Les traits sont effectués le jour et la nuit. Le plan de stratification utilisé dans les relevés de recherche du MPO au chalut de fond dans la sous-division 3Ps est présenté à la figure 4. Les relevés de recherche du MPO portent sur des strates allant jusqu'à 300 brasses de profondeur (1 brasse = 1,83 mètre) depuis 1980. Cinq nouvelles strates côtières ont été ajoutées au relevé en 1994 (strates 779 à 783) et huit autres en 1997 (strates 293 à 300), soit une augmentation combinée de 18 % dans la zone de relevé (figure 4).

Les changements d'engins divisent le relevé en trois périodes : le chalut Yankee (traits de 30 minutes) a été utilisé de 1972 à 1982, le chalut de fond à remontée élevée Engel 145 (traits de 30 minutes) de 1983 à 1995, et le chalut à crevettes Campelen 1800 (traits de 15 minutes) depuis 1996. Les prises au chalut Engel de 1983 à 1995 ont été converties en équivalents de prises au chalut à crevettes Campelen 1800 selon une formule de conversion fondée sur la longueur, dérivée d'expériences de pêche comparative (Warren 1996; Warren *et al.* 1997; Stansbury 1996, 1997). Les données du chalut Yankee n'ont pas été converties en équivalents Engel ou Campelen.

La période du relevé a varié considérablement. En 1983 et 1984, la date moyenne d'échantillonnage était en avril; de 1985 à 1987, elle était en mars; de 1988 à 1992, elle était en février. En 1993, un relevé a été effectué aussi bien en février qu'en avril; par la suite, le relevé a généralement eu lieu en avril. Le choix du mois d'avril visait à réduire la probabilité de mélange avec la morue du stock adjacent du nord du golfe (divisions 3Pn4RS), qui peut se trouver dans la sous-division 3Ps au début de l'hiver (MPO 1994).

En raison des importants problèmes mécaniques du navire de recherche, le relevé de 2006 n'a pas eu lieu : seules 48 calées sur les 178 prévues ont eu lieu. C'est pourquoi on estime que les résultats de 2006 pour l'ensemble de la zone de relevé ne sont pas comparables au reste de la série chronologique. Tous les relevés suivants ont été considérés comme complets. Dans le cadre du relevé de 2018, 167 calées ont été effectuées sur les 178 prévues. Il est fréquent qu'une ou deux strates dominent les prises une année donnée. Par exemple, en 1995, un seul grand trait représentait plus de 80 % de l'indice total. De même, en 2013 et en 2016, un seul grand trait sur le banc Burgeo représentait plus de 50 % de l'indice total.

Les graphiques des proportions normalisées selon l'âge au fil des années (PNAA) (Kumar 2020) pour l'ensemble de la série de relevé de recherche du MPO (1983 à 2018) et pour l'indice combiné côtier et hauturier (1997 à 2018) montrent le suivi des cohortes dans le temps (figure 5). La composition selon l'âge des prises dans le relevé s'est contractée au fil du temps. Il n'était pas rare de capturer des morues âgées de 20 ans dans les relevés dans les années 1980; cependant, depuis les vingt dernières années, les morues de 15 ans ou plus sont rares dans les relevés et aucune n'a été échantillonnée depuis trois ans. Récemment, des cohortes plus fortes ont été observées en 2006 et 2011.

Des graphiques de cohérence ont été tracés pour explorer la façon dont chaque relevé fait le suivi des cohortes, en calculant la corrélation entre différents âges des mêmes cohortes à partir des nombres observés dans la série chronologique des relevés. Le graphique de cohérence de l'indice-log du relevé de recherche du MPO montre un assez bon suivi des cohortes des âges 2 à 5 (figure 6a). On observe aussi des corrélations modérées parmi les groupes d'âge avancé,

de 9 à 13 ans. Lorsque la série chronologique est tronquée pour n'inclure que les années d'avant 1997 (relevé hauturier de recherche du MPO), les corrélations entre les âges plus jeunes diminuent, mais dans l'ensemble, les tendances restent les mêmes (figure 6b).

Décisions concernant l'utilisation des données :

- Les relevés de recherche réalisés par le NGCC *A.T. Cameron* (1972 à 1982) ne sont pas utilisés dans le modèle d'évaluation du stock proposé. La couverture des strates avant 1983 est très faible, à l'exception des trois dernières années (1980 à 1982) et, de plus, ces données ne sont pas converties en équivalents Campelen.
- L'ajout des strates côtières en 1997 crée de fait deux séries de données dérivées de relevés de recherche du MPO :
 - o un relevé dans la zone hauturière de 1983 à 1996;
 - o un relevé combiné zone côtière-zone hauturière de 1997 à 2018.
- La répartition spatiale des poissons dans la zone de relevé a été discutée et certains participants souhaitaient l'explorer davantage par des approches telles que la post-stratification, les associations d'habitats et les clés spatiales âge-longueur.

Relevé ERHAPS de l'IFREMER

L'IFREMER a réalisé les relevés français ERHAPS de 1978 à 1992 selon le même plan de stratification que le relevé hauturier par navire de recherche du MPO (figure 4, strates en bleu). Il y a eu un changement de navire en 1992 et il n'y a pas eu de pêche comparative pour comparer les capturabilités des deux navires. Dans le modèle proposé, nous utilisons les séries de données de 1978 à 1991. Le relevé ERHAPS a été mené en février-mars à l'aide d'un chalut Lofoten, uniquement de jour. Lorsque le relevé n'a pas couvert certaines strates profondes, les résultats ont été ajustés à l'aide d'un modèle multiplicatif. De plus amples détails sur ce relevé sont disponibles dans Champagnat et Vigneau (*sous presse*)³.

Le graphique de cohérence pour les données du relevé ERHAPS (Figure 6c) présente de bonnes corrélations entre les âges plus jeunes (2 à 5 ans) et entre les âges plus avancés (9 à 14 ans). En revanche, il n'y a pas de corrélation entre les âges 5 à 7.

Décisions concernant l'utilisation des données :

Le relevé ERHAPS de 1978 à 1982 fournit cinq années supplémentaires de données de relevé pour le modèle proposé. La couverture des strates a été évaluée et des modèles de force de cohorte ont été élaborés à partir du relevé ERHAPS et du relevé hauturier du MPO. Les forces de cohorte estimées à l'aide des deux ensembles de données ont affiché les mêmes tendances, ce dont on a conclu que le suivi portait sur les mêmes classes d'âge (Varkey *et al.*, sous presse, Champagnat et Vigneau, sous presse¹). Étant donné la cohérence entre les deux relevés et la couverture temporelle, le relevé ERHAPS est inclus dans le modèle d'évaluation du stock proposé. De plus amples détails sur les modèles de force de cohorte sont disponibles dans un rapport technique présenté par Champagnat et Vigneau (sous presse)¹.

³ Champagnat, J., and J. Vigneau. In press. ERHAPS: a French survey for cod in 3Ps (NAFO subdiv) IFREMER REPORT.

Relevé du Conseil des allocations aux entreprises d'exploitation du poisson de fond (GEAC)

Le GEAC (l'actuel Conseil du poisson de fond de l'Atlantique) a effectué un relevé de l'industrie canadienne à l'automne (novembre-décembre) dans la sous-division 3Ps de 1997 à 2007 selon le même plan de stratification que le relevé de recherche hauturier du MPO (figure 4, strates en bleu). Il échantillonnait 24 strates chaque année. Un chalut à remontée élevée Engels 96 était utilisé pour réaliser des traits de 30 minutes. Au cours des onze ans du relevé, la couverture a été incomplète en 1997, le relevé n'a pas eu lieu en 2006 et en 2007, un navire différent a été utilisé et plusieurs strates supplémentaires ont été incluses (McClintock 2010).

Le graphique de cohérence pour les données du relevé du GEAC de 1998 à 2005 révèle une corrélation entre les âges 2 à 6 et entre certains âges plus avancés (figure 6d). En raison de la courte durée du relevé, il n'est pas possible d'explorer les corrélations entre les âges des poissons espacés de plus de cinq ans.

Décisions concernant l'utilisation des données :

• Le relevé du GEAC produit une courte série chronologique et il n'est pas certain que ce relevé fournira des informations utiles pour le modèle d'évaluation du stock. Lors de la réunion d'examen des données de mai 2019, il a été décidé de tester l'inclusion de huit années de données de cette série (1998 à 2005).

Relevé de pêche sentinelle

Le relevé de pêche sentinelle inclut les calées de filets maillants et de palangre dans les régions côtières de Terre-Neuve. Ce relevé permanent a débuté en 1995 et est mené chaque année entre juin et novembre. De 16 à 32 entreprises de pêche de la côte sud de Terre-Neuve y participent. Mello *et al.* (2018) effectuent une normalisation désagrégée par âge des taux de prise moyens pour le filet maillant et la palangre afin de tenir compte des effets saisonniers et spatiaux. Les taux de prise normalisés sont disponibles et peuvent être utilisés dans l'élaboration du modèle d'évaluation.

Le graphique de cohérence pour le relevé de pêche sentinelle au filet maillant affiche une bonne corrélation entre les âges 4 à 10 (figure 6e). Pour le relevé de pêche sentinelle à la palangre, la corrélation est forte entre les âges 3 à 5 et entre les âges 6 à 9 (figure 6f).

Décisions concernant l'utilisation des données :

• Lors de la réunion d'examen des données de mai 2019, certaines préoccupations ont été soulevées concernant l'évolution de la couverture du relevé au fil du temps. La décision prise lors de la réunion était d'évaluer les résultats du modèle avec et sans l'inclusion de ce relevé.

DONNÉES DE LA PÊCHE COMMERCIALE

Débarquements

Les données sur les débarquements dans les pêches commerciales et récréatives sont disponibles de 1959 à 2018. Des flottilles étrangères étaient actives dans la zone dans les années 1960 et au début des années 1970, avec des débarquements dépassant 60 000 tonnes (t) pendant plusieurs années (figure 9). Après la mise en place de la ZEE canadienne, les débarquements se situaient en moyenne entre 30 000 et 40 000 tonnes. Ils ont augmenté et le TAC a été dépassé pendant plusieurs années dans les années 1980, au moment des négociations sur les quotas entre le Canada et la France. Jusqu'en 1993, date à laquelle le

moratoire a été imposé, les prises utilisées dans les évaluations relevant de l'OPANO ont continué à être ajustées en fonction des débarquements déclarés par la France. Le stock était sous moratoire de septembre 1993 à 1996 et les débarquements sont principalement des prises accessoires. Après la réouverture de la pêche en 1997, les pêches côtières canadiennes, en particulier les pêches au filet maillant, en sont devenues une composante importante. Depuis 2010, le TAC alloué n'a pas été pris et les débarquements sont inférieurs à 10 000 t. De plus amples détails sur la série chronologique des débarquements sont disponibles dans lngs *et al.* 2019. En résumé, l'historique de la pêche a connu de nombreux changements et, au cours de cette période, la précision des données a varié avec une combinaison de facteurs qui ont pu conduire à la fois à une surdéclaration et à une sous-déclaration (Shelton *et al.* 1996, Carruthers et Ings, comm. pers., 8 octobre 2019).

Décisions concernant l'utilisation des données :

- Les données sur les débarquements ont été utilisées pour établir une chronologie pour le modèle d'évaluation du stock proposé. Les données de relevé commencent en 1978, ce qui donne une date de début potentielle pour le modèle d'évaluation du stock. Cependant, les débarquements étaient plus élevés avant 1978 et ces données pourraient aider le modèle à déterminer l'ampleur du stock historique et soutenir l'estimation d'autres paramètres du modèle.
- Une étude fondée sur des entretiens avec des pêcheurs est en cours en vue de mieux comprendre le niveau d'incertitude entourant les débarquements des pêches pendant toute l'histoire de la pêche; les entretiens sont menés avec des pêcheurs hauturiers et côtiers. Les informations ainsi recueillies (Carruthers et Ings, comm. pers., 8 octobre 2019) pourront servir à élaborer des limites inférieures et supérieures de la variabilité des débarquements. Ces limites peuvent être utilisées pour étayer la vraisemblance censurée dans le modèle proposé pour ajuster les débarquements, de la même manière que l'approche adoptée pour ajuster les informations sur les débarquements pour l'évaluation de la morue du Nord (Cadigan 2016).

Prises selon l'âge

Les données sur les prises selon l'âge sont disponibles de 1959 à 2017. Elles existaient avant le début de ce travail, mais il n'était pas sûr que la méthodologie adoptée pour générer les prises selon l'âge ait été uniforme d'une année à l'autre. Des efforts considérables ont été déployés pour reconstruire les matrices des prises selon l'âge afin de pouvoir prendre en compte correctement l'échantillonnage commercial âge-longueur entre les engins et les emplacements. Dans ce processus de reconstruction des prises selon l'âge, il a été difficile de reconstruire les données pour l'année 1993, année de mise en œuvre du moratoire. Les données utilisées dans le modèle d'évaluation comprennent les prises selon l'âge de 1993 calculées dans les séries plus anciennes.

Une comparaison des graphiques des données sur les prises selon l'âge avant et après la reconstruction (figure 7) montre que les deux tracés suivent des cohortes similaires. Les graphiques de cohérence entre les anciennes données sur les prises selon l'âge et les données actualisées (figure 8) révèlent une corrélation très similaire entre les groupes d'âge. La mise à jour des prises selon l'âge a permis d'améliorer la représentation des poissons d'âge 2 dans les prises.

Décisions concernant l'utilisation des données :

 Les données sur les prises selon l'âge n'ont pas été reconstituées pour les années 1959 à 1970. La plupart des décisions concernant l'attribution de clés âge-longueur aux échantillons commerciaux antérieurs à 1970 ne sont conservées que dans des copies papier de documents historiques qui n'étaient pas accessibles. Cependant, les données existantes sur les prises selon l'âge ont été mises à jour pour inclure les poissons d'âge 14 et plus, d'après un tableau de données présenté dans le document de la Commission internationale des pêches de l'Atlantique nord-ouest (CIPANO) (Pinhorn 1972).

- Nous n'avons pas été en mesure de reconstituer les prises selon l'âge pour les années 1971 à 1973 et 1993 en raison de l'échantillonnage limité et de la difficulté d'attribuer des clés âge-longueur aux données commerciales. Nous avons décidé d'utiliser les données existantes pour ces années.
- Les données de l'échantillonnage commercial ont été recalculées pour améliorer la cohérence des résultats des prises selon l'âge pour les années 1974 à 1992 et 1994 à 2018.

MODÈLE HYBRIDE

Plusieurs aspects du stock de morue de la sous-division 3Ps en font un stock difficile à évaluer :

- 1. les modifications du protocole dans les relevés historiques;
- 2. les effets propres à l'année dans le relevé;
- 3. les tendances rétrospectives dans les évaluations récentes;
- 4. les évaluations antérieures dénotant une augmentation de la mortalité;
- 5. les incertitudes entourant les débarquements des pêches;
- 6. le mélange, dans la zone du stock, entre les composantes côtières et hauturières et avec les stocks adjacents.

Dans une telle situation, il est nécessaire d'élaborer plusieurs modèles pour faciliter l'exploration de différentes hypothèses. La méthode des modèles de travail multiples remonte à Chamberlain (1890). Cette idée a été traduite comme suit dans le livre *Ecological Detective* : « la confrontation entre plus d'un modèle arbitré par les données est à la base de la science » (Hilborn et Mangel 1997, Préface) [traduction]. Ces dernières années, plusieurs auteurs ont présenté et comparé d'autres modèles pour l'évaluation d'un stock avec, par exemple :

- 1. différents paramétrages de la sélectivité, de la mortalité naturelle et de la capturabilité (Rossi *et al.* 2019);
- 2. différentes approches pour modéliser la mortalité naturelle (Miller et Hyun 2017);
- 3. différents choix de vraisemblance (Albertsen *et al.* 2016) et autres.

Souvent, dans ces comparaisons, la structure du modèle de base reste inchangée (Rossi *et al.* 2019). Les modèles de Miller et Hyun (2017) constituent une exception notable; cet article compare les modèles de type statistique des prises selon l'âge (SCAA) et état-espace.

L'objectif d'un modèle d'évaluation des stocks est de pouvoir fournir des avis de gestion. Les deux principaux éléments qui régissent les avis de gestion sont la biomasse du stock reproducteur et la mortalité par pêche. La principale variable d'intérêt dans les modèles d'évaluation des stocks halieutiques est F, c'est-à-dire notre description de l'impact actuel et historique des pêches sur le stock. Nous nous sommes donc attachés à élaborer des approches de rechange pour structurer F dans le modèle. Voici d'autres formules fondées sur la mortalité par pêche :

1. une sélectivité logistique platikurtique ou en forme de dôme avec des périodes temporelles;

- 2. marche aléatoire de la normale multivariée du genre SAM (State-space Assessment Model, modèle état-espace, Nielsen et Berg 2014);
- 3. un processus séparable corrélé âge-année pour le taux de mortalité par pêche (F), similaire au modèle d'évaluation de la morue du Nord (Cadigan 2016);
- 4. la possibilité d'interrompre les processus pour F les années où des événements importants (comme un moratoire) ont eu un impact sur la pêche.

Les données relatives au stock de morue de la sous-division 3Ps présentent plusieurs difficultés qui nous ont amenés à élaborer des options supplémentaires :

- 1. autre paramétrage de M,
 - a. une mortalité naturelle invariable entre les âges et les années;
 - b. une mortalité naturelle variable dans le temps liée à une covariable (la condition des poissons).
- 2. possibilité d'utiliser des vraisemblances censurées pour les points de données manquants,
- 3. possibilité d'ajuster les résultats aux nombres de prises selon l'âge ou aux proportions de prises et aux débarquements,
- 4. ajustement censuré des données sur les débarquements en cas d'incertitude entourant les débarquements à différentes périodes,
- 5. effets de l'année dans le relevé, si nécessaire,
- 6. utilisation de vraisemblances corrélées dans l'ajustement des prises selon l'âge ou des indices selon l'âge.

Le modèle HYBRIDE est appelé ainsi parce qu'il utilise diverses fonctions du modèle étatespace – principalement l'utilisation d'effets aléatoires pour modéliser les matrices de N et de F – et du modèle d'évaluation de la morue du Nord (Cadigan 2016) – surtout l'inclusion de l'opinion d'experts sur la fiabilité des séries chronologiques sur les débarquements grâce à l'utilisation de la vraisemblance censurée. En résumé, le modèle HYBRIDE permet d'explorer différentes formes de paramétrage de la sélectivité des pêches variable dans le temps, de la mortalité naturelle et des approches pour estimer les données sur les prises selon l'âge. Le cadre de la modélisation état-espace « HYBRIDE » peut donc incorporer plusieurs structures de modèle sous-jacentes, où des modèles structurés différemment sont des réalisations de la même plateforme de modélisation. Les fonctions peuvent être activées ou désactivées au choix de l'utilisateur. Cela permet d'évaluer l'incertitude structurelle découlant de la structure et du paramétrage du modèle.

Un mécanisme de tableau de bord flexible (Regular *et al.* 2020) permet de comparer les profils des résidus et l'état du stock entre les modèles. La plateforme de modélisation « HYBRIDE » intègre ce mécanisme de tableau de bord flexible et permet à l'utilisateur de comparer l'influence des contraintes et des flexibilités intégrées dans les structures et les paramétrages de rechange du modèle sur les profils des résidus et les résultats du modèle. Nous détaillons ci-après la formulation du modèle et certaines des adaptations que nous avons élaborées dans le modèle proposé pour répondre aux préoccupations liées aux données.

ÉQUATION D'ÉTAT

L'équation d'état suit le paramétrage dans le modèle d'évaluation état-espace (SAM) (Nielsen et Berg 2014). Les matrices de *logN* (log de l'abondance) sont traitées comme des variables aléatoires et représentent l'état sous-jacent non observé. L'âge dans le modèle va de 2 à 14+ et le groupe des plus est représenté par « *A* ». Les années (*y*) dans le modèle vont de 1959 à

2018. Les abondances de la première année (pour les âges 3 à *A*) sont estimées comme faisant partie de la matrice des variables aléatoires pour *logN*. Le recrutement (âge 2) est modélisé de manière à suivre une marche aléatoire avec un écart-type σR . L'erreur de processus a une distribution normale avec un écart-type σP . La mortalité par pêche (*F*) et la mortalité naturelle (*M*) sont utilisées pour modéliser la décroissance exponentielle de la cohorte.

$$log N_{2y} = log N_{2y-1} + \eta_{2y}; \eta_{2y} \sim N(0 \sigma R)$$

1

 $\log N_{a y} = \log N_{a-1 y-1} - F_{a-1 y-1} - M_{a-1 y-1} + \eta_{a y}; 3 \le a < A - 1; \ \eta_{3:A-1 y} \sim N(0 \ \sigma P)$

$$\log N_{Ay} = \log \binom{N_{Ay-1} * \exp(-F_{Ay-1} - M_{Ay-1}) +}{N_{A-1y-1} * \exp(-F_{A-1y-1} - M_{A-1y-1})} + \eta_{Ay}; A = 14 + 3$$

PARAMÉTRAGE DE LA MORTALITÉ PAR PÊCHE (F)

Nous explorons cinq approches différentes pour modéliser F dans la plateforme de modélisation « HYBRIDE », appelées « cas F ». Chaque cas F permet d'étudier différents niveaux de flexibilité dans l'estimation de la sélectivité des pêches variable dans le temps. La sélectivité variable dans le temps est incorporée dans le modèle pour tenir compte de certaines dynamiques temporelles dans la pêche. Les principaux engins utilisés pour pêcher la morue dans la sous-division 3Ps ont considérablement varié au fil du temps. Dans les années 1960 et au début des années 1970, la pêche était dominée par des flottilles non canadiennes qui pêchaient dans la zone hauturière (figure 9). Récemment, la plus grande partie du TAC a été débarquée par les pêcheurs côtiers canadiens utilisant des engins fixes, le reste des captures ayant été réalisé principalement par le secteur des engins mobiles pêchant au large. De 1977 à 1993, la pêche à la palangre (c.-à-d. à la ligne longue) a constitué la majeure partie des débarquements par engins fixes. Elle représentait habituellement 40 à 50 % du total annuel des engins fixes. Dans la période qui a suivi le moratoire, la pêche à la palangre représente entre 16 et 26 % des débarquements par engins fixes. Les débarquements de la pêche au filet maillant ont augmenté régulièrement, passant d'environ 2 300 t en 1978 à un pic de plus de 9 000 t en 1987. Ils sont demeurés relativement stables jusqu'à l'imposition du moratoire. Les filets maillants constituent l'engin le plus utilisé pour la pêche côtière depuis la réouverture de la pêche en 1997. Les débarquements de la pêche au filet maillant représentent 70 à 80 % des débarquements par engins fixes depuis 1998. Les filets maillants constituaient un pourcentage plus faible des débarquements d'engins fixes en 2001 (60 %), en partie en raison d'une restriction temporaire de leur utilisation. De 1975 à l'imposition du moratoire, les débarquements par trappes à morue ont varié considérablement, se situant environ entre 1 000 t et 7 000 t. Depuis 1998, ils représentent des quantités négligeables (moins de 120 t). La pêche à la ligne à main représentait une faible partie de la pêche côtière à engins fixes avant l'imposition du moratoire (environ 10 à 20 %) et a passé à environ 5 % des débarquements en moyenne après le moratoire. Toutefois, les prises à la ligne à main avaient beaucoup augmenté en 2001 (jusqu'à 17 % de l'ensemble des prises par engins fixes, ce qui pourrait refléter la restriction temporaire de l'utilisation des filets maillants susmentionnée. L'augmentation de la proportion des prises à la ligne à main certaines années (p. ex. 2009, 2013) était probablement attribuable au fait que les acheteurs paient un prix plus élevé pour le poisson capturé à l'hameçon que pour les prises au filet maillant. Bien que les engins utilisés par la pêche aient changé pendant une

grande partie de la série chronologique, le passage à une pêche prédominante au filet maillant en 1998 a représenté un changement marqué dans la sélectivité du stock.

Cinq cas F possibles sont décrits ci-après.

 Effets séparables de l'âge (s_a) et de l'année (f_y). La mortalité par pêche F subie par la population peut être séparée en vecteurs des effets de l'âge, s_a, et des effets de l'année, f_y.

$$F_{a y} = s_a * f_y$$

$$\log(s_a) = \log(s_{a-1}) + \omega_a; \omega_a \sim N(0 \ \sigma_{sel1})$$
5

 Sélectivité logistique. Le deuxième cas permet une sélectivité platikurtique ou une sélectivité logistique double en forme de dôme. La sélectivité est estimée en deux blocs pour les périodes précédant et suivant le moratoire, en estimant deux effets fixes pour le paramètre de l'âge à 50 % de sélectivité (*a*₅₀).

Logistique

$$F_{a y} = s_a * f_y \tag{6}$$

$$s_a = \frac{1}{1 + \exp(-b_1(a - a_{50}))}$$
 7

Logistique double

$$s_a = \frac{1}{1 + \exp(-b1(a - a_{50}))}, \frac{1}{1 + \exp(b2(a - 14))}$$
8

Écarts aléatoires dans un paramètre a_{50} . La variation interannuelle de la sélectivité est permise par des variations aléatoires du paramètre a_{50} . Cependant, ici le *sdev*_y pourrait être confondu avec f_y .

$$\log(a_{50y}) = \log(a_{50}) + sdev_y; \ sdev_y \sim N(0 \ \sigma_{sel2})$$
9

3. Structure de F du genre SAM. Le troisième cas de paramétrage de F est tiré du modèle état-espace (Nielsen et Berg 2014), où la matrice de F est une marche aléatoire sur les années. La corrélation dans les marches aléatoires entre les âges est rendue possible grâce aux écarts de la normale multivariée (MVN). Pour la matrice de covariance des écarts de la normale multivariée, nous adoptons un processus autorégressif (AR1) pour la corrélation de sorte que des groupes d'âge similaires développent des tendances similaires dans la mortalité par pêche.

$$\log(F_{2:A y}) = \log(F_{2:A y-1}) + e_{2:A y}; e_{2:A y} \sim MVN_{2:A}(0 \Sigma)$$
10

$$\Sigma_{a\,\bar{a}} = \rho^{|a-\bar{a}|}\sigma_a^2 \tag{11}$$

Chaque élément de Σ est une fonction de l'écart-type de la marche aléatoire et du coefficient de corrélation évalué.

4. Profil AR1 corrélé séparable de l'âge et de l'année. Ce quatrième cas de paramétrage de F est similaire à la structure de F dans les modèles état-espace pour la morue du Nord (Cadigan 2016) et la plie canadienne (Kumar *et al.* 2020). Dans ce cas, F pour un âge et une année donnés est le produit d'une valeur moyenne de F et des écarts âge-année corrélés. Les écarts de *logF* sont un processus AR bidirectionnel corrélé sur les âges et les années. Le coefficient de corrélation entre deux points de la matrice des écarts est régi par l'autocorrélation à l'âge φ_{Fa} et l'année φ_{Fy} . Les écarts de F auto-corrélés sont mis en œuvre dans Template Model Builder (TMB) à l'aide de la fonction « SEPARABLE » qui calcule l'extension séparable de deux densités de la loi normale multivariée. La covariance de l'objet densité est égale au produit de Kronecker des matrices de covariance des deux densités de la loi normale multivariée.

$$\log F_{ay} = \mu F_{ay} + \Delta_{ay}$$
 12

$$Corr[\Delta_{a y} \ \Delta_{a-m y-n}] = \varphi_{Fa}^{|m|} \varphi_{Fy}^{|n|}$$
13

- 5. Structure de F du genre SAM avec pauses. Ce paramétrage est similaire au cas 3, avec l'ajout de pauses à la marche aléatoire de la normale multivariée au début du moratoire sur la pêche. Le moratoire a constitué un changement important dans l'historique de la pêche et la pause permet d'estimer les matrices de F pour les deux périodes indépendamment l'une de l'autre. En outre, les âges plus jeunes sont découplés de la marche aléatoire de la normale multivariée; nous explorons deux options de découplage :
 - 1) dissocier les poissons d'âge 2 des poissons plus âgés;
 - 2) dissocier les poissons des âges 2 et 3 des poissons plus âgés.

Ces âges plus jeunes ne sont pas ciblés dans la pêche et la pression de la pêche sur ces âges n'est peut-être pas corrélée avec la pression de la pêche sur les âges plus avancés.

Les cas F 1 et 2 offrent une flexibilité d'une année à l'autre dans l'ampleur de F, mais limitent la variation dans les profils d'âge estimés. Dans le cas 1, l'effet de l'âge n'est pas paramétrique et permet donc une flexibilité entre les âges, mais ce profil ne peut pas varier dans le temps. Les profils de sélectivité logistique simple et double du cas 2 imposent des contraintes sur la forme de la fonction de sélectivité dans la fonction logistique, mais permettent de faire varier l'ampleur dans le temps. Les cas 3 et 4 offrent une plus grande flexibilité; la marche aléatoire de la normale multivariée dans le cas 3 et les écarts âge-année corrélés séparables dans le cas 4 permettent une flexibilité pour la forme de la fonction de sélectivité sur l'espace bidimensionnel des âges et des années. Cependant, les processus AR dans le cas 4 imposent une évolution plus lisse sur les âges et les années que la marche aléatoire de la normale multivariée dans le cas 5 pour F où nous avons prévu des pauses dans la marche aléatoire de la normale multivariée (du cas 3) au début du moratoire pour permettre une plus grande flexibilité est dérivée comme suit :

$$s_{a y} = \frac{F_{a y}}{\sum_{a} F_{a y}}$$
 14

PARAMÉTRAGE DE LA MORTALITÉ NATURELLE (M)

Lorsqu'on ne dispose pas de beaucoup d'informations sur la mortalité naturelle, l'hypothèse de base des évaluations des stocks halieutiques est que la mortalité naturelle est invariable selon l'âge et l'année et qu'elle est égale à 0,2 (M=0,2). Les évaluations précédentes ayant indiqué une augmentation de la mortalité totale (Ings *et al.* 2019a; Ings *et al.* 2019b), nous élaborons des modèles avec des valeurs de M invariables et variables dans le temps.

- 1. M invariable dans le temps. Nous choisissons M=0,3 comme niveau de base, car les estimations de M pour les stocks voisins de morue du Nord des divisions 2J3KL (MPO 2019) et de morue de la division 3M sur le bonnet Flamand (Gonzalez-Costas et Gonzalez-Troncoso 2018) indiquent des estimations de M supérieures à 0,2. L'analyse des données de marquage de la morue dans la sous-division 3Ps (annexe B) suggère également des niveaux de M supérieurs à 0,2; cependant, la couverture des données de marquage est limitée à la période d'après le moratoire. En outre, les estimations de M fondées sur la condition (*Mc*, expliquée dans la section suivante) indiquent également des niveaux de M supérieurs à 0,2. Une valeur de 0,3 permet d'avoir des niveaux de base similaires de M dans les deux approches, valeur de M invariable et variable dans le temps.
- 2. M variable dans le temps. Plusieurs auteurs ont abordé M variable dans le temps en utilisant des processus aléatoires estimés par un modèle. Le modèle de base est généralement une variation avec la valeur M_{base} décrivant une initialisation nécessaire pour la première année ou l'âge et δ_{av} décrivant la structure du processus aléatoire.

$$M_{ay} = M_{base} \exp(\delta_{ay})$$
 15

Les exemples sont une approche de marche aléatoire pour le hareng du Pacifique (Martell *et al.* 2011) et pour la morue franche du sud du golfe du Saint-Laurent (Swain *et al.* 2019), où le processus δ_{ay} est échantillonné selon une distribution normale. Un autre exemple est un processus corrélé pour δ_{ay} sur l'âge et l'année pour la mortalité de la morue du Nord (Cadigan 2016). Compte tenu de l'inclusion de l'erreur de processus dans nos équations d'état, la formule du modèle ici n'est pas capable d'estimer des processus aléatoires supplémentaires. Nous avons donc expérimenté les deux approches suivantes pour M variable dans le temps :

a. Les données forcent la tendance de M dans le modèle.

$$M_y = X_y$$
 16

Dans le modèle de morue de la division 3P ici, X_y représente M comme une fonction de la condition du poisson. Nous posons pour hypothèse qu'une « condition énergétique » faible, en particulier après la saison de fraie printanière, pourrait rendre les poissons plus vulnérables aux agents de stress dans l'environnement. La principale raison de l'intérêt pour la condition du poisson est que l'évaluation précédente du stock voisin de morue du Nord a révélé une « bonne correspondance » entre les estimations de M par le modèle d'évaluation et l'estimation de M fondée sur la condition du poisson (MPO 2019). Des expériences en laboratoire ont signalé une mortalité des poissons lorsque

leur condition tombe en dessous d'un seuil critique (Dutil et Lambert 2000, Byström *et al.* 2006). Casini *et al.*(2016) ont présenté une méthode de calcul de M pour les poissons sauvages qui repose sur la proportion de poissons observés en mauvaise condition, appelée « mortalité naturelle corrigée par la condition ». Nous appliquons ici une approche similaire pour élaborer un indice de M fondé sur la condition.

Les données et l'analyse des poids des poissons disponibles pour calculer la condition des poissons pour le stock de morue de la sous-division 3Ps commencent avec les relevés de recherche du MPO en 1978. Avant 1993, ces relevés et les poids enregistrés sont ceux de l'hiver et à partir de 1993, le calendrier des relevés passe au printemps. Depuis 1993, les relevés de pêche sentinelle fournissent également des informations sur le poids en été et en automne. La croissance et la condition des poissons varient selon les saisons; elles sont faibles au printemps et fortes vers la fin de l'été (Lilly 1996); il n'est donc pas possible d'appliquer directement les données sur le poids recueillies dans les relevés ci-dessus pour créer une série chronologique de la condition des poissons. C'est pourquoi nous élaborons un modèle de série chronologique, comprenant les données du relevé de recherche du MPO et les relevés de pêche sentinelle pour décrire la condition mensuelle du poisson de 1978 à aujourd'hui. L'analyse montre que la condition des poissons enregistrée dans les relevés de recherche du MPO a empiré pendant la période visée. Nous utilisons les estimations de la condition provenant du modèle de série chronologique, selon une approche similaire à celle décrite dans Casini et al. (2016), pour produire un indice de M fondé sur la condition de 1978 à 2018 (voir les détails sur l'analyse de la série chronologique et le calcul de l'indice de M fondé sur la condition sur la figure 10a, annexe C). La période du modèle « HYBRIDE » va de 1959 à 2018 et pour les années 1959 à 1977, nous utilisons 0,3, qui est la moyenne des estimations de M sur les cinq premières années (1978 à 1982). Cette estimation de l'indice de M fondé sur la condition (Mc, figure 10a) est entrée directement comme M pour le modèle « HYBRIDE ».

b. La tendance de M est obtenue à partir d'une covariable et de l'estimation du paramètre associé. Le paramétrage suit une forme similaire à celle des applications de processus aléatoires pour M. Comme dans l'équation 15, $M_{a\,t} = M_{base} \exp(\delta_{a\,y})$, toutefois, le terme $\delta_{a\,y}$ n'est pas un processus aléatoire, mais une estimation associée à une covariable.

$$\delta_{a y} = mpar_a * X_y$$

17

Ici, M suit la tendance de la covariable et le paramètre *mpar* décrit la force de la relation avec la covariable. Des estimations de *mpar* proches de zéro suggèrent une influence nulle/légère de la covariable sur M, une valeur positive de *mpar* indique que M suit la tendance de la covariable et une valeur négative de *mpar* indique une tendance de M opposée à celle de la covariable (figure 15b). Dans notre cas, la covariable X_t est un indice normalisé de *Mc* décrit ci-dessus dans 'a'.

$$X_{y} = \frac{Mc_{y} - \mu_{Mc}}{\sigma_{Mc}}$$
¹⁸

Cette mise à l'échelle permet de traiter la covariable comme une anomalie produisant des estimations supérieures ou inférieures à la valeur de référence de M_{base} fournie, de la même manière que la mise à l'échelle de l'anomalie de la température pour la capacité de charge variable dans le temps (Kumar *et al.* 2013). La moyenne (μ_{Mc}) et l'écart-type (σ_{Mc}) sont calculés pour la période de référence de 1978 à 2012, soit les 35 premières années de données; la normalisation de *Mc* est ainsi fondée sur une période de référence allant de 1978 à 2012. Le paramètre *mpar* a été estimé par deux groupes d'âge (immature et mature) pour permettre aux différents groupes d'âge de réagir différemment aux tendances de la condition des poissons. Kurota *et al.* (2016) ont réalisé une mise en œuvre similaire de M variable dans le temps pour la population de saumon rouge du lac Kootenay. L'équation finale pour M est donc la suivante :

$$M_{a y} = M_{base} \exp\left(mpar_a * \left(\frac{Mc_y - \mu_{Mc}}{\sigma_{Mc}}\right)\right)$$
19

VRAISEMBLANCE DES DONNÉES DES RELEVÉS

Le modèle a été ajusté à quatre relevés :

- 1. le relevé de recherche du MPO (âges 2 à 14+);
- 2. le relevé ERHAPS de l'IFREMER (âges 2 à 14+);
- 3. le relevé du GEAC (âges 2 à 14+);
- 4. les relevés de pêche sentinelle au filet maillant (âges 4 à 10) et à la palangre (âges 3 à 10). $\hat{l}_{a,y's}$ représente l'indice selon l'âge prévu dans le relevé *s, ts**Z représente un ajustement à la mortalité totale pour tenir compte de la période du relevé dans l'année (p. ex. *ts*=0,5 pour un relevé mené en juin).

L'écart-type de l'erreur d'observation, σ_s est estimé séparément pour le relevé 's'.

$$\log \hat{I}_{ays} = \log q_{as} + \log N_{ay} - ts_{ys} * Z_{ay} + e_{ays}; \ e_{ays} \sim N(0 \ \sigma_s)$$
²⁰

Lorsque l'indice observé est 'zéro', nous adoptons l'approche de vraisemblance censurée utilisée dans le modèle d'évaluation de la morue du Nord (Cadigan 2016). L'hypothèse est que le relevé a enregistré zéro poisson d'un âge donné une année donnée parce que la densité du stock était inférieure à un seuil minimum (λ) pour la détection dans le relevé. Lorsque la censure est appliquée, la log-vraisemblance sera très faible si l'indice prédit est inférieur à la valeur seuil ou à la « limite de détection » (Cadigan 2016).

$$l(I_{a y s} = 0 | \theta) = log \left\{ \Phi_N \left[log[\lambda / \hat{I}_{a y s}] \right] / \sigma_s \right\}; \ \lambda = \begin{cases} 0 \ 02 \ si \ a = 2\\ 0 \ 004 \ si \ a > 2 \end{cases}$$
²¹

Dans l'équation 21, Φ_N est la fonction de distribution cumulative (FDC) d'une variable aléatoire normale standard.

Modèle de capturabilité pour le relevé par navire de recherche du MPO

Le relevé de recherche du MPO fournit des enregistrements continus (à l'exception de l'année manquante 2006) du nombre moyen de poissons par trait (NMPT) tout au long de la série

chronologique. L'ajout de strates côtières, qui a entraîné une augmentation de 18 % de la zone totale du relevé pour la morue dans la sous-division 3Ps au moment même de la réouverture de la pêche en 1997, a constitué un changement majeur du protocole de relevé (figure 4). De ce fait, la série de relevés ne représente pas une série chronologique strictement unique. Nous avons exploré les différentes approches suivantes pour modéliser la capturabilité des relevés.

- 1. Traiter les relevés hauturiers et les relevés côtiers-hauturiers comme des séries chronologiques distinctes :
 - a. une série hauturière distincte de 1983 à 1996;
 - b. une série côtière-hauturière de 1997 à 2018.

L'estimation séparée de la capturabilité pour les deux relevés a donné un mauvais rendement dans l'analyse rétrospective sur 10 ans, probablement parce que les changements apportés aux relevés et aux pêches, y compris le moratoire de 1994 à 1996, se sont produits au cours de la même période, au milieu des années 1990. Une chronologie des événements relatifs aux relevés et aux pêches (figure 11) montre qu'aucun des relevés ne couvre cette période critique de la pêche : l'ERHAPS a pris fin en 1992, celui du GEAC a commencé en 1997, le relevé de pêche sentinelle a commencé en 1995 et les strates côtières ont été ajoutées au relevé de recherche du MPO en 1997. Seules les données de la pêche commerciale couvrent l'ensemble de la série chronologique. Nous rejetons l'idée d'estimer des capturabilités distinctes et explorons d'autres options.

- 2. Diviser le relevé de recherche du MPO en deux séries selon la zone de relevé couverte : cette approche répartit le relevé de recherche en deux séries :
 - a. une série chronologique hauturière de 1983 à 2018;
 - b. une série chronologique côtière de 1997 à 2018 (voir la figure 11).

L'hypothèse sur laquelle repose cette approche est que les relevés tant hauturiers que côtiers peuvent représenter le stock. Comme pour l'option (1) ci-dessus, ce traitement des données des relevés a également donné un mauvais rendement dans l'analyse rétrospective sur 10 ans.

3. Ajustement des capturabilités : le modèle SURBA (Cadigan 2010) utilise les indices combinés des relevés de 1983 à 2017 et a appliqué un ajustement de la capturabilité entre les séries hauturières et les séries côtières-hauturières pour tenir compte de l'ajout de la zone de relevé en 1997. Le modèle SURBA suppose que la valeur de q est constante (q=1 pour l'indice combiné des relevés côtiers-hauturiers de 1997 à 2018) pour les âges 4 et plus (c'est-à-dire que la courbe de la sélectivité est platikurtique). Pour la série du relevé de recherche hauturier du MPO (1983 à 1996), un ajustement est appliqué aux valeurs fixes de q. À partir de l'année 1997, des données sont disponibles sur les strates côtières et hauturières. L'ajustement est égal au rapport logarithmique de l'indice moyen selon l'âge pour la région hauturière par rapport à la même chose pour la région combinée côtière-hauturière.

Dans le modèle HYBRIDE, on estime la valeur de q pour tous les âges. L'ajustement de la capturabilité appliqué est similaire à celui du modèle SURBA, à la différence que la valeur de q est estimée pour tous les âges. Comme pour l'ajustement (dans SURBA) mentionné cidessus, la capturabilité de la série d'indices hauturiers est calculée comme étant la capturabilité de la série combinée côtière-hauturière plus un ajustement (*log q_{offset}*). L'ajustement pour chaque âge est calculé comme le rapport logarithmique de l'indice moyen selon l'âge dans la région hauturière par rapport à la région combinée côtière-hauturière. Dans l'équation 21, *A** représente l'âge maximum pour lequel *q* est librement estimé

(remarque : ce n'est pas le même que le A utilisé pour représenter l'âge du groupe plus dans le modèle). Pour tous les âges supérieurs à A^* , q est égal à q à A^* et représente les âges plus avancés pour lesquels les valeurs de *log* q_{offset} calculées sont similaires.

 $\log q_{a:A \, DFO \, RV1983:1996} = \log q_{a:A* \, DFO \, RV1997:2018} + \log q_{offset \, a:A}$

22

Un tel ajustement fondé sur les indices selon l'âge moyens entre les deux zones d'après la période du relevé de 1997 à 2018 soulève néanmoins des préoccupations :

- a. dans la phase antérieure à 1993, le relevé hauturier était effectué en hiver et la répartition des poissons entre les zones côtières et hauturières pouvait être différente de celle observée pendant les relevés de printemps de 1997 à 2018;
- b. la couverture du relevé de recherche hauturier du MPO (1983 à 1996) n'était pas aussi uniforme (p. ex. la strate 319 a été omise en 1990) que dans la période après 1997;
- c. des études antérieures ont indiqué que la capturabilité du relevé de recherche du MPO à l'intérieur de l'isobathe de 100 m est influencée par la température au fond (Colbourne et Murphy 2005) et il est prouvé que la température au fond change au printemps dans les régions côtières (Colbourne *et al.* 2016);
- d. l'analyse de l'habitat disponible et occupé par la morue de la sous-division 3Ps dans les relevés de recherche du MPO révèle des différences dans l'habitat occupé avant et après 1998 (voir l'annexe A).

Une étude plus poussée des associations d'habitats par classes de taille de la morue, petite (moins de 37 cm), moyenne (37 à 55 cm) et grande (plus de 55 cm), a montré que les changements d'association d'habitats sont plus importants pour les petits poissons (voir l'annexe A). Un ajustement moyen de la capturabilité côtière-hauturière fondé sur la période postérieure à 1997 suppose une moyenne et une variabilité environnementales et une association d'habitats similaires dans la période antérieure (avant 1997).

4. Utiliser l'abondance dans la surface balayée totale au lieu des données du nombre moyen de poissons par trait. La comparaison des abondances totales dans le relevé montre que les poissons plus âgés (7-8+) sont principalement enregistrés au large et que seule une petite fraction d'entre eux est consignée dans la zone côtière (figure 12). Ce résultat peut être utilisé pour fournir un point d'ancrage entre les deux relevés en estimant une capturabilité commune pour les poissons d'âge 8 et plus dans les deux relevés. La capturabilité pour tous les âges inférieurs à 8 est estimée librement pour les deux relevés. Cette approche élimine la subjectivité associée aux hypothèses de similitude des tendances de *q* pour tous les âges (à l'exception de l'âge 8 et plus) entre les deux périodes. Cette approche est cependant assortie de deux mises en garde :

i) les abondances dans les zones balayées sont probablement influencées davantage par les changements de couverture des strates dans le relevé;

ii) une petite fraction de poissons d'âge 8 et plus est capturée dans les strates côtières (figure 12) et cette approche suppose que les poissons de plus de 8 ans ne sont pas capturés dans les strates côtières.

$\log q_{\rm OFF1983:19968+} = \log q_{IO1997:20188+}$	23

5. L'ajustement de la capturabilité n'est appliqué que pour les âges plus avancés. Cette approche est née de l'exploration des options (3) et (4). Le rapport de l'indice moyen selon l'âge pour les poissons de la région hauturière par rapport aux régions côtière-hauturière combinées est moins variable pour les âges plus avancés que pour les âges plus jeunes, puisque les poissons plus âgés sont principalement capturés dans les strates hauturières. La fraction moyenne de poissons d'âge 8 et plus dans la zone côtière était inférieure à 5 % dans l'indice combiné côtier-hauturier du relevé de recherche du MPO (figure 12). Nous adoptons un ajustement de la capturabilité similaire à l'option (3), à la différence nous n'appliquons l'ajustement de la capturabilité qu'aux âges 8 et plus (c'est-à-dire que *log q_{offset}* n'est appliqué qu'aux âges 8 et plus). La correction de prévision pour *q* selon l'âge est calculée comme la médiane du rapport logarithmique de l'indice selon l'âge pour la région côtière-hauturière du rapport à la même chose pour la région hauturière (équation 24). Les paramètres de la capturabilité pour les âges plus peuvent être estimés librement.

$$log \ q_{offset \ 8:A} = median \left[-log \left(\frac{I_{DFO \ RV_IO \ 8:A}}{I_{DFO \ RV_OFF \ 8:A}} \right) \right]$$
24

Ces comparaisons nous ont amenés à la conclusion que les options 1 et 2, qui répartissent le relevé de recherche du MPO en deux séries indépendantes, n'étaient pas une approche viable en raison du mauvais rendement des analyses rétrospectives. Le modèle a besoin d'un ancrage entre les données des deux périodes. Il restait les options 3, 4 et 5. L'option 3 nous posait des préoccupations liées à l'utilisation de l'habitat par les jeunes poissons. En utilisant les indices de totaux au lieu du nombre moyen de poissons par trait (option 4), nous avons obtenu les tendances rétrospectives les moindres parmi les différentes comparaisons testées, mais nous formulions l'hypothèse que les poissons plus âgés ne sont pas capturés dans les strates côtières. Nous avons choisi l'option 5 (avec ajustement de la capturabilité pour les âges 8 et plus) pour le modèle pour les raisons suivantes :

- a. les rétrospectives étaient meilleures que lorsqu'on traite les relevés séparément;
- b. cette approche permettait d'éviter les hypothèses concernant le ratio de poissons dans la zone hauturière par rapport à la zone côtière-hauturière combinée pour tous les âges en dessous de 8;
- c. les ajustements à l'indice du relevé pour les âges plus jeunes étaient meilleurs que toutes les comparaisons;
- d. nous évitons les hypothèses liées à l'utilisation des abondances dans la surface balayée totale.

Effets propres à l'année du relevé

Les indices du relevé sur la morue dans la sous-division 3Ps sont influencés par des « effets propres à l'année », principalement causés par d'occasionnelles calées avec de grandes prises, généralement dans les strates du chenal du Flétan ou du banc Burgeo. Ces grandes prises ne sont probablement pas liées à la taille absolue du stock et résultent d'un certain nombre de facteurs tels que les conditions environnementales, les déplacements ou le degré de concentration. Signe clair d'un effet propre à l'année, on a observé que dans les résultats du relevé de recherche du MPO de 2013 (figure 13), l'abondance estimée de plusieurs cohortes avait augmenté par rapport aux observations de ces mêmes cohortes un an plus tôt, en 2012. Le nombre de poissons dans une cohorte ne peut pas augmenter avec l'âge (sans immigration)

et, lorsque les analyses semblent indiquer une telle augmentation pour plusieurs âges, cela est considéré comme la preuve d'un effet propre à l'année. Dans le relevé de 2013, on a estimé que la classe d'âge de 2011 (poissons d'âge 2) était, et de loin, la plus abondante de la série chronologique. Tout comme les relevés printaniers du MPO, les relevés ERHAPS et du GEAC (McClintock 2003) ont également enregistré des calées occasionnelles avec de grandes prises.

Nous estimons les effets propres à l'année dans la capturabilité. Lorsqu'un grand trait entraîne un effet propre à l'année dans le relevé, on s'attend à ce que les indices de plusieurs âges traduisent un effet similaire, mais pas nécessairement dans la même mesure. Dans cette optique, nous estimons des effets propres à l'année corrélés (AR1). La corrélation entre les âges pour les effets propres à l'année dans le relevé *s* est représentée par ϕ_{ye_c} .

$$YE_{2 y s} \sim N\left(0 \sqrt{\frac{\sigma_{y e_s}^2}{\left(1 - \varphi_{y e_s}^2\right)}}\right)$$
25

$$YE_{3:A y s} \sim N\left(\varphi_{ye_{s}} * YE_{a-1 y s} \sigma_{ye_{s}}\right)$$
²⁶

Lorsqu'ils sont appliqués, les effets propres à l'année du relevé sont ajoutés à l'équation d'observation.

$$\log \hat{I}_{a \, \nu \, s} = \log q_{a \, s} + \log N_{a \, \nu} - sf * Z_{a \, \nu} + Y E_{a \, \nu \, s} + e_{a \, \nu \, s}$$
²⁷

L'inclusion des effets propres à l'année pourrait peut-être aider à séparer certains des problèmes causés par le mélange avec la morue des divisions 3Pn4RS dans la partie occidentale du stock, en particulier dans le relevé d'hiver.

VRAISEMBLANCE DES DONNÉES SUR LES PRISES

L'information sur la composition selon l'âge dans les données sur les prises selon l'âge et l'ampleur des prises (c'est-à-dire les débarquements) sont ajustées séparément. La composition selon l'âge est ajustée à l'aide de logits du rapport de continuité (LRC) et les débarquements, par une vraisemblance censurée.

Prises selon l'âge dans la pêche

Les prises dans la pêche sont prédites à l'aide de l'équation des prises de Baranov :

$$\hat{C}_{ay} = N_{ay} (1 - \exp(-Z_{ay}))^{F_{ay}} / Z_{ay}$$

28

Les logits du rapport de continuité ($X_{a,y}$) sont la transformation logit de la probabilité conditionnelle $\pi_{a,y}$ des proportions selon l'âge $P_{a,y}$ une année donnée (Cadigan 2016).

$$\hat{P}_{ay} = \frac{\hat{C}_{ay}}{\sum_{2}^{A} \hat{C}_{ay}}$$
²⁹

$$\pi_{ay} = Prob(age = a | age \ge a) = \frac{\hat{P}_{ay}}{\sum_{a}^{A} \hat{P}_{ay}} \ 2 \le a \le A$$
30

$$\hat{X}_{a y} = \log\left(\frac{\pi_{a y}}{1 - \pi_{a y}}\right) \ 2 \le a \le A - 1$$
 31

Les logits du rapport de continuité observés, $X_{a,y}$, sont calculés de manière similaire à partir des proportions selon l'âge dans les données sur les prises selon l'âge observées. Lorsque les prises selon l'âge observées étaient égales à zéro, elles étaient remplacées par la valeur minimale des prises selon l'âge observées. La vraisemblance est décrite en utilisant une vraisemblance de la normale multivariée. Le Σ décrit la covariance entre les groupes d'âge dans les années (Berg et Nielsen 2016). Nous avons exploré des configurations du modèle avec et sans corrélation entre les groupes d'âge.

$$X_{ay} = \hat{X}_{ay} + \epsilon_{ay} \epsilon_{1:A-1y} \sim MVN(0 \Sigma)$$
32

Débarquements dans la pêche

Comme indiqué précédemment, l'exactitude des informations sur les débarquements a varié dans le temps. Voici certaines périodes où l'incertitude est élevée :

- 1. des années 1960 au début des années 1970, lorsque les flottilles étrangères étaient présentes dans la zone de stock;
- 2. la période de changement de territoire de compétence après la mise en place de la ZEE de 1976 à 1977;
- 3. les années de négociations des quotas entre le Canada et la France de 1987 à 1989;
- la période allant jusqu'à 1993, lorsque les données sur les débarquements utilisées dans les évaluations de l'OPANO ont été ajustées pour tenir compte des débarquements déclarés par la France;
- 5. de 1997 au début des années 2000, en raison d'un certain nombre de facteurs tels que le tri éliminatoire pour la différenciation des prix, les pertes nettes, les rejets et la déprédation.

Pour corriger cette incertitude, nous appliquons une approche de vraisemblance censurée pour les séries chronologiques sur les débarquements (équation 33), similaire à la méthode utilisée dans l'évaluation de la morue du Nord par Cadigan (2016). Cette approche nécessite la spécification des informations sur les limites inférieures (LB_y) et supérieures (UB_y) pour chaque année de la série chronologique sur les débarquements. Ces limites (inférieures et supérieures) pour les débarquements sont fondées sur les informations recueillies lors d'entretiens avec des pêcheurs (Carruthers et Ings, comm. pers., 8 octobre 2019) et une analyse documentaire sur l'évaluation des stocks. Soit L_{obs} les débarquements observés, L les débarquements prévus pour l'année y. La vraisemblance censurée (I) est alors définie comme suit :

$$l(L_{obs y}|\theta) = \sum_{y=1}^{Y} log \left\{ \phi_N \left[\frac{\log \binom{UB_y}{L_y}}{\sigma_L} \right] - \phi_N \left[\frac{\log \binom{LB_y}{L_y}}{\sigma_L} \right] \right\} \ 1 \le y \le Y$$
33

où Φ_N est la fonction de distribution cumulative (FDC) d'une variable aléatoire normale standard et σ_L est fixé à 0,02, ce qui est une valeur basse pour avoir une faible probabilité que les débarquements prédits soient estimés en dehors des limites données (Cadigan 2016).

FORMULATION, COMPARAISON ET ÉVALUATION DE DIVERS MODÈLES

Nous réalisons un processus de construction et d'évaluation de modèles en quatre étapes, pour un total de 17 modèles possibles élaborés pour le stock (tableau 2). Les résultats les plus pertinents de ces étapes sont donnés dans ce document; cependant, les détails complets des exécutions des quatre étapes pour les modèles sont disponibles sous la forme de quatre tableaux de bord, qui ont été présentés lors de la réunion du cadre d'évaluation en octobre 2019 et peuvent être fournis sur demande.

L'étape A porte principalement sur les différentes options de modélisation du taux de mortalité par pêche. L'étape B se concentre sur les approches visant à ajuster les prises selon l'âge dans les pêches. Les modèles de l'étape A et de l'étape B sont ajustés aux données de trois relevés au chalut, le relevé de recherche du MPO, l'EHRAPS et le relevé du GEAC. Lors de la réunion d'examen des données, qui s'est tenue en mai 2019, il a été décidé que le nouveau modèle d'évaluation inclurait le relevé par navire de recherche du MPO, l'EHRAPS de l'IFREMER, le relevé du GEAC et éventuellement les relevés de pêche sentinelle. À partir de l'étape C, les modèles sont ajustés également aux données des relevés de pêche sentinelle. L'étape C introduit également des modèles avec une mortalité naturelle variable dans le temps. L'étape D tente de résoudre les problèmes liés aux effets propres à l'année dans les relevés en incluant ces effets dans le modèle d'observation.

Étape A : Évaluation de la structure de F

L'étape A évalue les différentes approches pour l'ajustement de F (tableau 2). Dans tous les modèles, la composition selon l'âge des prises commerciales est ajustée en utilisant les logits du rapport de continuité des nombres de prises selon l'âge et l'ampleur à l'aide de la vraisemblance censurée pour les débarquements. Le modèle 1 ajuste un modèle de sélectivité logistique à deux blocs de sélectivité pour la période avant et après le moratoire (équations 6-7). Le modèle 2 ajuste une marche aléatoire de la normale multivariée pour F (équation 10-11), où les valeurs de F pour les âges 9+ une année donnée sont mises en correspondance pour être les mêmes. Le modèle 3 ajuste une structure d'autocorrélation (AR) sur les âges et les années dans F, les écarts de l'AR peuvent varier librement sur les âges et les années (équations 12-13). Une pause est prévue au moment du moratoire dans la structure de corrélation bidirectionnelle dans F, de sorte que la structure de corrélation est distincte pour la période pré-moratoire. Le modèle 4 est similaire au modèle 2, avec l'ajout d'une pause dans la marche aléatoire de la normale multivariée au moment du moratoire.

Une comparaison des estimations des valeurs de F selon l'âge montre que ces valeurs sont faibles pour les âges 2 et 3 et ne sont pas nécessairement corrélées à la tendance de F pour les âges plus avancés. Nous découplons la corrélation pour les âges plus jeunes des âges plus avancés dans la marche aléatoire de la normale multivariée dans les modèles 5 et 6. Le modèle 5 est similaire au modèle 4 et découple l'âge 2 de la marche aléatoire de la normale

multivariée pour F. Dans le modèle 6, nous découplons les âges 2 et 3 de la marche aléatoire de la normale multivariée; le modèle 6 a ainsi une marche aléatoire de la normale multivariée appliquée aux âges 4 et plus. Nous estimons des écarts-types communs pour tous les âges pour les logits du rapport de continuité des prises selon l'âge et pour tous les indices du relevé.

Dans tous les modèles, les niveaux de F culminent en 1992, avant le moratoire. Les modèles 3 et 4 ont de meilleures estimations du critère d'information d'Akaike et présentent des pics de F plus faibles avant le moratoire (tableau 2). Les ajustements aux logits du rapport de continuité des prises selon l'âge sont similaires dans les modèles 2 à 6. Les ajustements aux données du relevé sont similaires dans les modèles 2 à 6. Dans tous les cas, les courbes de résidus des indices dénotent des effets propres à l'année. Nous constatons que le modèle 5, avec la marche aléatoire de la normale multivariée comportant une pause d'une année au moment du moratoire et une pause d'âge pour le premier âge (âge 2), présente le meilleur critère d'information d'Akaike parmi les différents modèles. À la fin de la première étape, nous choisissons de poursuivre l'élaboration et l'évaluation du modèle 5.

Étape B : Évaluation de l'ajustement aux prises selon l'âge

Nous évaluons différentes options pour l'ajustement des logits du rapport de continuité des prises selon l'âge. Pour les données sur les prises selon l'âge, l'estimation correspondante de la variance est dérivée des quantités d'échantillonnage de la longueur et de l'âge effectuées dans les pêches (Gavaris et Gavaris 1983). Le coefficient de variation est généralement plus faible pour les âges dominants et plus élevé pour les âges plus jeunes et plus avancés.

Comme mentionné précédemment, le modèle 5 est le modèle de base pour toutes les évaluations de l'étape B. Dans l'étape B, la mise en correspondance des paramètres de l'écarttype du logit du rapport de continuité pour les prises selon l'âge est assouplie. Tous les écartstypes du logit du rapport de continuité peuvent être estimés librement dans le modèle 7. Plusieurs des écarts-types estimés dans le modèle 7 sont similaires et par conséquent, dans le modèle 8, ces paramètres sont mis en correspondance par groupes d'âge (2, 3-4, 5-8, 9+). Le modèle 9 a permis la corrélation des écarts-types du logit du rapport de continuité à l'aide d'un processus AR1 entre les âges. Le modèle 7 et le modèle 9 ont des valeurs faibles comparables du critère d'information d'Akaike. Dans un test similaire utilisant le modèle état-espace (SAM) pour le même stock, le modèle était mal ajusté aux données sur les débarquements en raison de l'estimation des corrélations dans les erreurs d'observation pour les prises selon l'âge (Champagnat et Vigneau, sous presse⁴). Ici, l'impact de l'estimation des corrélations dans les logits du rapport de continuité des prises selon l'âge sur les autres paramètres estimés n'est pas clair et nous avons donc abandonné le modèle 9. Bien que le modèle 7 ait le critère d'information d'Akaike le plus bas à cette étape, nous écartons ce modèle parce qu'il n'a pas convergé dans plusieurs exécutions supplémentaires à l'étape C. Enfin, le modèle 8 est poussé à l'étape C. L'analyse des résidus du logit du rapport de continuité standardisé permet de penser que l'ajustement est bon en général, à l'exception de quelques problèmes dans l'âge 2. Par conséquent, il pourrait être utile d'envisager, lors d'une future mise à jour du modèle, d'éliminer l'ajustement de l'âge 2 pour F et les prises selon l'âge en particulier, car cet âge représente une très petite proportion des prises débarquées.

⁴ Champagnat, J., and J. Vigneau. In press. Development of a state space assessment model for cod (*Gadus morhua*) stock in NAFO subdivision 3Ps.

Étape C : Inclusion des données des pêches sentinelles et hypothèses supplémentaires pour M

Dans l'étape C, nous intégrons les données des filets maillants et des palangres des pêches sentinelles dans l'ajustement du modèle et nous modifions les hypothèses de départ concernant M. Comme indiqué précédemment, la variation temporelle de M repose sur l'hypothèse que la condition des poissons reflète leur santé et leur capacité à survivre à des conditions stressantes. En raison de l'ajout de nouvelles données au modèle, les estimations du critère d'information d'Akaike présentées dans le tableau pour l'étape C ne sont pas toutes directement comparables aux valeurs de ce critère décrites pour les modèles 1 à 9.

Dans le modèle 10, le modèle 8 est mis à jour pour inclure l'ajustement aux données des filets maillants et des palangres des pêches sentinelles. Le modèle 12 comprend une variation dans le temps de M fondée sur l'indice de M reposant sur la condition fournie comme données au modèle (équation 16). Les modèles 11 à 13 incluent une variation dans le temps de M avec une estimation du paramètre *mpar* (équations 15-17). Le modèle 13 est similaire au modèle 11 pour l'application de M, mais ne s'ajuste pas aux données des pêches sentinelles; le critère d'information d'Akaike pour ce modèle est donc comparable aux modèles présentés aux étapes A et B.

Étape D : Inclusion des effets propres à l'année

Les résidus du relevé de recherche du MPO continuent de montrer des effets propres à l'année à l'étape C (figure 14). À l'étape D, nous incluons les effets propres à l'année (équations 25-26) dans les modèles 8, 10, 11 et 13 des étapes précédentes. Le modèle 14 (modèle 8 avec effets propres à l'année) estime les effets propres à l'année pour tous les âges; cependant, ce modèle surajuste les données du relevé (figure 15). Pour surmonter le problème de surajustement, nous estimons les effets propres à l'année dans deux groupes d'âge dans les modèles 15-17; par exemple, nous fournissons les résultats du modèle 16 sur la figure 16.

Évaluation du modèle pour l'étape C et l'étape D

Parmi les modèles incluant les données des pêches sentinelles (modèles 10 à 12, 14 à 16), le modèle 14, qui comprend l'estimation des paramètres pour M variable dans le temps et les effets propres à l'année, donne le critère d'information d'Akaike le plus faible, mais nous l'écartons en raison des problèmes de surajustement et passons au modèle 16, qui a le critère d'information d'Akaike le plus faible après le modèle 14. Le modèle 16 présente les meilleurs profils des résidus et résultats rétrospectifs parmi tous les modèles comparés (modèles 1 à 17). Cependant, lors de la réunion du cadre d'évaluation, le modèle 16 n'a pas été jugé approprié pour l'évaluation du stock pour plusieurs raisons :

- 1. on n'est pas certain de la manière dont les effets propres à l'année peuvent être utilisés pour établir des projections à court terme du stock;
- 2. il n'est pas certain que les effets propres à l'année estimés expliquent d'autres tendances dans le comportement du stock.

Les participants à la réunion concluent que les modèles de l'étape D ne sont utiles qu'à des fins exploratoires.

Les choix de modèles qui restent à examiner sont le modèle 8 de l'étape B et tous les modèles de l'étape C. Pour tous ces modèles, nous effectuons des exécutions rétrospectives sur 5 ans de la biomasse du stock reproducteur, du recrutement et de la mortalité totale Z (figure 17 à figure 19). L'inclusion des données des pêches sentinelles dans l'ajustement permet d'éliminer les tendances rétrospectives négatives dans la biomasse du stock reproducteur. Le modèle 13

(modèle avec M variable dans le temps, mais sans données des pêches sentinelles) réduit également les tendances rétrospectives, mais pas autant que le modèle 11 (modèle avec M variable dans le temps et données des pêches sentinelles).

Les relevés de recherche du MPO et les relevés de pêche sentinelle sont les relevés qui permettent actuellement de surveiller le stock de morue de la sous-division 3Ps. Comme nous l'avons mentionné précédemment, le relevé de recherche du MPO va de 1983 à aujourd'hui et les relevés de pêche sentinelle, de 1995 à aujourd'hui. Or, le modèle 11 a le critère d'information d'Akaike le plus faible parmi tous les modèles comportant les données des pêches sentinelles; par ailleurs, le modèle 13 a le critère d'information d'Akaike le plus faible parmi tous les modèles comportant les données des pêches sentinelles; par ailleurs, le modèle 13 a le critère d'information d'Akaike le plus faible parmi tous les modèles sans données des pêches sentinelles. Comme le modèle 11 et le modèle 13 estiment tous deux M variable dans le temps, nous comparons les estimations de M par différents modèles (modèles 11, 13, 16, 17) estimant M variable dans le temps pour vérifier leur robustesse. Nous constatons que les estimations de M pour les âges 6 et plus sont cohérentes entre les modèles (figure 20). Pour le groupe d'âge de 2 à 5, l'estimation de M varie selon que les données des pêches sentinelles sont ajustées ou non dans le modèle (modèles 13 et 17), ou que les effets propres à l'année sont estimés pour les prédictions du relevé (modèles 16 et 17). Diverses suggestions ont été formulées lors de la réunion afin de poursuivre l'étude de l'estimation de M variable dans le temps :

- 1. des analyses de sensibilité fondées sur un seuil différent pour le calcul de l'indice de M reposant sur la condition (voir l'annexe C);
- 2. une comparaison avec les estimations de M provenant de l'analyse de marquage;
- 3. la poursuite de l'analyse des meilleures approches pour le calcul de l'indice de condition pour M;
- 4. l'étude d'autres covariables pour M.

Ces modèles (11 et 13) affichent des différences considérables dans l'ajustement au relevé de recherche du MPO (figure 21); le modèle 13 produit un meilleur ajustement au relevé. Le modèle 11 s'ajuste aux deux relevés et, à partir de 2010 environ, il commence à sous-estimer les indices récents du relevé de recherche du MPO pour les âges 2 à 4, ainsi que pour l'âge 5, dans une certaine mesure (figure 21). Les ajustements du modèle 11 aux données des pêches sentinelles sont bons, sauf dans la phase précoce de la période de moratoire sur la pêche (figure 22 et figure 23). La raison pour laquelle le modèle 11 sous-estime les indices récents du relevé de recherche du MPO pour les âges plus jeunes est que ce modèle est davantage influencé par les tendances à la baisse des données des pêches sentinelles. Les ajustements du modèle 11 et du modèle 13 à d'autres relevés sont similaires, les relevés ERHAPS et du GEAC mettent également en évidence des effets propres à l'année (figure 24 et figure 25). L'ajustement du modèle 11 aux données sur les prises selon l'âge est bon, en particulier pour les principaux âges (5 à 8) capturés dans la pêche. Les données pour l'âge 2 sont rares et les ajustements aux très faibles proportions de ce groupe d'âge dans les prises ne sont pas bons (figure 26).

Il y a un débat sur la nécessité (ou non) d'inclure le relevé de pêche sentinelle et le relevé de recherche du MPO et d'autres dans les exercices de modélisation. Nous pensons que les deux options ont leurs avantages et leurs inconvénients. Le relevé de recherche du MPO couvre la plus grande zone de stock et devrait être plus représentatif du stock. Il suscite quelques inquiétudes, notamment les effets propres à l'année et certaines preuves de changements dans les associations morue-habitat (annexe A du présent document), qui influencent la représentativité du relevé. Les relevés annuels de pêche sentinelle surveillent les zones côtières de juin à novembre. Les poissons se rapprochent de la côte pendant les mois d'été et

une grande partie des prises commerciales sont également effectuées dans les régions côtières. Ce relevé suscite lui aussi des inquiétudes : i) le nombre de sites où le relevé a été actif a changé au fil du temps; ii) la longueur moyenne selon l'âge des poissons a diminué dans le temps; et iii) les changements dans l'environnement côtier, tous ces éléments pouvant potentiellement influencer la représentativité des relevés de pêche sentinelle.

Le modèle SURBA utilisé dans les évaluations précédentes (2010 à 2018) n'utilisait que les données dérivées de relevés de recherche du MPO, et les préoccupations concernant les tendances rétrospectives élevées dans l'évaluation sont l'une des raisons importantes de remettre en question la validité du modèle SURBA pour ce stock. Pour le cadre d'évaluation actuel, nous explorons plusieurs formulations du modèle état-espace et nous constatons que l'inclusion des données des pêches sentinelles réduit considérablement les tendances rétrospectives. En outre, les participants à la réunion ont convenu qu'une norme généralement acceptée en modélisation intégrée état-espace consiste à utiliser toutes les données dus plus jeunes dans la mesure du possible. Le modèle 11 sous-estime les ajustements aux âges plus jeunes dans les années récentes, mais a un meilleur rendement dans l'analyse rétrospective que les autres modèles. C'est pourquoi les participants à la réunion ont estimé que le modèle 11 était celui qui représentait le mieux la dynamique du stock parmi tous les modèles HYBRIDE évalués (modèles 1 à 17) pour l'évaluation du stock de morue de la sous-division 3Ps. En résumé, le modèle 11 présente les principales caractéristiques suivantes :

- 1. s'ajuste à tous les relevés disponibles;
- F est calculée par marche aléatoire de la normale multivariée avec découplage de l'âge 2 de la corrélation de la normale multivariée et pause dans la marche aléatoire au moment du moratoire;
- 3. intègre l'incertitude des débarquements de la pêche;
- 4. incorpore M variable dans le temps.

RÉFÉRENCES CITÉES

- Albertsen, C.M., Nielsen, A., and U.H. Thygesen. 2016. <u>Choosing the observational likelihood in</u> <u>state-space stock assessment models</u>. Can. J. Fish. and Aqu. Sci. 74(5):779–789.
- Berg, C.W., and A. Nielsen. 2016. <u>Accounting for correlated observations in an age-based</u> <u>state-space stock assessment model</u>. ICES J. Mar. Sci. 73(7):1788–1797.
- Brattey, J., and B.P. Healey. 2007. Exploitation and movements of Atlantic cod (*Gadus morhua*) in NAFO Division 3KL: tagging results from the reopened fishery in 2006. DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2007/027.
- Byström, P., Andersson, J., Kiessling, A., and L.O. Eriksson. 2006. <u>Size and temperature</u> <u>dependent foraging capacities and metabolism: Consequences for winter starvation</u> <u>mortality in fish</u>. Oikos. 115(1):43–52.
- Cadigan, N.G. 2010. <u>Trends in Northwest Atlantic Fisheries Organization (NAFO) Subdivision</u> <u>3Ps Cod (*Gadus morhua*) stock size based on a separable total mortality model and the <u>Fisheries and Oceans Canada Research Vessel survey index</u>. DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2010/015.</u>
- Cadigan, N.G. 2016. <u>A state-space stock assessment model for northern cod, including under-</u> reported catches and variable natural mortality rates. Can. J. Fish. Aqua. Sci. 73(2):296– 308.

- Campana, S.E., Chouinard, G., Hanson, M., Fréchet, A., and J. Brattey. 1998. <u>Stock</u> <u>composition of cod aggregations near the mouth of the Gulf of St. Lawrence in January</u> <u>1996 based on an analysis of otolith elemental fingerprints</u>. Can. Stoc. Assess. Sec. Res. Doc. 1998/55.
- Casini, M., Eero, M., Carlshamre, S., and J. Lövgren. 2016. Using alternative biological information in stock assessment: Condition-corrected natural mortality of Eastern Baltic cod. ICES J. Mar. Sci. 73(10):2625–2631.
- Chamberlain, T.C. 1890. The method of multiple working hypothesis. Science, 366:92-96. Reprinted in Journal of Geology, 5: 837-48. Reprinted in Science, 148: 754–59 (1965). Reprinted in Ecological Modelling.
- Colbourne, E.B., Holden, J., Senciall, D., Bailey, W., and S. Snook. 2016. Physical oceanographic environment on the Newfoundland and Labrador shelf in NAFO Subareas 2 and 3 during 2015. NAFO SCR. 16(07).
- Colbourne, E.B., and E.F. Murphy. 2005. <u>Physical oceanographic conditions in NAFO Division</u> <u>3P during 2005-possible influences on the distribution and abundance of Atlantic cod</u> (<u>Gadus morhua</u>). DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2005/065. iv + 25 p.
- DFO. 1994. Report on the status of Groundfish stocks in the Canadian Northwest Atlantic. DFO Atlantic Fisheries Stocks Status Report 94/4. 25 p.
- Dutil, J.-D., and Y. Lambert. 2000. <u>Natural mortality from poor condition in Atlantic cod (*Gadus* <u>morhua</u>). Can. J. Fish. Aqua. Sci. 57(4):826–836.</u>
- Gavaris, S., and C.A. Gavaris. 1983. Estimation of catch at age and its variance for groundfish stocks in the Newfoundland region. Sampling commercial catches of marine fish and invertebrates. Edited by WG Doubleday and D. Rivard. Can. Spec. Publ. Fish. Aquat. Sci. 66: 178-182.
- Gonzalez-Costas, F., and D. Gonzalez-Troncoso. 2018. Cod 3M natural mortality. NAFO SCR Doc. 18-003.
- Hilborn, R., and M. Mangel. 1997. The ecological detective: confronting models with data. Princeton University Press.
- Ings, D.W., Rideout, R.M., Rogers, R., Healey, B. P., Morgan, M.J., Robertson, G.J., et Vigneau, J. 2019a. <u>Évaluation de l'état du stock de morue (*Gadus morhua*) de la sousdivision 3Ps de l'OPANO en 2018</u>. Secr. can. de consult. sci. du MPO. Doc. de rech. 2019/069. iv + 79 p.
- Ings, D.W., Rideout, R.M., Wheeland, L., Healey, B. P., Morgan, M.J., Regular, P. et J. Vigneau. 2019b. <u>Évaluation de l'état du stock de morue (*Gadus morhua*) de la sous-division 3Ps de <u>l'OPANO en 2017</u>. Doc. de rech. du Secr. can. de consult. sci. du MPO. 2019/024. iv + 86 p.</u>

Kumar, R. 2020. "Making SPAY plot using R". RPubs: Last updated: 2021-06-11.

- Kumar, R., Cadigan, N.G., Zheng, N., Varkey, D.A., and M.J. Morgan. 2020. <u>A state-space</u> <u>spatial survey-based stock assessment (SSURBA) model to inform spatial variation in</u> <u>relative stock trends</u>. Can. J. Fish. Aqua. Sci. 77:1638–1658.
- Kumar, R., Martell, S.J., Pitcher, T.J., and D.A. Varkey. 2013. Temperature-Driven Decline of a Cisco Population in Mille Lacs Lake, Minnesota. N. Amer. J. Fish. Mana. 33(4):669–681.
- Kurota, H., McAllister, M.K., Parkinson, E.A., and N.T. Johnston. 2016. <u>Evaluating the influence</u> of predator–prey interactions on stock assessment and management reference points for a <u>large lake ecosystem</u>. Can. J. Fish. Aqua. Sci. 73(9):1372–1388.

- Lilly, G.R. 1996. <u>Growth and condition of cod in subdivision 3Ps as determined from trawl</u> <u>surveys (1972-96) and sentinel surveys (1995)</u>. DFO Atl. Fish. Res. Doc. 1996/069.
- Martell, S.J., Schweigert, J.F., Haist, V., and J.S. Cleary. 2011. <u>Moving towards the sustainable</u> <u>fisheries framework for Pacific herring: data, models, and alternative assumptions; Stock</u> <u>Assessment and Management Advice for the British Columbia Pacific Herring Stocks: 2011</u> <u>Assessment and 2012 Forecasts</u>. DFO Can. Sci. Adv. Sec. Res. Doc. 2011/136.
- McClintock, J. 2003. <u>Cod catch results 2002: Year six of the NAFO Subdivision 3Ps Fall GEAC</u> <u>Surveys</u>. DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2003/097.
- McClintock, J. 2010. <u>The Fall 2007 NAFO Subdivision 3Ps GEAC Survey: Catch Results for</u> <u>Atlantic Cod (*Gadus morhua*), American Plaice (*Hippoglossoides platessoides* F.), Witch <u>Flounder (*Glyptocephalus cynoglossus* L.) and Haddock (*Melanogrammus aeglefinus*). DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2010/056.</u></u>
- Mello, L.G.S., Maddock Parsons, D., et M.R. Simpson. 2019. <u>Relevés de pêche sentinelle 1995-2018 Taux de prises et données biologiques pour la morue franche (*Gadus morhua*) dans la sous-division 3Ps de l'OPANO. Secr. can. de consult. sci. du MPO. Doc. de rech. 2019/053. iv + 29 p.</u>
- Miller, T.J., and S.Y. Hyun. 2017. <u>Evaluating evidence for alternative natural mortality and</u> <u>process error assumptions using a state-space, age-structured assessment model</u>. Can. J. Fish. Aqua. Sci. 75(5):691–703.
- MPO. 2017. <u>Évaluation du stock de morue de la subdivision 3Ps de l'OPANO</u>. Secr. can. de consult. sci. du MPO Avis sci. 2017/051.
- MPO. 2019. <u>Compte rendu de la réunion d'examen régional par les pairs de l'évaluation du</u> <u>stock de morue du Nord (divisions 2J3KL); du 19 au 23 mars 2018</u>. Secr. can. de consult. sci. du MPO. Compte rendu 2019/007.
- Nielsen, A., and C.W. Berg. 2014. <u>Estimation of time-varying selectivity in stock assessments</u> <u>using state-space models</u>. Fish. Res. 158:96–101.
- Pinhorn A.T. 1972. Virtual population assessment of ICNAF Division 3Ps cod. ICNAF Res Doc 72/4.
- Regular, P.M., Robertson, G.J., Rogers, R., and K.P. Lewis. 2020. <u>Improving the</u> <u>Communication and Accessibility of Stock Assessment Using Interactive Visualization Tools</u>. Can. J. Fish. Aqua. Sci. 77(9):1592–1600.
- Rideout, R.M., Ings, D.W., Healey, B.P., Brattey, J., Morgan, M.J., Maddock Parsons, D., and J. Vigneau. 2016a. <u>Assessing the status of the cod (*Gadus morhua*) stock in NAFO <u>Subdivision 3Ps in 2013 and 2014</u>. DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2016/018. v + 91 p.</u>
- Rideout, R.M., Ings, D.W., Healey, B.P., Brattey, J., Morgan, M.J., Maddock Parsons, D., KoenAlonso, M., and J. Vigneau. 2016b. <u>Assessing the status of the cod (*Gadus morhua*) <u>stock in NAFO Subdivision 3Ps in 2015</u>. DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2016/048 vi + 90 p.</u>
- Rideout, R.M., Ings, D.W., Healey, B.P., Brattey, J., Morgan, M.J., Maddock Parsons, D., and J. Vigneau. 2017. <u>Assessing the status of the cod (*Gadus morhua*) stock in NAFO Subdivision <u>3Ps in 2016</u>. DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2017/063 v + 68 p.</u>
- Rossi, S.P., Cox, S.P., Benoît, H.P., and D.P. Swain. 2019. Inferring fisheries stock status from competing hypotheses. Fish. Res. 216:155–166.

- Shelton, P.A., and M.J. Morgan. 2013. <u>Virtual population assessment (VPA) estimates of stock</u> <u>size and maximum sustainable yield (MSY) reference points for 3Ps cod</u>. DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2012/173. ii + 39 p.
- Shelton, P.A., Stansbury, D.E., Murphy, E.F., Brattey, J., and G. Lilly. 1996. An Assessment of the cod stock in NAFO subdivision 3Ps. DFO Atl. Fish. Res. Doc. 1996/091.
- Stansbury, D.E., Maddock Parsons, D., and P.A. Shelton. 2000. An age disaggregate index from the sentinel program for cod in 2J3KL. DFO Can. Stock Assess. Sec. Res. Doc. 1990/64.
- Stansbury, D.E. 1996. Conversion factors from comparative fishing trials for Engels 145 otter trawl on the FRV Gadus Atlantica and the Campelen 1800 shrimp trawl on the FRV Teleost. NAFO SCR Doc. 96/77. Ser. No. N2752. 15 p.
- Stansbury, D.E. 1997. Conversion factors for cod from comparative fishing trials for Engel 145 otter trawl and the Campelen 1800 shrimp trawl used on research vessels. NAFO SCR Doc. 97/73. Ser. No. N2907. 10 p.
- Swain, D.P., Ricard, D., Rolland, N., and É. Aubry. 2019. <u>Assessment of the southern Gulf of St.</u> <u>Lawrence Atlantic Cod (Gadus morhua) stock of NAFO Div. 4T and 4Vn (November to</u> <u>April), March 2019</u>. DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2019/038. iv + 105 p.
- Warren, W., Brodie, W., Stansbury, D., Walsh, S., Morgan, J. and D. Orr. 1997. Analysis of the 1996 Comparative Fishing Trial between the Alfred Needler with the Engel 145' Trawl and the Wilfred Templeman with the Campelen 1800 Trawl. NAFO SCR Doc. 97/68. Ser. No. N2902.
- Warren, W.G. 1996. Report on the Comparative Fishing Trial between the Gadus Atlantica and Teleost. NAFO SCR Doc. 96/28. Ser. No. N2701.

TABLEAUX

Tableau 1. Comparaison des données utilisées dans l'ét	valuation de 2018 (SURBA) et la nouvelle
méthodologie (HYBRIDE).	

Туре	Modèle Évaluation de 2018 (SURBA)		HYBRIDE	
	Relevés	Recherche du MPO, de 1983 à	ERHAPS, de 1978 à 1991	
		2018	Par navire de recherche du MPO, de 1983 à 2018	
			GEAC, de 1998 à 2005	
			Pêche sentinelle, de 1995 à 2018	
	Pêches	-	Débarquements dans la pêche	
lées			Prises selon l'âge dans la pêche	
DONN			Poids dans la pêche commerciale	
	Fourchette d'âges	Âges 1 à 12. L'âge 12 n'est pas un groupe plus. (Les âges 1 et 2 pour 1983 à 1995 ne sont pas inclus dans la vraisemblance).	Âges 2 à 14+	
	Poids du stock	Ajustement de Rivard des poids dans la pêche commerciale. Stock-poids 0 pour l'âge 1 et l'âge 2	Estimation de Cadigan 2019	
MODÉLISATION	Traitement des indices « zéro »	Retiré	Vraisemblance censurée	
	Capturabilité	Valeur fixe de q (un q entièrement sélectionné à partir de l'âge 4+ est égal à 1)	Estimation de q pour tous les relevés	
		La correction pour les strates côtières se fait par l'ajustement de la capturabilité.		

Туре	Modèle	Évaluation de 2018 (SURBA)	HYBRIDE
	Mortalité totale Z	Séparable Z=log_s (effet de l'âge) + log_f (effet propre à l'année) Pénalités appliquées pour log_s et log_f	Z=F+M Autres paramétrages pour F et M
		Corrélation dans log_f interrompue en 1994 et 1997 pour correspondre au moratoire. La dernière année, log_f est la moyenne des trois années précédentes.	

Étape	Modèle	Description du modèle	Conver- gence	Commentaire	CIA	Rho de Mohn (BSR)	Rho de Mohn (recrues)	Rho de Mohn (Z)
	1	F logistique/platikurtique	Oui	-	4 557	-0,23	2,08	0,28
Étape A : Structure de F	2	F est calculée par marche aléatoire de la normale multivariée (SAM)	Oui	-	4 005	0,56	0,3	-0,17
	3	Écarts AR corrélés de F en année et en âge avec pause d'un an	Oui	-	3 823	0,71	0,76	-0,18
	4	F est calculée par marche aléatoire de la normale multivariée avec pause d'un an	Oui	-	3 825	0,53	0,2	-0,16
	5	F est calculée par marche aléatoire de la normale multivariée avec pause d'un an et séparation de l'âge 2 de la marche aléatoire de la normale multivariée	Oui	Modèle poussé à l'étape B en raison de son meilleur CIA	3 796	0,54	0,26	-0,16
	6	F est calculée par marche aléatoire de la normale multivariée avec pause d'un an et séparation de	Non	-	3 818	-	-	-

Tableau 2. Sommaire de la comparaison et de l'évaluation des modèles

Étape	Modèle	Description du modèle	Conver- gence	Commentaire	CIA	Rho de Mohn (BSR)	Rho de Mohn (recrues)	Rho de Mohn (Z)
		l'âge 2 et de l'âge 3 de la marche aléatoire de la normale multivariée						
Étape B : Ajustement aux prises selon l'âge	7	Modèle 5 (F est calculée par marche aléatoire de la normale multivariée avec pause d'un an et découplage de l'âge 2 de la marche aléatoire normale multivariée) avec des écarts-types librement estimés pour les prises selon l'âge	Oui	CIA faible, plusieurs sont similaires parmi les 13 logits du rapport de continuité. Échec de la convergence à l'étape C	3 657	0,56	0,39	-0,16
	8	Modèle 5 avec écarts- types pour le logit du rapport de continuité des prises selon l'âge groupé pour les groupes d'âge 2, 3-4, 5-8, 9+	Oui	Modèle poussé à l'étape C en raison de la très faible corrélation des résidus du logit du rapport de continuité	3 686	0,52	0,33	-0,15
	9	Modèle 8 avec corrélation des écarts-types du logit du rapport de continuité	Oui	Corrélation des résidus du logit du	3 656	0,54	0,39	-0,16
Étape	Modèle	Description du modèle	Conver- gence	Commentaire	CIA	Rho de Mohn (BSR)	Rho de Mohn (recrues)	Rho de Mohn (Z)
--------------------------	--------	--	------------------	---	-------	----------------------	-----------------------------	--------------------
				rapport de continuité				
Étape C : Sentinelle + M	10	Modèle 8 (F est calculée par marche aléatoire de la normale multivariée avec pause d'un an et découplage de l'âge 2 des écarts-types de la marche aléatoire de la normale multivariée pour le logit du rapport de continuité des prises selon l'âge groupé pour les groupes d'âge 2, 3-4, 5-8, 9+) Ajustement des données des pêches sentinelles	Oui	Une bonne option pour prendre en compte la pêche sentinelle	4 286	0,19	0,11	-0,07
	11	Modèle 10 + M variable dans le temps, estimée comme un corrélat de M fondé sur la condition des poissons	Oui	Une bonne option pour prendre en compte la pêche sentinelle et M	4 273	0,07	0,05	0,09

Étape	Modèle	Description du modèle	Conver- gence	Commentaire	CIA	Rho de Mohn (BSR)	Rho de Mohn (recrues)	Rho de Mohn (Z)
	12	Modèle 10 + M variable dans le temps fournie comme données	Oui	CIA comparative- ment faible	4 323	-0,11	-0,28	0,03
	13	Modèle 8 + M variable dans le temps, estimée comme un corrélat de M fondé sur la condition des poissons (pas de données de la pêche sentinelle)	Oui	Bonne option à l'étape D si on n'utilise pas de données des pêches sentinelles	3 640	0,16	0,11	0,37
Étape D : Effets propres à l'année (YE)	14	Modèle 11 + ajustement des données des pêches sentinelles + YE	Oui	-	3 850	0,04	0,28	0,3
	15	Modèle 10 + YE (groupes d'âge)	Oui	Pourrait être une option avec les données des pêches sentinelles	4 031	0,19	0,08	-0,08
	16	Modèle 11 + YE (groupes d'âge)	Oui	Modèle présenté à la réunion. Mais quelques problèmes	4 015	0,01	0,11	0,18

Étape	Modèle	Description du modèle	Conver- gence	Commentaire	CIA	Rho de Mohn (BSR)	Rho de Mohn (recrues)	Rho de Mohn (Z)
				avec l'estimation de M.				
	17	Modèle 15 sans ajustement des données des pêches sentinelles	Oui	-	3 356	0,25	0,15	0,54



Figure 1. Zone de gestion de la sous-division 3Ps de l'OPANO montrant la zone économique autour des îles françaises de Saint-Pierre-et-Miquelon (SPM, ligne pointillée), les isobathes de 100 m et 250 m (lignes grises) et les principales zones de pêche.



Figure 2. Estimations de l'analyse par cohorte de la biomasse du stock reproducteur (BSR) par rapport aux valeurs de 1994 (estimation de la médiane avec les intervalles de confiance à 95 %), tirées de l'évaluation de 2018 avec le modèle SURBA. La ligne pointillée inférieure, à la valeur 1 (niveau de référence), représente le point de référence limite de la BSR, et la ligne horizontale pointillée supérieure, à la valeur 2, représente le point de référence du stock (c.-à-d. deux fois le point de référence limite). Ces points de référence représentent les limites entre les zones du cadre de l'approche de précaution du MPO, comme indiqué sur l'axe de droite. Le chiffre dans l'étiquette indique la BSR actuelle par rapport au point de référence limite.



Figure 3. Estimations produites par l'analyse par cohorte de la mortalité annuelle moyenne pondérée de la population (âges 5 à 10). Le chiffre dans l'étiquette indique la mortalité totale estimée pour 2017.



Figure 4. Limites des strates et zone couverte lors des relevés de recherche au chalut de fond du MPO dans la sous-division 3Ps de l'OPANO. Les strates hauturières sont représentées en bleu. Les strates côtières ont été ajoutées en 1994 (strates 779 à 783) et en 1997 (strates 293 à 300) et sont représentées en vert. La ligne pointillée représente la limite de la zone économique française.



Figure 5. Taux de prise normalisés sans regroupement par âge, tirés des relevés printaniers au chalut de fond dans la sous-division 3Ps. Les taux de prises (nombre moyen par trait) ont été convertis en proportions annuelles. Les valeurs ont été normalisées en soustrayant la proportion moyenne et en divisant le résultat par l'écart-type des proportions calculées sur plusieurs années. La taille des symboles est mise à l'échelle. Les valeurs supérieures à la moyenne sont représentées par des cercles gris, les valeurs moyennes sont représentées par de petits points et les valeurs inférieures à la moyenne sont représentées par des cercles noirs. Les étiquettes dans les marges supérieure et droite identifient les cohortes. Le graphique de gauche comprend les données de 1997 à 2018 de « toutes les strates de moins de 300 brasses » et le graphique de droite comprend les données de 1983 à 2018).



Figure 6. Graphiques de cohérence des relevés. a) Relevé de recherche du MPO de 1983 à 2018. b) Relevé de recherche du MPO de 1997 à 2018. c) Relevé ERHAPS de 1978 à 1992; d) relevé de pêche sentinelle au filet maillant de 1995 à 2017. e) Relevé de pêche sentinelle à la palangre de 1995 à 2017. f) Relevé du GEAC de 1998 à 2005.



Figure 7. Taux de prise normalisés sans regroupement par âge, tirés des prises selon l'âge de morue dans la sous-division 3Ps. a) Ancienne version des prises selon l'âge. b) Prises selon l'âge reconstituées/améliorées.



Figure 8. Graphiques de cohérence pour les prises selon l'âge. a) Anciennes prises selon l'âge; b) Prises selon l'âge actualisées.



Figure 9. a) Débarquements de morue déclarés par les navires canadiens et étrangers dans la sous-division 3Ps de l'OPANO. Il convient de noter que la pêche de 2019 était toujours en cours au moment de la présente évaluation. b) Débarquements de morue déclarés par les flottilles à engins fixes et mobiles dans la sous-division 3Ps de l'OPANO. Il convient de noter que la pêche de 2019 était toujours en cours au moment de la présente évaluation. c) Pourcentage des débarquements totaux par les flottilles à engins fixes pour les quatre principaux engins fixes utilisés dans la pêche de la morue dans la sous-division 3Ps de l'OPANO. La pêche a fait l'objet d'un moratoire de 1994 à 1996 et les valeurs correspondant à ces années se fondent sur les pêches sentinelles et les débarquements de prises accessoires de moins de 800 tonnes.



Figure 10. Mise en œuvre de M dans le modèle HYBRIDE. a) Indice pour M dérivé de la condition du poisson, montrant M invariable dans le temps. b) Montre l'application de M reposant sur les équations 14 et 15. Les lignes orange et bleue représentent les valeurs 0,1 et 0,2 attribuées au paramètre mpar dans l'équation 17.



Figure 9. Chronologie des données des pêches (en bleu) et des relevés (en vert).



Figure 11. Proportion de poissons selon l'âge dans la zone côtière par rapport aux zones côtière et hauturière combinées dans les relevés de recherche canadiens de 1997 à 2018. La correction de prévision pour q a été appliquée aux âges 8 et plus. La ligne horizontale représente 5 %, qui a servi de seuil pour les âges pour appliquer la correction de prévision.



Figure 12. Taux de prise normalisés par âge, tirés des relevés printaniers au chalut de fond dans la sous-division 3Ps. Les taux de prises (nombre moyen par trait) ont été convertis en proportions dans chaque âge. Les valeurs ont été normalisées en soustrayant la proportion moyenne et en divisant le résultat par l'écart-type des proportions calculé sur les âges.



Figure 13. Courbe de résidus logarithmiques normalisés pour le relevé de recherche du MPO pour le modèle 10.



Figure 14. Ajustement du modèle à l'indice selon l'âge du relevé de recherche du MPO pour le modèle 14.



Figure 15. Ajustement du modèle à l'indice selon l'âge du relevé de recherche du MPO pour le modèle 16.



Figure 16. Tendances rétrospectives sur cinq ans de la biomasse du stock reproducteur.



Figure 17. Tendances rétrospectives sur cinq ans du recrutement.



Figure 18. Tendances rétrospectives sur cinq ans de la mortalité totale moyenne (Z).



Figure 19. Comparaison des estimations de M variable dans le temps dans différents modèles où cette fonction a été appliquée. Les lignes bleues montrent les estimations pour le groupe d'âge 2 à 5 et la ligne violette, les estimations pour les âges 6 et plus.



Figure 20. Comparaison des ajustements à l'indice selon l'âge des relevés de recherche du MPO pour le modèle 11 (le modèle s'ajuste aux relevés de pêche sentinelle) et le modèle 13 (le modèle ne s'ajuste pas aux relevés de pêche sentinelle).



Figure 21. Ajustement aux données sur la pêche sentinelle au filet maillant du modèle 11.



Figure 22. Ajustement aux données sur la pêche sentinelle à la palangre du modèle 11.



Figure 23. Ajustement au relevé ERHAPS à partir du modèle 11.



Figure 24. Ajustement au relevé du GEAC à partir du modèle 11.



Figure 25. Ajustement des prises selon l'âge pour le modèle 11.

ANNEXE A : ASSOCIATIONS MORUE-HABITAT AU SUD DE TERRE-NEUVE

Bob Rogers

La quantification des associations entre les prises de morue et les données environnementales était un processus à plusieurs étapes. La logique de base sous-tendant cette méthode consiste à mettre à l'essai les différences entre deux FDC, une pour la variable hydrographique (température et profondeur) et une pour les prises de l'espèce. Tout d'abord, la fonction de distribution cumulative (FDC) hydrographique est formulée (tout en intégrant la conception du relevé) sous la forme :

$$f(t) = \sum_{h} \sum_{i} \frac{W_{h}}{n_{h}} I(x_{hi})$$

avec pour fonction indicatrice :

$$I(x_{hi}) = \begin{cases} 1 & \text{si } x_{hi} \le t; \\ 0 & \text{sinon,} \end{cases}$$

où W_h = proportion de la zone de relevé dans la strate h, n_h = nombre de calées dans la strate h, x_{hi} = mesure de la variable hydrographique dans la calée i de la strate h, et t = indice allant de la valeur la plus faible à la valeur la plus élevée de la variable hydrographique à un pas approprié pour la résolution souhaitée (c'est-à-dire 0,1 °C ou 1 m). L'inclusion des termes (W_h/n_h) pour décrire le plan de stratification garantissait que l'estimation de la distribution de fréquence de la variable hydrographique était non biaisée (Perry et Smith 1994). Sans l'inclusion du terme W_h/n_h , le nombre de calées par strate n'aurait pas été inclus. Cela signifie que les analyses supposeraient que le nombre de calées par strate est proportionnel à la taille de la strate, ce qui n'est pas vrai dans ce cas. Tandis qu'en théorie, on suppose que les calées des relevés de recherche du MPO sont proportionnelles, ce n'est pas le cas en pratique en raison des exigences d'échantillonnage minimales de deux calées par strate, ce qui entraîne le suréchantillonnage des petites strates par rapport aux grandes strates. Ensuite, on calcule la FDC pondérée des prises afin d'associer le nombre de poissons de chaque calée aux conditions hydrographiques de la calée :

$$g(t) = \sum_{h} \sum_{i} \frac{W_{h}}{n_{h}} \frac{y_{hi}}{y_{st}} I(x_{hi})$$

où y_{hi} = nombre de poissons capturés dans la calée i et la strate h et y_{st} = abondance moyenne stratifiée estimée des poissons calculée selon la formule :

$$y_{st} = \sum_{h=1}^{L} W_h y_h$$

où y_h = l'abondance moyenne estimée des poissons dans la strate h ($(y_h = \sum_{i=1}^{n_h} y_{hi} / n_h$; Smith 1990; 1997).

On peut alors calculer la distance verticale maximale entre la FDC hydrographique et la FDC pondérée des prises selon la formule :

$$D = \max_{h} |g(t) - f(t)|$$
$$= \max_{h} |\sum_{h} \sum_{i} \frac{W_{h}}{n_{h}} \left(\frac{y_{hi} - y_{st}}{y_{st}}\right) I(x_{hi})|$$

où *D* est la variable à tester utilisée pour déterminer si l'association entre les variables hydrographiques et les prises est importante (variable à tester de Kolmogorov-Smirnov modifiée; Conover 1980). Pour vérifier l'importance de *D*, la simulation de Monte-Carlo utilise des associations aléatoires de $(W_h/n_h)[(y_{hi} - y_{st})/y_{st}]$ et x_{hi} pour toutes les strates h et les calées i des relevés et calcule la variable à tester pour ces associations (Perry et Smith 1994; Rogers *et al.* 2016). La procédure a été répétée K fois (habituellement K > 1 000) afin d'établir une pseudo-population (*D*'; comprend la variable à tester d'origine; Rogers *et al.* 2016) des variables à tester. Les niveaux d'importance ont été évalués à l'aide de la formule des tests de Kolmogorov-Smirnov :

$$p = \frac{\sum D' \ge D}{K+1}$$

où D' = la différence verticale maximale entre les courbes aléatoires et K = le nombre de fois où un rééchantillonnage a été effectué (K+1 a été utilisé pour obtenir la valeur D d'origine).



Figure A1. Distributions cumulatives de l'habitat théorique utilisé (en noir) et disponible (en rouge). La distance maximale entre les deux courbes (D) est indiquée par la ligne bleue.

En utilisant ces associations d'habitats, nous pouvons examiner les tendances annuelles de la préférence en matière d'habitat. La température préférée occupée a considérablement changé à la fin des années 1990 et au début des années 2000. Aux alentours de ~1998, la température médiane occupée a diminué de ~5 °C à ~2°C (figure A2). Ce changement a pratiquement coïncidé avec une modification du plan du relevé en vue de couvrir davantage de zones côtières, ainsi qu'avec un changement dans la structure de taille du stock, qui est passée à des poissons plus petits.



Figure A2. Température médiane utilisée (en rouge) et disponible (en noir) pour la morue dans la sousdivision 3Ps. Le polygone gris illustre les plages de températures disponibles. Les cercles fermés indiquent des associations d'habitats importantes.

L'analyse a été répétée par classe de taille de la morue dans le relevé : petite (moins de 37 cm), moyenne (37 à 55 cm) et grande (plus de 55 cm), et nous avons constaté que les résultats étaient principalement déterminés par les petites morues.



Figure A3. Température médiane utilisée (en rouge) et disponible (en noir) pour la morue dans la sousdivision 3Ps, par classe de taille. Le polygone gris illustre les plages de températures disponibles. Les cercles fermés indiquent des associations d'habitats importantes. a. Morues de grande taille, b. Morues de taille moyenne, c. Morues de petite taille.

L'analyse de l'habitat thermique disponible dans le temps (c'est-à-dire la zone de fond couverte par une plage de températures variable) a révélé un réchauffement dans toutes les zones ces dernières années (figure A4). Avant 1998, la morue semblait préférer une température de ~3 à 5 °C (bande jaune) alors qu'après 1998, elle semblait préférer une température de ~1,5 à 3,5 °C (bande verte).



Figure A4. Proportion des catégories d'habitat thermique disponibles. La ligne pleine représente le passage des relevés « hivernaux » aux relevés « printaniers » et la ligne pointillée représente un changement dans les préférences en matière d'habitat thermique.

RÉFÉRENCES CITÉES

- Perry, R.I., and S.J. Smith. 1994. Identifying habitat associations of marine fishes using survey data: an application to the Northwest Atlantic. Can. J. Fish. Aqua. Sci. 51(3):589–602.
- Rogers, R., Rowe, S., and M.J. Morgan. 2016. Depth and temperature associations of haddock *Melanogrammus aeglefinus* off southern Newfoundland. J. Fish Bio. 89(5):2306–2325.
- Smith, S.J. 1990. Use of statistical models for the estimation of abundance from groundfish trawl survey data. Can. J. Fish. Aqua. Sci. 47(5):894–903.
- Smith, S.J. 1997. Bootstrap confidence limits for groundfish trawl survey estimates of mean abundance. Can. J. Fish. Aqua. Sci. 54(3):616–630.

ANNEXE B : ANALYSE DE LA MORTALITÉ NATURELLE FONDÉE SUR LE MARQUAGE

Greg Robertson

DONNÉES DE MARQUAGE POUR LA MORUE DE LA SOUS-DIVISION 3Ps

Le marquage est effectué à grande échelle dans la sous-division 3Ps depuis 1954 (Taggart *et al.* 1995). Diverses méthodes et plusieurs types d'étiquettes ont été utilisés entre 1954 et 1996; en 1997, un programme utilisant des étiquettes Floy en T a été mis en place et se poursuit en 2019. Des sommaires du programme de marquage actuel sont disponibles (Brattey et Healey 2006, Brattey *et al.* 2008, Brattey 2013, Ings *et al.* 2019), mais en bref, il s'agit de marquer des morues par lots (expériences). Ces morues sont généralement capturées avec des lignes à main (bien que certains marquages aient été effectués avec des chaluts modifiés dans la zone hauturière [Brattey et Healey 2006]). On appose sous la nageoire dorsale de chaque poisson de plus de 45 cm de longueur à la fourche une étiquette jaune (10 \$/faible récompense) ou rose (100 \$/forte récompense). Les étiquettes sont déployées selon un rapport de 4 étiquettes jaunes pour 1 étiquette rose. Entre 1997 et 2017, 86 638 étiquettes ont été déployées dans la sous-division 3Ps, à un rythme de 395 à 11 211 par année.

Jusqu'à présent, les données de marquage n'ont pas été directement utilisées dans les évaluations de la morue de la sous-division 3Ps, mais avec l'approche d'analyse de marquage élaborée pour le modèle d'évaluation de la morue du Nord, NCAM (Cadigan 2016ab), il est désormais possible d'estimer F et M à partir des seules données de marquage. Les données de marquage peuvent fournir des informations sur F et M lorsque d'autres informations sont disponibles sur divers paramètres de nuisance qui peuvent biaiser les estimations de M et surtout de F. Tous ces paramètres de nuisance ont été estimés à des degrés divers pour les programmes de marquage de la morue de Terre-Neuve, et les méthodes pour incorporer ces paramètres de nuisance dans une analyse de marquage, qui reposent largement sur Cadigan (2016ab), sont décrites ci-après et reflètent l'approche actuelle utilisée dans le modèle d'évaluation de la morue du Nord (Dwyer *et al.*, sous presse⁵).

APPROCHES FONDÉES SUR LE MODULE DE MARQUAGE DU MODÈLE D'ÉVALUATION DE LA MORUE DU NORD

Les poissons marqués sont exposés à un risque de mortalité initiale due au stress de la capture et de la manipulation l'année de leur remise à l'eau. En outre, selon la période de l'année où les poissons ont été relâchés et le moment de la pêche, seule une fraction de *F* et *M* a été appliquée l'année de la remise à l'eau. La fraction de la pêche qui a eu lieu a été estimée à partir d'un tableau des débarquements mensuels (tableau B1). La population de morues marquées pour une expérience diminue au fil du temps en raison d'une combinaison de la mortalité initiale due au marquage, de la perte des étiquettes, ainsi que de la mortalité par pêche et de la mortalité naturelle. Pour toutes les expériences, quel que soit le type d'engin de pêche, on a supposé que la survie à court terme après le marquage était de 97 % pour les poissons marqués remis à l'eau entre novembre et juin, et de 78 % pour les poissons marqués remis à l'eau entre get Cadigan 2004). La perte d'étiquettes a été estimée en utilisant le double marquage et appliquée selon le modèle de Kirkwood (Kirkwood

⁵ Dwyer, K.S., Healey, B.P., Ings, D.W., Mello, L., Morgan, M.J., Regular, P., Rideout, R.M., Robertson, G., Rogers, R., and L. Wheeland. In press. Assessment of the Northern Cod (*Gadus morhua*) stock in NAFO Divisions 2J3KL in 2019.

1981), avec les estimations des paramètres telles que décrites dans Brattey et Healey (2007). Les pêcheurs ne renvoient pas les étiquettes de tous les poissons capturés; il faut donc estimer les taux de déclaration, ce qui a été réalisé en utilisant un système de marquage à forte récompense mis en place en 1997. Les taux de déclaration des étiquettes pour la morue du Nord ont été largement étudiés (Cadigan et Brattey 2006; Konrad *et al.* 2016) et, pour les expériences de 1997 et après, les taux de déclaration annuels sont estimés en utilisant l'approche décrite dans Konrad *et al.* (2016). Les taux de déclaration de la morue du Nord. À cette fin, on a considéré les taux de déclaration comme des effets aléatoires et ajouté une composante de vraisemblance pour ces taux de déclaration (Cadigan 2016b). La vraisemblance reposait sur des estimations dérivées à l'externe et leur matrice de covariance estimée en selon le modèle de marche aléatoire présenté par Konrad et ses collaborateurs (2016).

Avec les données sur le retour des étiquettes, les estimations des retours l'année de la remise à l'eau diffèrent souvent sensiblement des nombres observés, ce qui peut être dû à une combinaison de non-mélange de poissons marqués et de changements locaux de *F*, un problème bien connu dans les analyses de marquage (Hoenig *et al.* 1998). On a laissé *F*, l'année de la remise à l'eau pour chaque expérience de marquage, varier par rapport à la valeur de *F* pour l'ensemble du stock afin de tenir compte d'une éventuelle sous-exploitation ou surexploitation des poissons marqués en raison d'un mélange incomplet (Cadigan 2016b), en incluant un effet aléatoire propre à l'expérience sur F dans l'année de la remise à l'eau.

L'estimation de l'âge des poissons marqués est décrite dans Cadigan et Konrad (2016), qui utilisent des estimations de l'âge selon la longueur pour attribuer un âge aux poissons marqués d'une longueur connue à un âge connu. Comme pour le modèle d'évaluation de la morue du Nord, seules les expériences avec plus de 70 poissons marqués au total et seuls les expériences et les âges avec au moins 10 poissons marqués ont été utilisés.

MODIFICATIONS ADDITIONNELLES POUR LES DONNÉES DE LA SOUS-DIVISION 3Ps

Le modèle d'évaluation de la morue du Nord est un modèle intégré de population (MIP) écrit en TMB (Kristensen et al. 2016). Dans un modèle intégré de population, les données de marguage sont intégrées à d'autres intrants (tels que les indices des relevés et les données sur les prises), et les valeurs de Fs et de Ms obtenues dans le modèle d'évaluation de la morue du Nord utilisent toutes les sources de données. Afin d'utiliser les données de marquage sans les autres sources de données pour la sous-division 3Ps, on a extrait les parties pertinentes du script relatives aux données de marquage et aux traitements de *F* et *M* du script du modèle d'évaluation de la morue du Nord et on les a reconditionnées dans un script autonome en TMB (*TagEst*) qui accepte uniquement les données de marguage. Pour avoir les bonnes fonctions dans le script, on a utilisé deux approches pour vérifier que TagEst fonctionnait comme prévu et produisait des estimations qui reflétaient les données de marguage d'entrée. La première approche consistait à exécuter le marquage des divisions 2J3KL dans TagEst, le même ensemble de données que celui utilisé dans la dernière exécution du modèle d'évaluation de la morue du Nord (Dwyer *et al.* sous presse⁵). Cette analyse a donné des estimations de *F* et *M* similaires à celles de l'exécution globale du modèle d'évaluation de la morue du Nord. notamment pour les tendances des estimations par année et par âge. On ne s'attend pas à des estimations identiques, car le modèle d'évaluation de la morue du Nord comprend d'autres sources de données, mais les tendances générales devraient être similaires en raison de l'influence des données de marquage sur *F* et *M* (Dwyer *et al.* sous presse⁵). La deuxième approche consistait à simuler des ensembles de données de marguage avec des taux connus et à les exécuter dans TagEst. TagEst a généralement produit des taux similaires à ceux

utilisés pour simuler les données, ce qui indique que *TagEst* fonctionnait comme prévu. À titre de vérification supplémentaire, on a ajusté un modèle simple de Brownie *et al.* (1985) aux données de marquage de la sous-division 3Ps. Cette approche ne devait pas donner des estimations similaires à celles de *TagEst*, étant donné que les divers paramètres de nuisance ne sont pas inclus dans les modèles de Brownie. Toutefois, les tendances générales de *F* et *M* étaient similaires avec les deux approches.

L'un des problèmes posés par le marquage de la sous-division 3Ps réside dans la structure complexe du stock dans la division et les liens avec d'autres divisions (notamment 3L, 3Pn et 4R), qui se traduisent par des pressions de la pêche différentes dans la sous-division 3Ps (Brattey et Healey 2006, Ings *et al.* 2019). Pour résoudre ce problème, on a introduit un effet fixe sur *F* dans *TagEst*, avec la sous-subdivision du marquage comme facteur (3Psa, 3Psb, 3Psc, 3Psd et 3Psg et 3Psh regroupées). La sous-division 3Psb (baie de Fortune) a été choisie comme niveau de référence, car elle se situe au centre de la sous-division 3Ps et les retours d'étiquettes des poissons relâchés dans la baie de Fortune semblent bien répartis dans toute la sous-division 3Ps, en particulier lorsqu'on les compare aux retours des autres sous-subdivisions. L'inclusion de ces effets fixes dans *F* pour les sous-subdivisions a semblé avoir un certain nombre de conséquences souhaitables, notamment la production de valeurs réalistes de *M* pendant les périodes de marquage limité ou exclusivement dans la zone hauturière (2004 à 2006). Le choix du niveau de référence de la sous-subdivision pour *F* a influencé l'ampleur globale de *F*, mais n'en a généralement pas modifié la variation annuelle et n'a pas eu d'effet notable sur l'ampleur et la variation de *M*.

Les âges ont été attribués selon la même approche que celle utilisée par Cadigan et Konrad (2016), mais une relation âge-longueur ajustée appropriée n'était pas disponible pour la morue de la sous-division 3Ps, de sorte qu'on a utilisé les données de la division adjacente 3L en attendant.

Les âges pris en compte dans *TagEst* allaient de 4 à 14 (seuls les poissons de plus de 45 cm de longueur à la fourche sont marqués, donc les données de marquage ne permettent pas de faire le suivi des cohortes plus jeunes) pour F_a , et de 4 à 8+ pour M_a (similaire au modèle d'évaluation de la morue du Nord). On calcule des estimations de $F_{a,y}$ et $M_{a,y}$ par année et par âge, en reprenant la même structure d'autocorrélation (AR(1) à la fois pour les années et les âges) que dans le modèle d'évaluation de la morue du Nord. La valeur de M pour la première année de la série chronologique (1997 dans ce cas) n'est pas estimée, mais fournie comme valeur *a priori.* Étant donné que *TagEst* ne dispose d'aucune information sur la taille de la population totale, les estimations annuelles pondérées de F_y et M_y ont été calculées comme des moyennes pondérées par le nombre de poissons de chaque âge capturés cette année-là.

RÉFÉRENCES CITÉES

- Brattey, J. 2013. <u>Harvest rates and movements of cod (*Gadus morhua*) in NAFO Divs. 3KL from tagging and acoustic telemetry</u>. DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2013/104. v + 31 p.
- Brattey, J., and N.G. Cadigan. 2004. Estimation of short-term tagging mortality of adult Atlantic cod (*Gadus morhua*). Fish. Res. 66:223–233.
- Brattey, J. and B.P. Healey. 2006. <u>Exploitation of Atlantic cod (*Gadus morhua*) in NAFO Subdiv.</u> <u>3Ps: estimates from mark recapture experiments for the October 2006 assessment</u>. DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2006/082.
- Brattey, J., Healey, B., and D. Porter. 2008. <u>Northern cod (*Gadus morhua*) 16 years after the moratorium: new information from tagging and acoustic telemetry</u>. DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2008/047.
- Brownie, C., Anderson, D.R., Burnham, K.P., and D.S. Robson. 1985. Statistical Inference from Band Recovery Data: A Handbook, 2nd edition. Resource Publication No. 156, US Fish & Wildlife Service, Washington D.C., USA, 305 pp.
- Cadigan, N.G. 2016a. A state-space stock assessment model for Northern cod, including underreported catches and variable natural mortality rates. Can. J. Fish. Aquat. Sci., 73:296-308.
- Cadigan, N. 2016b. <u>Updates to a Northern Cod (*Gadus morhua*) State-Space Integrated</u> <u>Assessment Model</u>. DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2016/022. v + 58 p.
- Cadigan, N.G., and J. Brattey. 2006. Reporting and shedding rate estimates from tag-recovery experiments in Atlantic cod (*Gadus morhua*) in coastal Newfoundland. Can. J. Fish. Aquat. Sci. 63:1944–1958.
- Cadigan, N. and C. Konrad. 2016. <u>A cohort time-series Von Bertalanffy growth model for</u> <u>Northern cod (*Gadus morhua*), and estimation of the age of tagged cod</u>. DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2016/017. v+37 p.
- Hoenig, J.M., Barrowman, N.J., Pollock, K.H., Brooks, E.N., Hearn, W.S., and T. Polacheck. 1998. Models for tagging data that allow for incomplete mixing of newly tagged animals. Can. J. Fish. Aqua. Sci. 55(6):1477–1483.
- Ings, D.W., Rideout, R.M., Wheeland, L., Healey, B.P., Morgan, M.J., Regular, P., and J. Vigneau. 2019. <u>Assessing the status of the cod (*Gadus morhua*) stock in NAFO Subdivision <u>3Ps in 2017</u>. DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2019/024. iv + 83 p.</u>
- Kirkwood, G.P. 1981. Generalized models for the estimation of rates of tag shedding by southern bluefin tuna (*Thunnus maccoyii*). J. Cons. Int. Explor. Mer. 39:256–260.
- Konrad, C., Brattey, J. and N.G. Cadigan. 2016. Modelling temporal and spatial variability in tag reporting-rates for Newfoundland cod (*Gadus morhua*). Environ. Ecol. Stat. 23:387.
- Kristensen, K., Nielsen, A., Berg, C.W., Skaug, H. and Bell, B. M. 2016. <u>TMB: Automatic</u> <u>Differentiation and Laplace Approximation</u>. J. Stat. Soft. 70(5):1–21.
- Taggart, C.T., Penney, P., Barrowman, N., and C. George. 1995. The 1954-1993 Newfoundland cod-tagging database: statistical summaries and spatial-temporal distributions. Can. Tech. Rep. Fish. Aqua. Sci. 2042: 441p.

TABLEAUX

Tableau B1. Débarquements mensuels de morue de la sous-division 3Ps, de 1997 à 2017, utilisés pour attribuer la pression de la pêche restante subie par les poissons marqués pour la première fois au cours de l'année concernée.

Année	Janv.	Févr.	Mars	Avr.	Mai	Juin	Juil.	Août	Sept.	Oct.	Nov.	Déc.
1997	25	605	34	9	12	1 666	923	30	2 271	199	1 531	111
1998	15	20	76	228	136	118	3 833	655	3 550	2 523	4 189	514
1999	38	112	119	289	1 859	1 218	3 174	471	3 475	2 408	9 492	1 506
2000	1 573	2 452	1 403	87	86	3 214	1 667	390	2 037	1 204	4 660	922
2001	1 126	572	467	15	89	1 309	1 937	1 117	1 157	1 129	2 879	1 150
2002	805	585	133	33	357	931	2 225	1 384	1 662	1 195	1 697	729
2003	1 003	774	49	19	360	1 127	1 837	814	2 585	816	2 299	625
2004	1 090	510	166	4	352	1 796	1 858	649	613	1 345	1 988	604
2005	514	1 382	330	5	220	1 465	1 647	1 578	877	816	1 928	600

Année	Janv.	Févr.	Mars	Avr.	Mai	Juin	Juil.	Août	Sept.	Oct.	Nov.	Déc.
2006	621	755	41	22	486	1 485	1 882	994	912	1 038	1 839	463
2007	525	1 088	22	1	236	2 017	1 968	1 071	906	1 089	1 071	623
2008	834	573	2	15	303	1 702	1 767	410	1 006	1 294	1 334	372
2009	861	1 044	172	25	102	778	1 559	181	569	657	1 276	361
2010	774	782	180	9	62	1 211	1 151	207	328	612	960	370
2011	747	402	160	0	145	778	583	230	778	546	636	421
2012	294	451	41	0	110	801	559	110	345	311	900	332
2013	175	193	44	18	111	591	583	107	143	344	617	133
2014	248	284	217	43	252	877	532	231	348	525	464	792
2015	677	261	475	11	135	368	571	354	435	562	710	562
2016	775	1 008	232	3	127	466	573	258	282	340	827	382
2017	962	637	123	3	129	614	1 061	245	350	601	443	632

FIGURES



Figure B1. Estimations annuelles de F et M fondées sur le marquage de la morue (longueur à la fourche supérieure à 45 cm) dans la sous-division 3Ps de 1997 à 2017. Les méthodes d'estimation reposent sur l'approche utilisée dans le modèle d'évaluation de la morue du Nord (Cadigan 2016ab) et comprennent une structure d'autocorrélation AR1 sur F et M sur les âges (ϕ_A) et les années (ϕ_y). Il convient de noter que la valeur de M n'est pas estimée en 1997 (et n'est pas incluse dans la moyenne générale). Les estimations annuelles sont calculées à l'aide d'une moyenne pondérée des estimations annuelles par âge, chaque âge étant pondéré par le nombre d'étiquettes de poissons de cet âge retournées au cours de l'année.

ANNEXE C : MORTALITÉ NATURELLE FONDÉE SUR LA CONDITION DES POISSONS

Paul Regular

RENSEIGNEMENTS DE BASE

L'omniprésence de la famine et son rôle dans la régulation des populations sont reconnus depuis longtemps et restent un thème central en écologie (McCue 2010). Par exemple, l'une des hypothèses clés des modèles fondés sur la capacité de charge est que les individus meurent de faim lorsque leur nombre dans une certaine zone dépasse le nombre maximal que cette zone peut soutenir (Van Gils et al. 2004). À l'échelle individuelle, l'accès limité à la nourriture conduit à la famine, qui entraîne une perte de masse à mesure que le corps utilise les sources d'énergie. Les graisses sont généralement oxydées en premier et une fois que les réserves de graisses sont essentiellement épuisées. l'organisme se tourne vers la mobilisation des protéines comme principale source d'énergie (Bar 2014). De nombreuses espèces de poissons ne peuvent pas maintenir la mobilisation des protéines pendant de longues périodes. et des expériences en laboratoire ont montré que les poissons sont fortement susceptibles de mourir d'inanition si leur condition corporelle tombe en dessous d'un seuil critique (Bilton et Robins 1973, Dutil et Lambert 2000, Byström et al. 2006). L'évaluation des tendances de la condition corporelle peut donc fournir des informations utiles sur la mortalité due à l'inanition. Des travaux expérimentaux menés sur la morue, qui ont indiqué que les poissons dont la valeur du K de Fulton se situait entre 0,42 et 0,67 avaient de fortes chances de mourir de faim, illustrent ce point (Dutil et Lambert 2000). Ce résultat a été étendu aux poissons sauvages pour estimer la mortalité naturelle corrigée en fonction de la condition en calculant la proportion de poissons dont la valeur du K de Fulton est inférieure à 0,65 (Casini et al. 2016). L'objectif de ce travail était d'élargir ce concept à la morue de la sous-division 3Ps en utilisant les nombreuses données d'échantillonnage.

ÉCHANTILLONS

La région de Terre-Neuve-et-Labrador de Pêches et Océans Canada a recueilli une grande quantité d'informations sur la condition corporelle de la morue dans la sous-division 3Ps. Plus précisément, plus de 20 000 échantillons de longueur, de poids, de poids éviscéré, de poids des gonades, d'âge, etc. ont été recueillis pendant divers mois dans le cadre des relevés de recherche (1978 à 2018) et des relevés de pêche sentinelle (1995 à 2016) du MPO. Pour explorer les tendances de la condition corporelle, on a limité les données aux poissons d'une longueur d'au moins 20 cm et utilisé les valeurs de la longueur et du poids éviscéré pour calculer le K de Fulton ($K = (W/L^3) * 100$) et la condition relative (Kr = W/W', où W' est le poids éviscéré prédit à partir d'une régression du logarithme du poids éviscéré en tant que fonction du logarithme de la longueur; Le Cren 1951). On a appliqué le seuil de longueur pour limiter les problèmes liés au poids des poissons de moins de 20 cm et la condition a été basée sur le poids éviscéré pour obtenir une évaluation moins variable de la condition des réserves protéiques d'un individu (Dutil et Lambert 2000). Voir les tableaux C1 et C2 pour obtenir plus de détails sur la taille des échantillons par année et par mois dans les relevés de recherche et les relevés de pêche sentinelle du MPO, respectivement.

Tableau C1. Nombre d'échantillons de longueur et de poids éviscéré, selon l'année et le mois, provenant du relevé de recherche dans la sous-division 3Ps.

-	1	2	3	4	5	6	8
1978	0	108	0	0	0	0	0
1979	0	127	16	0	0	0	0

-	1	2	3	4	5	6	8
1980	0	0	162	1	0	0	0
1981	0	0	148	0	0	0	0
1982	0	0	0	0	93	61	0
1983	0	0	0	175	14	0	0
1984	0	0	0	140	0	0	0
1985	0	0	84	0	0	0	0
1986	0	0	139	0	0	0	0
1987	0	231	1	0	0	0	0
1988	2	233	0	0	0	0	0
1989	0	335	0	0	0	0	0
1990	0	582	0	0	0	0	0
1991	0	759	0	0	0	0	0
1992	0	552	0	0	0	0	0
1993	0	370	0	996	0	0	0
1994	0	0	0	572	0	0	24
1995	0	40	134	586	0	0	9
1996	0	84	0	805	4	0	7
1997	0	0	0	479	0	0	0
1998	0	0	0	623	91	0	0
1999	0	0	0	407	384	0	0
2000	0	0	0	857	119	0	27
2001	0	0	0	971	0	0	0
2002	0	0	0	581	0	0	0
2003	0	0	0	961	0	0	0
2004	0	0	0	367	193	0	0
2005	0	0	0	440	127	0	0
2006	0	0	0	237	0	0	0
2007	0	0	0	477	67	0	0
2008	0	0	0	220	363	0	0
2009	0	0	0	447	186	0	0
2010	0	0	0	317	127	0	0
2011	0	0	0	316	200	0	0
2012	0	0	2	1 284	0	0	0
2013	0	0	255	244	0	0	0
2014	0	0	0	315	162	0	0
2015	0	0	0	247	197	0	0
2016	0	0	0	384	0	0	0
2017	0	0	0	287	179	0	0
2018	0	0	0	64	406	0	0

Tableau C2. Nombre d'échantillons de longueur et de poids éviscéré, selon l'année et le mois, provenant du relevé de pêche sentinelle dans la sous-division 3Ps.

-	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
1995	0	70	243	360	641	398	119	0	66	356	448	199
1996	161	47	0	0	0	0	109	15	105	195	121	109
1997	33	21	9	0	19	0	56	0	89	71	195	170
1998	74	31	0	0	0	232	123	194	81	19	29	209
1999	165	9	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
2000	108	63	29	0	38	20	70	51	18	57	98	80
2001	33	43	2	48	9	10	79	105	20	30	153	94
2002	53	33	0	0	0	21	84	93	88	45	120	98
2003	34	0	0	0	0	0	28	23	15	18	79	72

-	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
2004	0	0	0	0	0	3	63	12	0	20	92	67
2005	62	0	0	0	0	5	25	24	0	20	193	57
2006	42	0	0	0	0	0	52	16	20	15	178	71
2007	45	0	0	0	0	0	36	16	7	45	87	70
2008	46	0	0	0	0	20	22	24	16	34	87	93
2009	30	0	0	0	0	15	18	23	23	37	77	66
2010	28	0	0	0	0	3	0	44	110	61	102	71
2011	28	0	0	0	83	62	20	32	0	117	78	22
2013	26	0	0	0	0	41	23	15	60	58	93	48
2015	0	0	0	0	13	29	0	0	21	59	59	69
2016	0	0	0	0	10	31	11	0	11	67	93	28

MODÉLISATION DE LA CONDITION

L'un des principaux problèmes rencontrés pour appliquer la méthode décrite dans Casini *et al.* (2016) est qu'elle nécessite des données de relevé avec une couverture temporelle uniforme, car la croissance de la morue présente des tendances saisonnières. Malheureusement, le calendrier du relevé dans la sous-division 3Ps a changé, et il n'est donc pas possible d'utiliser l'ensemble de la série chronologique. Un modèle saisonnier a alors été élaboré pour utiliser toutes les données réparties sur plusieurs mois. Le modèle estime les tendances saisonnières de la condition selon un processus AR1 dans le temps et le groupe de longueur :

$$k_{t\,l} = \phi_1 k_{t-1\,l} + \phi_2 k_{t-12\,l} + \xi_{t\,l}; \text{ où } \xi_{t\,l} \sim N(0 \ \Sigma_{l\,l})$$

où la matrice de covariance, $\Sigma_{l\,l}$, est définie par l'écart-type du processus, σ_k , et le coefficient de corrélation, ρ , comme une fonction de la différence entre les groupes de longueur, en particulier $\Sigma_{l\,l} = \rho^{|l-l|} \sigma_k \sigma_k$. Il convient de noter que s'il n'y a qu'un seul groupe de longueur, il n'est pas nécessaire d'estimer ρ et la normale multivariée se réduit à une distribution normale standard. En bref, cette formulation signifie que la condition de l'année dernière et du mois dernier est un prédicteur de la condition actuelle. En plus de la saisonnalité estimée par ce processus AR1, on peut appliquer un effet harmonique pour estimer un modèle saisonnier uniforme de la condition à travers le temps :

$$h_t = \beta \, \cos\left(\frac{2\pi t}{12}\right) + \gamma \, \sin\left(\frac{2\pi t}{12}\right)$$

On ajoute les composantes AR1, k_{tl} , et harmonique, h_t , à un niveau de référence de la condition, α_{μ} , pour estimer la condition moyenne sous-jacente, μ_{tl} :

$$\mu_{t\,l} = \alpha_{\mu} + k_{t\,l} + h_t$$

Il faut noter que la valeur de α_{μ} est fixée à 1 si on modélise la condition relative, *Kr*. Les valeurs de la condition observées, K ou Kr, sont modélisées comme une fonction de $\mu_{t l}$ avec un effet aléatoire pour l'ensemble :

$$K_i = \mu_{t l} + \delta_s + \varepsilon_i$$
; où $\delta_s \sim N(0 \sigma_s^2)$ et $\epsilon_i \sim N(0 \sigma_K^2)$

où s représente un identifiant de l'ensemble et i représente chaque observation.

En plus des changements dans la condition moyenne, il peut y avoir une variation naturelle dans la variation autour de la moyenne (c'est-à-dire qu'on peut observer une plage plus large de valeurs de la condition certaines années alors que d'autres années, les valeurs de la condition observées peuvent être plus étroitement regroupées autour de la moyenne). On a aussi ajouté une composante de volatilité stochastique au modèle pour tenir compte des changements potentiels de la variance :

$$v_t = \alpha_v + \varphi(v_{t-1} - \alpha_v) + \varepsilon_t$$
 où $\varepsilon_t \sim N(0 \sigma_v^2)$

Cela modélise les changements de la variance dans le temps dans l'espace logarithmique et les valeurs de v_t sont exponentialisées pour obtenir σ_K .

Dans l'ensemble, cette formulation fournit un cadre flexible pour modéliser les changements saisonniers de la condition. Ce modèle a été écrit en TMB (Kristensen *et al.* 2016). Une série de variations de ce modèle a été testée et le modèle a été sélectionné à l'aide d'une combinaison du CIA marginal (Akaike 1974) et du critère d'information de Bayes (CIB; Schwarz 1978).

ESTIMATION DE LA MORTALITÉ NATURELLE CORRIGÉE EN FONCTION DE LA CONDITION

Compte tenu des estimations par le modèle de la condition moyenne $\mu_{t l}$ et de l'écart-type σ_K autour de la moyenne, on peut calculer la probabilité d'être en dessous d'un seuil critique pour chaque mois et groupe de longueur. Cette proportion peut être convertie en taux instantanés par mois, qui sont ensuite additionnés sur une année pour obtenir des taux instantanés annuels de mortalité liée à la condition. On ajoute ensuite ces estimations à une base de référence de 0,2 pour les sources de mortalité autres que l'inanition afin d'obtenir des estimations de la mortalité corrigée pour tenir compte de la condition.

Pour éviter les problèmes de biais dans le K de Fulton par groupe de longueur, on a utilisé des valeurs de la condition relative dans le modèle. De ce fait, il n'a bien sûr pas été possible d'appliquer le seuil basé sur un K de Fulton de 0,65 utilisé dans Casini *et al.* (2016), mais nous avons utilisé un seuil fondé sur la condition relative de 0,85 qui, en moyenne, correspond à la condition relative des poissons dont la valeur du K de Fulton est inférieure à 0,65.

RÉSULTATS

Tableau C3. Critères d'information pour divers modèles ajustés aux données sur la condition de la morue, où n représente la taille de l'échantillon, K est le nombre de paramètres fixes, log(L) est la vraisemblance logarithmique négative, CIA est le critère d'information d'Akaike marginal, CIB est le critère d'information de Bayes marginal et Δ CIA et Δ CIB sont les différences par rapport à leur valeur la plus faible.

Modèle	n	К	log(L)	CIA	CIB	ΔCIA	ΔCIΒ
Pas d'harmonique	31 402	8	-33239,2	-66462,4	-66395,6	1,5	0,0
Pas de volatilité stochastique et pas d'harmonique	31 402	6	-33226,5	-66441,0	-66390,8	22,9	4,7
Modèle complet	31 402	10	-33242,0	-66463,9	-66380,4	0,0	15,2
Pas de volatilité stochastique	31 402	8	-33229,2	-66442,3	-66375,5	21,6	20,1
Pas de dépendance à l'égard du mois précédent	31 402	9	-33204,5	-66391,1	-66315,9	72,8	79,7
Pas de volatilité stochastique et pas de dépendance à l'égard du mois précédent	31 402	7	-33192,0	-66370,0	-66311,6	93,9	84,0
Pas de dépendance à l'égard de l'année précédente	31 402	9	-33119,7	-66221,3	-66146,1	242,6	249,4
Pas de volatilité stochastique et pas de dépendance à l'égard de l'année précédente	31 402	7	-33101,2	-66188,4	-66130,0	275,5	265,6

Le modèle « Pas d'harmonique » a été considéré comme le plus parcimonieux, car il a obtenu le score CIB le plus bas et un score CIA essentiellement identique à celui du « Modèle

complet ». De plus, l'harmonique peut être un effet redondant qui est pris en compte par l'AR1 saisonnier qui suppose une dépendance à l'égard du mois et de l'année précédents. Compte tenu des classements relatifs, un fort soutien semble se dégager en faveur de l'estimation de ϕ_2 (c'est-à-dire la dépendance à l'égard de l'année précédente). Les diagnostics du modèle « Pas d'harmonique » sont présentés ci-après.

Description	Symbole	Estimation	cv
Corrélation avec le mois précédent	ϕ_1	0,16	0,20
Corrélation avec l'année précédente	ϕ_2	0,83	0,20
Corrélation entre les groupes de longueur	ρ	0,74	0,23
Écart-type de référence	$\exp(\alpha_v)$	0,08	0,01
Pondération placée sur le résidu précédent par rapport à l'écart-type de référence	arphi	0,45	0,53
Écart-type du processus saisonnier	σ_k	0,02	0,07
Écart-type des écarts de l'ensemble	σ_s	0,03	0,03
Écart-type du processus de volatilité stochastique	σ_v	0,05	0,17

Tableau C4. Estimations des paramètres fixes du modèle « Pas d'harmonique ».



Figure C1. Valeurs observées et prédites de la condition relative.



Figure C2. Volatilité stochastique.



Figure C3. Résidus selon la date.



Figure C4. Résidus par rapport aux valeurs ajustées.



Figure C5. Résidus selon le groupe de longueur.



Figure C6. Indice M observé et prédit, selon le mois. Les valeurs observées sont générées à partir des proportions brutes inférieures au seuil.

COMPARAISON AVEC LES ESTIMATIONS FONDÉES SUR LE MARQUAGE

Les estimations de la mortalité naturelle corrigées en fonction de la condition, issues d'un modèle estimant une tendance moyenne pour toutes les longueurs, ont été régressées par rapport aux estimations de la mortalité naturelle moyenne à l'aide des données du programme de marquage. Comme il existe une incertitude dans les estimations par les deux approches, les régressions ont été effectuées en utilisant le progiciel de droite la mieux ajustée (BFSL; Sturm 2018).



Figure C7. Tendances des estimations moyennes de M d'après les données de marquage et les données sur la condition.



Figure C8. Comparaison des estimations moyennes de M d'après les données de marquage et les données sur la condition. Les estimations de 2016 et 2017 ont été exclues, car il y a peu de données pour alimenter la valeur de M fondée sur le marquage pour les années les plus récentes. L'estimation de la pente de la régression de la droite la mieux ajustée est présentée dans l'angle supérieur gauche, avec les intervalles de confiance à 95 % entre crochets.

CONCLUSIONS

Le nombre de morues présentant une faible condition a augmenté ces dernières années (depuis ~2004) et il est possible que beaucoup d'entre elles soient mortes de faim. En supposant que le seuil critique de Kr <0,85 soit raisonnable, l'ampleur de la mortalité naturelle par inanition pourrait être considérablement supérieure à 0,2 certaines années. Une analyse des données du programme de marquage indique que la mortalité naturelle, toutes sources confondues, peut être élevée et variable (~ 0,2 à 0,8), et la correspondance entre ces estimations et la mortalité naturelle corrigée pour tenir compte de la condition donne à penser que la famine peut être une composante importante des mortalités attribuables à des causes naturelles. Globalement, ces résultats signifient que la disponibilité des proies peut être un facteur limitant la productivité de la morue dans la sous-division 3Ps.

RÉFÉRENCES CITÉES

- Akaike, H. 1974. A new look at the statistical model identification. IEEE Tran. Auto. Cont. 19(6): 716–723.
- Bar, N. 2014. Physiological and hormonal changes during prolonged starvation in fish. Can. J. Fish. Aqua. Sci. 71(10): 1447–1458.
- Bilton, H., and G. Robins. 1973. The effects of starvation and subsequent feeding on survival and growth of Fulton channel sockeye salmon fry (*Oncorhynchus nerka*). J. Fish. Boar. Can. 30(1): 1–5.

- Byström, P., Andersson, J., Kiessling, A., and L.O. Eriksson. 2006. Size and temperature dependent foraging capacities and metabolism: Consequences for winter starvation mortality in fish. Oikos. 115(1): 43–52.
- Casini, M., Eero, M., Carlshamre, S., and J. Lövgren. 2016. Using alternative biological information in stock assessment: Condition-corrected natural mortality of Eastern Baltic cod. ICES J. Mari. Sci. 73(10): 2625–2631.
- Dutil, J.D., and Y. Lambert. 2000. Natural mortality from poor condition in Atlantic cod (*Gadus morhua*). Can. J. Fish. Aqua. Sci. 57(4): 826–836.
- Kristensen, K., Nielsen, A., Berg, C., Skaug, H., and B. Bell. 2016. TMB: Automatic differentiation and laplace approximation. J. Stat. Soft. 70(5): 1–21.
- Le Cren, E. 1951. The length-weight relationship and seasonal cycle in gonad weight and condition in the perch (*Perca fluviatilis*). J. Anim. Ecol. 20(2): 201–219.
- McCue, M.D. 2010. Starvation physiology: Reviewing the different strategies animals use to survive a common challenge. Comparative Biochemistry and Physiology Part A: Molecular & Integrative Physiology. 156(1): 1–18.
- Schwarz, G. 1978. Estimating the dimension of a model. Ann. Statist. 6(2): 461–464.
- Sturm, P. 2018. Bfsl: Best-fit straight line.
- Van Gils, J.A., Edelaar, P., Escudero, G., and T Piersma. 2004. Carrying capacity models should not use fixed prey density thresholds: A plea for using more tools of behavioural ecology. Oikos. 104(1): 197–204.