



Pêches et Océans
Canada

Fisheries and Oceans
Canada

Sciences des écosystèmes
et des océans

Ecosystems and
Oceans Science

Secrétariat canadien des avis scientifiques (SCAS)

Document de recherche 2025/034

Région de Terre-Neuve-et-Labrador

Extension du modèle d'évaluation du stock de morue du Nord (*Gadus morhua*) - Partie I : Comblar les lacunes avec des données supplémentaires et des variations du modèle

Paul M. Regular¹, Gregory J. Robertson², Rajeev Kumar¹, Divya A. Varkey¹, Robert S. Gregory¹, Ron S. Lewis¹, Katherine Skanes¹, Nick Gullage¹, Mariano Koen-Alonso¹, Karen S. Dwyer¹

¹ Pêches et Océans Canada
Centre des pêches de l'Atlantique nord-ouest
St-John's (Terre-Neuve-et-Labrador), Canada

² Division de la recherche sur la faune
Environnement et Changement climatique Canada
Mount Pearl (Terre-Neuve-et-Labrador), Canada

Avant-propos

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

Publié par :

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

[http://www.dfo-mpo.gc.ca/csas-sccs/
DFO.CSAS-SCAS.MPO@dfo-mpo.gc.ca](http://www.dfo-mpo.gc.ca/csas-sccs/DFO.CSAS-SCAS.MPO@dfo-mpo.gc.ca)



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

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

ISSN 2292-4272

ISBN 978-0-660-77282-0 N° cat. Fs70-5/2025-034F-PDF

La présente publication doit être citée comme suit :

Regular, P.M., Robertson, G.J., Kumar, R., Varkey, D.A., Gregory, R.S., Lewis, R.S., Skanes, K., Gullage, N., Koen-Alonso, M. et Dwyer, K.S. 2025. Extension du modèle d'évaluation du stock de morue du Nord (*Gadus morhua*) - Partie I : Comblent les lacunes avec des données supplémentaires et des variations du modèle. Secr. can. des avis sci. du MPO. Doc. de rech. 2025/034. iv + 84 p.

Also available in English :

Regular, P.M., Robertson, G.J., Kumar, R., Varkey, D.A., Gregory, R.S., Lewis, R.S., Skanes, K., Gullage, N., Koen-Alonso, M., and Dwyer, K.S. 2025. Extending the Northern Cod (*Gadus morhua*) Assessment Model - Part I: Bridging Gaps with Additional Data and Model Variations. DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2025/034. iv + 79 p.

TABLE DES MATIÈRES

RÉSUMÉ	iv
1. INTRODUCTION	1
2. MÉTHODES.....	1
2.1. APERÇU DU MEMN DU SCÉNARIO DE RÉFÉRENCE	6
2.1.1. Équations des processus.....	6
2.1.2. Équations d'observation	8
2.2. ESTIMATION ET SÉLECTION DU MODÈLE	11
2.3. CHANGEMENTS PROGRESSIFS	12
2.3.1. Composition des prises	12
2.3.2. Conflits entre les relevés	12
2.3.3. Extension des séries chronologiques.....	13
2.3.4. Indices dérivés des relevés sur les juvéniles	15
2.3.5. Relations stock-recrutement (S-R).....	16
2.3.6. Mortalité naturelle de référence	19
3. RÉSULTATS ET DISCUSSION	20
3.1. OBSERVATIONS GÉNÉRALES.....	20
3.2. COMPOSITION DES PRISES.....	21
3.3. CONFLITS ENTRE LES RELEVÉS.....	23
3.4. EXTENSION DES SÉRIES CHRONOLOGIQUES	28
3.5. INDICES DÉRIVÉS DES RELEVÉS SUR LES JUVÉNILES	36
3.6. RELATIONS STOCK-RECRUTEMENT (S-R)	40
3.7. MORTALITÉ NATURELLE DE RÉFÉRENCE	49
3.8. CONCLUSION	53
4. REMERCIEMENTS.....	54
5. RÉFÉRENCES CITÉES.....	54
6. ANNEXE I - DONNÉES D'ENTRÉE	57
7. COLOPHON	81

RÉSUMÉ

Depuis 2016, le stock de morues des divisions 2J3KL de l'Organisation des pêches de l'Atlantique Nord-Ouest (aussi appelées morues du Nord) est évalué à l'aide d'un modèle complexe intégré de population de type état-espace appelé MEMN (modèle d'évaluation de la morue du Nord). La série chronologique du MEMN du scénario de référence débute en 1983, c'est-à-dire quand le relevé par navire de recherche (NR) a commencé à couvrir les divisions 2J, 3K et 3L de l'Organisation des pêches de l'Atlantique Nord-Ouest (OPANO), mais les données plus anciennes utilisées dans les modèles d'évaluation précédents pour la morue du Nord, comme les débarquements déclarés et les prises selon l'âge, ne sont plus utilisées. Les données historiques du programme de marquage, bien que limitées à certaines années seulement, sont considérables, et n'ont pas encore été utilisées dans un modèle d'évaluation formel. Enfin, les données tirées de deux programmes de suivi de la morue juvénile n'ont pas encore été utilisées dans un modèle d'évaluation pour la morue du Nord. Nous documentons ici le processus et les hypothèses qui sous-tendent l'inclusion dans le MEMN des données supplémentaires sur les débarquements déclarés, les prises selon l'âge, les données de marquage et les données du relevé sur les juvéniles. Une grande partie de ces données remontent à 1954. De plus, les relations stock-recrutement (S-R) sont explorées, avec d'autres approches, pour estimer les taux de référence de la mortalité naturelle (M ; p. ex. M allométrique). L'application de données supplémentaires et de variations du modèle non seulement élargit la perspective temporelle des tendances du stock de morue du Nord, mais améliore également notre compréhension d'aspects critiques tels que le recrutement, la relation stock-recrutement et l'estimation de M . Ces extensions comblent des lacunes dans nos connaissances, permettent de réévaluer les points de référence et offrent une base plus solide pour prendre des décisions éclairées pour la gestion des pêches.

1. INTRODUCTION

L'évaluation de la morue du Nord repose sur un modèle de dynamique des populations de type état-espace (le modèle d'évaluation de la morue du Nord, MEMN; [Cadigan 2015, 2016a]) qui intègre la majeure partie des renseignements existants sur la productivité de ce stock. Le modèle comprend les renseignements issus du relevé d'automne au chalut par navire de recherche de Pêches et Océans Canada (MPO; de 1983 à 2020), du relevé de pêche sentinelle (de 1995 à 2020), du relevé acoustique dans le détroit de Smith (de 1995 à 2009), du programme de marquage (de 1983 à 2020) et de la pêche (débarquements déclarés et prises selon l'âge; de 1983 à 2020). En intégrant toutes ces données dans un seul modèle, Cadigan (2015, 2016a) a abordé des problèmes difficiles à résoudre en utilisant chaque série isolément, comme l'estimation de la mortalité naturelle annuelle et de la mortalité par pêche (M et F , respectivement). Le modèle tronque également les débarquements pour tenir compte des biais introduits par les déclarations partielles. Dans l'ensemble, l'élaboration de ce modèle visait à améliorer les projections du stock et à évaluer les impacts des prises proposées dans la pêche sur son rétablissement. Avec cet objectif, il n'était pas nécessaire d'inclure les données des années précédant le relevé du MPO par navire de recherche, qui a commencé à couvrir toute la zone de stock (divisions 2J3KL de l'OPANO) en 1983. Il manque toutefois une perspective à plus long terme sur l'historique et la dynamique du stock, en particulier l'ampleur relative de la pêche, du stock et de sa productivité.

Nous documentons ici les mesures qui ont été prises pour faire remonter le modèle jusqu'en 1954, offrant une perspective historique plus approfondie de la dynamique du stock de morue du Nord. Deux sources de données clés ont permis cette extension vers le passé. D'abord, les séries chronologiques existantes des débarquements déclarés et des prises selon l'âge, qui avaient été utilisées dans des évaluations précédentes de la morue du Nord, mais qui ont été exclues lorsque l'évaluation est passée à un modèle fondé sur des relevés, puis au MEMN (Bratney *et al.* 2018). Nous avons également intégré les données du programme de marquage couvrant plusieurs années, notamment 1954-1955, 1962 à 1966 et 1978 à 1996 (Taggart *et al.* 1995). L'intégration des données de deux programmes de suivi de la morue juvénile, les programmes réalisés dans le détroit de Newman et le détroit de Fleming (Gregory *et al.* 2019, Lewis *et al.* 2022), apporte des informations précieuses sur les stades juvéniles de la morue du Nord. Ces programmes fournissent des données couvrant les morues d'âge 0 et d'âge 1 et élargissent notre modèle d'évaluation pour intégrer la dynamique des juvéniles.

La disponibilité de ces sources de données étendues ouvre la voie à une exploration plus complète de la dynamique du stock de morue du Nord. Nous explorons la relation entre la taille du stock et le recrutement dans cette série étendue. De plus, nous revoyons l'estimation de la valeur de référence de M , en examinant des variations telles que M allométrique (c.-à-d. l'attente selon laquelle M devrait diminuer à mesure que la taille du corps augmente). L'intégration de ces sources de données et des variations de modélisation améliore notre capacité à comprendre et à projeter la dynamique de ce stock emblématique.

2. MÉTHODES

Nous documentons une série de changements apportés au MEMN (Cadigan 2015, 2016a), qui visent généralement à :

1. améliorer l'ajustement du modèle aux données sur la composition des prises;
2. réduire au minimum les conflits entre les indices dérivés des relevés;
3. faire remonter la série chronologique jusqu'en 1954;

4. intégrer les données des programmes de suivi de la morue juvénile;
5. utiliser une relation stock-recrutement (S-R) et calculer les points de référence par recrue;
6. estimer les niveaux de base de M .

Une série de changements progressifs ont été apportés au MEMN pour atteindre ces objectifs. Une grande partie de la structure de base du MEMN a été conservée et, à ce titre, nous en donnons d'abord un bref aperçu (voir plus de détails dans Cadigan 2015, 2016a). Nous documentons ensuite une série de changements progressifs. Il convient de noter que nous identifions les différentes formulations du modèle avec M suivi d'un nombre, en commençant par le MEMN du scénario de référence en tant que modèle **M0**. Les modèles qui incluent des données supplémentaires du programme de marquage comportaient l'extension de la série chronologique jusqu'en 1954; ces modèles sont appelés MEMN étendus. Plusieurs tests de sensibilité sont également présentés tout au long du document; ils sont identifiés par un **S** suivi d'un nombre. De brèves descriptions de chaque modèle sont incluses dans le tableau 2.1 et la notation du modèle est décrite dans le texte et résumée dans le tableau 2.2. Les changements progressifs proposés sont décrits à la figure 2.1.

Les données dont l'utilisation est envisagée dans le MEMN étendu sont décrites dans les tableaux A1 à A11 de l'annexe I – Données d'entrée. Les données utilisées dans le MEMN sont un sous-ensemble de ces données (figure 2.2).

Tableau 2.1 : Identification et description des formulations du modèle et des tests de sensibilité.

Identification	Description
M0	MEMN du scénario de référence
M1	Estime le paramètre de variance de la composition des prises séparément pour les groupes d'âge ≤ 2 , 3 à 4 et ≥ 5 comme solution de rechange aux multiplicateurs fixes
M2	Processus de marche aléatoire pour la capturabilité du relevé de pêche sentinelle entre les années et les âges
M3	Processus autorégressif pour la capturabilité du relevé de pêche sentinelle entre les années et les âges
M4	MEMN étendu du scénario de référence comprenant les données remontant à 1954
M5	MEMN étendu comprenant les données des relevés sur les juvéniles dans le détroit de Fleming et le détroit de Newman
M6	MEMN étendu comprenant les données des relevés sur les juvéniles dans le détroit de Fleming et le détroit de Newman, ce qui permet de différencier la capturabilité de chaque relevé
M7	MEMN étendu comprenant les données des relevés sur les juvéniles dans le détroit de Fleming et le détroit de Newman, ce qui permet de différencier la capturabilité de chaque type de senne (coton ou nylon)
M8	MEMN étendu comprenant les juvéniles et une relation stock-recrutement linéaire
M9	MEMN étendu comprenant les juvéniles et une relation stock-recrutement de Beverton-Holt
M10	MEMN étendu comprenant les juvéniles et une relation stock-recrutement sigmoïde

Identification	Description
M11	MEMN étendu comprenant les juvéniles, une relation stock-recrutement de Beverton-Holt et un niveau de référence constant de la mortalité naturelle
M12	MEMN étendu comprenant les juvéniles, une relation stock-recrutement de Beverton-Holt et des niveaux de référence allométriques de la mortalité naturelle (c.-à-d. M de Lorenzen)
M13	MEMN étendu comprenant les juvéniles, la relation stock-recrutement de Beverton-Holt et des variations du niveau de référence de la mortalité naturelle
S1	Modèle M1 excluant l'indice du relevé de pêche sentinelle
S4	Modèle M4 excluant les remises à l'eau de poissons munis d'étiquettes-disques (de 1954 à 1991)
S5	Modèle M5 excluant les données du relevé sur les juvéniles
S8	Modèle M8 excluant les données du relevé sur les juvéniles
S9	Modèle M9 excluant les données du relevé sur les juvéniles

Cadre de la morue franche

Les formulations du modèle

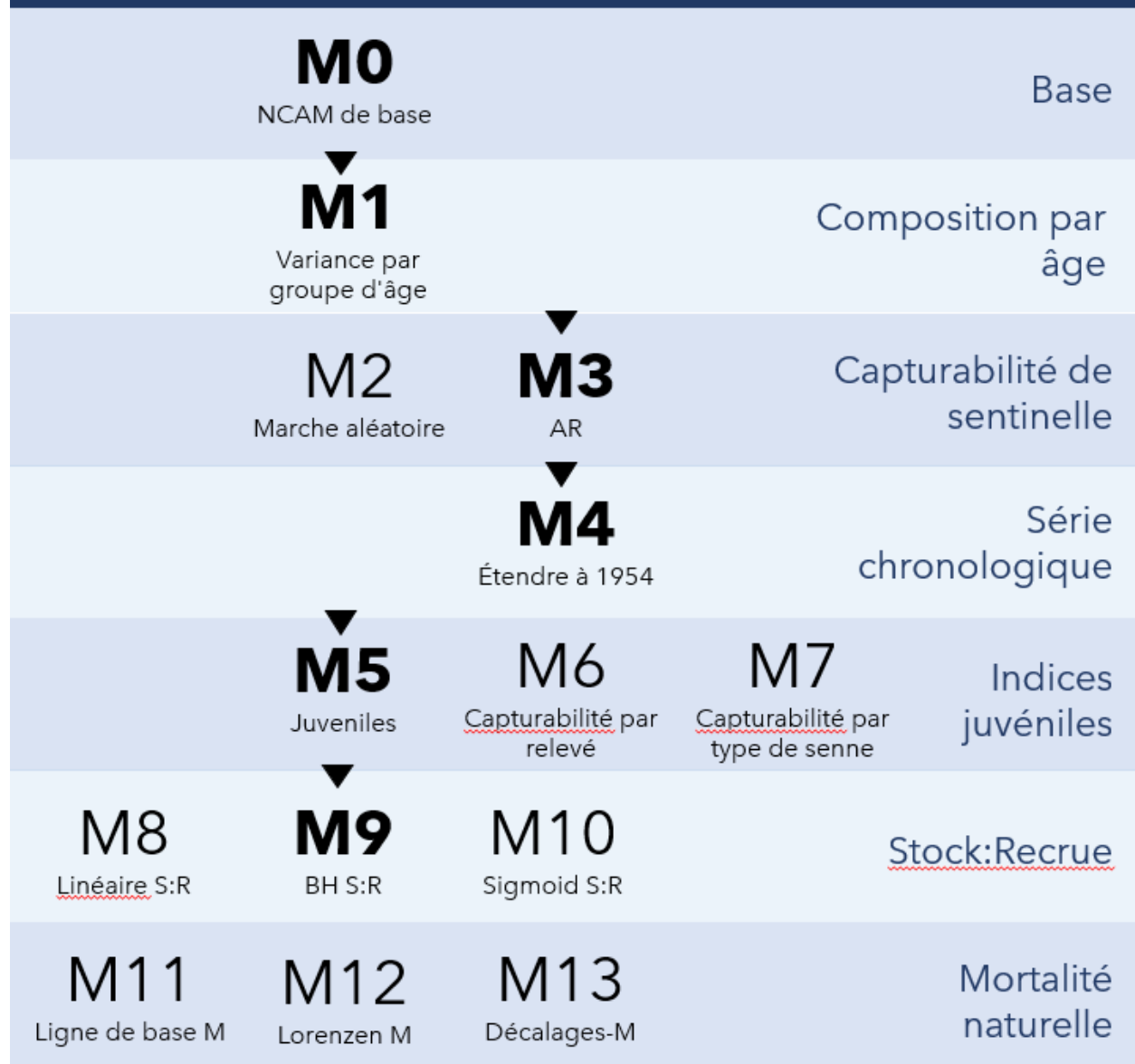


Figure 2.1 : Représentation des changements progressifs proposés.

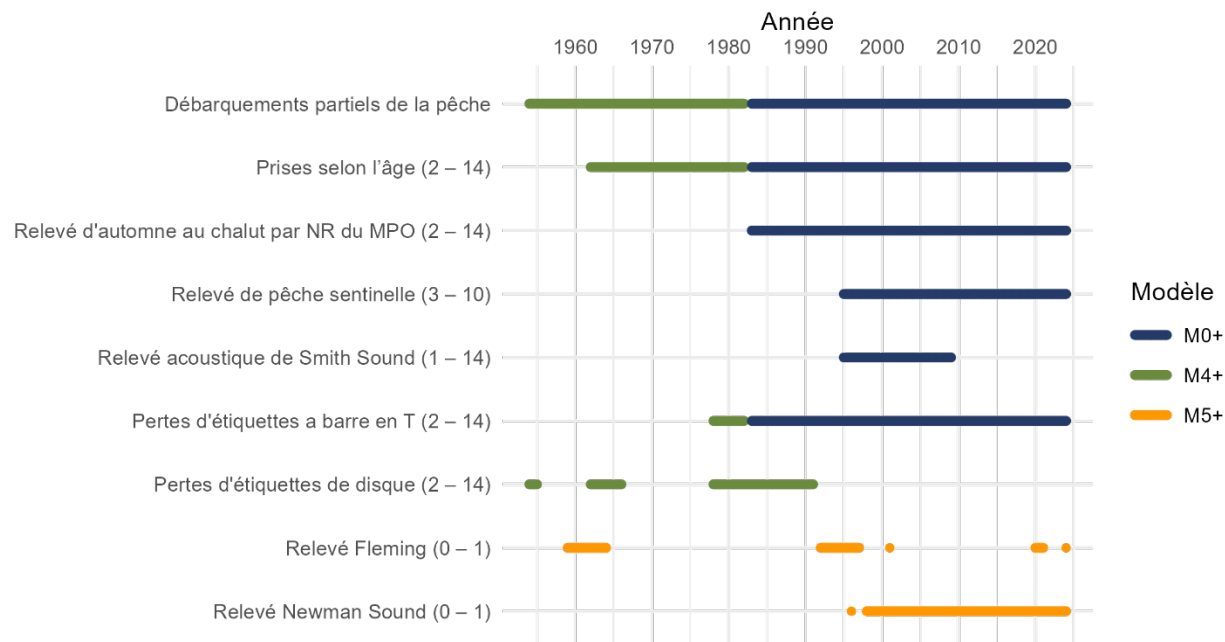


Figure 2.2 : Années de chaque série de données intégrée dans le MEMN (**M0** à **M3**) et le MEMN étendu (**M4** à **M13**). Les âges associés à chaque source de données sont indiqués entre parenthèses.

Tableau 2.2 : Paramètres, notation et définitions du modèle.

Symbole	Description
$N_{a\ y}$	Abondance l'année y et à l'âge a
$r_1\ r_2$	Recrutement initial pour la première année de la série chronologique et les processus de marche aléatoire de 1992
$\alpha\ \beta\ \gamma$	Paramètres des relations stock-recrutement
σ_r	Écart-type du processus de recrutement
$Z_{a\ y}\ F_{a\ y},\ M_{a\ y}$	Taux de mortalité totale, de mortalité par pêche et de mortalité naturelle l'année y et à l'âge a
$m_{a\ y}$	Taux de mortalité naturelle de référence
$\delta_{a\ y}$	Écarts de processus dans la mortalité naturelle
σ_δ	Écart-type des écarts du processus de mortalité naturelle
$\varphi_\delta\ \text{âge}$	Autocorrélation des écarts du processus de mortalité naturelle entre les âges
$\varphi_\delta\ \text{année}$	Autocorrélation des écarts du processus de mortalité naturelle entre les années
$\varphi_F\ \text{âge}$	Autocorrélation de la mortalité par pêche entre les âges
$\varphi_F\ \text{année}$	Autocorrélation de la mortalité par pêche entre les années
$C_{a\ y}$	Prises prévues l'année y et à l'âge a
$S_y\ U_y$	Limites inférieures et supérieures pour les limites tronquées autour des prises déclarées

Symbole	Description
σ_C	Écart-type pour les limites tronquées
$P_{a\ y}$	Proportions de chaque âge dans la prise (composition des prises selon l'âge)
$X_{oa\ y}$	Valeurs du logit du rapport de continuité de la composition des prises selon l'âge
σ_{Pa}	Écart-type pour la log-vraisemblance de la composition selon l'âge
$I_{s\ a\ y}$	Estimations de l'abondance fondées sur l'âge pour chaque relevé
$\sigma_{s\ I}$	Écart-type du relevé
$q_{s\ a\ y}$	Paramètres de capturabilité pour les relevés
$\hat{B}_{S\ y}$	Estimation de la biomasse tirée du relevé dans le détroit de Smith
$J_{s\ a\ y}$	Échantillons d'âge observés dans le relevé dans le détroit de Smith
$D_{a\ y}$	Partie du stock présente dans le détroit de Smith
$C_{x\ a\ y}$	Prises prévues de poissons marqués dans chaque expérience x
s_x	Taux de survie immédiatement après le marquage chez les poissons marqués
$F_{x\ a\ y} \ U_X$	Variations aléatoires de la mortalité par pêche chez les poissons marqués
$R_{x\ a\ y}$	Nombre d'étiquettes déclarées
$\lambda_x \ \lambda_y$	Paramètres du taux de déclaration pour les données de marquage avant et après 1997
$k_1 \ k_2$	Paramètre de surdispersion pour les données de marquage avant et après 1997
$b_1 \ b_2$	Paramètres de Kirkwood pour le modèle de perte d'étiquettes

2.1. APERÇU DU MEMN DU SCÉNARIO DE RÉFÉRENCE

2.1.1. Équations des processus

Comme la plupart des modèles d'évaluation structurés selon l'âge, le MEMN utilise une équation de cohorte pour estimer l'abondance, $N_{a\ y}$, une année donnée, y , et à l'âge, a , en reprenant l'abondance de l'année précédente et en incorporant un taux de survie exprimé par le taux de mortalité totale, Z .

$$N_{a\ y} = N_{a-1\ y-1} \cdot \exp(-Z_{a-1\ y-1}) \quad (2, 1)$$

Depuis la dernière évaluation de la morue du Nord (MPO 2022a), le modèle comprend les âges, $a = 2 \dots 14$, et les années, $y = 1983 \dots 2020$. Les abondances initiales, $N_{1983\ a}$, des âges $a = 3 \dots 14$, sont librement estimées, et les recrues, $N_{y\ 2}$, sont modélisées à l'aide de deux marches aléatoires :

$$\log(N_{2y}) = \begin{cases} r_1 + \varepsilon_y & \text{si } y = 1983 \\ \log(N_{2y-1}) + \varepsilon_y & \text{si } y > 1983 \\ r_2 + \varepsilon_y & \text{si } y = 1992 \\ \log(N_{2y-1}) + \varepsilon_y & \text{si } y > 1992 \end{cases} \quad \text{où } \varepsilon_y \sim N(0, \sigma_r) \quad (2,2)$$

Deux paramètres du recrutement (r_1 et r_2) ont été choisis pour refléter les changements importants dans la taille du stock avant et après 1992 (p. ex. Lilly 2008).

Le taux de mortalité totale, Z , combine la mortalité par pêche, F , et la mortalité naturelle, M ,

$$Z_{a,y} = P_{a,y} + M_{a,y} \quad (2,3)$$

et les deux composantes sont estimées à l'aide d'effets aléatoires. Plus précisément, M est modélisée sous forme de variables aléatoires autocorrélées,

$$\log(M_{a,y}) = \log(m_{a,y}) + \delta_{a,y} \quad (2,4)$$

où les niveaux de référence de la mortalité naturelle, m , ont été fixés à des valeurs comprises entre 0,36 et 0,43, selon l'âge, de 1983 à 1990 et de 1995 à aujourd'hui et avec un pic important avec des valeurs supérieures à 2,0 pour la plupart des âges de 1991 à 1994 (tableau 2.3). Cette hypothèse de référence de M , appelée décalage de M , a été mise en œuvre pour réduire la variance de l'erreur de processus autour de la valeur de référence de M et, par conséquent, réduire l'incertitude entourant les projections du stock (Bratley *et al.* 2018). On suppose que les erreurs dans le processus de mortalité naturelle $\delta_{a,y}$, suivent un processus stationnaire avec autocorrélation entre les âges et les années :

$$\begin{aligned} \text{Cov}(\delta_{a,y}, \delta_{a-j,y-k}) &= \frac{\sigma_\delta^2 \varphi_\delta^j \text{âge} \varphi_\delta^k \text{année}}{(1 - \varphi_\delta^2 \text{âge})(1 - \varphi_\delta^2 \text{année})} \\ \text{Corr}(\delta_{a,y}, \delta_{a-j,y-k}) &= \varphi_\delta^j \text{âge} \varphi_\delta^k \text{année}, \end{aligned} \quad (2,5)$$

Cette autocorrélation a été introduite, car M devrait être davantage semblable pour les poissons d'âge proche et au fil du temps. Le niveau de corrélation entre les âges et les années est contrôlé par $\varphi_\delta \text{âge}$ et $\varphi_\delta \text{année}$, respectivement, et l'échelle des écarts interannuels est contrôlée par σ_δ .

Tableau 2.3 : Niveaux de référence de la mortalité naturelle présumés dans les formulations « décalage de M » du MEMN.

Âge	<1991	1991–1994	>1994
2	0,43	1,0225	0,43
3	0,38	1,1550	0,38
4	0,38	1,2275	0,38
5	0,40	1,8375	0,40
6	0,38	2,1500	0,38
7	0,42	2,5350	0,42

Âge	<1991	1991–1994	>1994
8+	0,36	2,0475	0,36

F est également modélisée avec un processus autorégressif, avec

$$\text{Cov}[\log(F_{a,y}) \log(F_{a-j,y-k})] = \frac{\sigma_F^2 \varphi_F^j \text{âge} \varphi_F^k \text{année}}{(1 - \varphi_F^2 \text{âge})(1 - \varphi_F^2 \text{année})}, \quad (2,6)$$

La corrélation dans l'année de F , $\varphi_F \text{âge}$, a été estimée pour les âges 5 à 12 du stock, mais elle a été fixée à zéro pour les âges <5, car les morues plus jeunes ($\lesssim 1$ kg) ne sont pas ciblées par la pêche. Enfin, les prises, $C_{a,y}$, sont modélisées à l'aide de l'équation des prises de Baranov :

$$C_{a,y} = N_{a,y} \cdot (1 - \exp(-Z_{a,y})) \cdot \frac{P_{a,y}}{Z_{a,y}}, \quad (2,7)$$

2.1.2. Équations d'observation

2.1.2.1. Prises

En raison des préoccupations concernant l'exactitude des débarquements déclarés (tableau A1), nous avons appliqué une approche de limites tronquées pour contraindre les prises prévues par le modèle dans une fourchette prédéfinie. Cette fourchette a été guidée par le jugement d'experts sur l'ampleur des débarquements non déclarés tout au long de l'historique de la pêche. La log-vraisemblance tronquée pour les séries chronologiques des prises observées est calculée à l'aide de la fonction de densité cumulative normale $\Phi_N()$,

$$l(\{C_{oy}\}|\theta) = \sum_{y=1}^Y \log \left\{ \Phi_N \left[\frac{\log(U_y/C_y)}{\sigma_C} \right] - \Phi_N \left[\frac{\log(L_y/C_y)}{\sigma_C} \right] \right\} \quad (2,8)$$

où C_y représente le total des prises prévues, qui est calculé en additionnant l'équation (2.7) pour les âges, C_{oy} est les prises observées, L_y est la limite inférieure des prises et U_y est la limite supérieure des prises. Le paramètre σ_C ne peut pas être estimé et, par conséquent, on le fixe à une petite valeur de 0,075 pour s'assurer que $C_y \in (L_y, U_y)$ le plus souvent (c.-à-d. qu'une pénalité importante est appliquée lorsque les valeurs prévues se situent à l'extérieur des limites des prises). Les limites ont été définies comme suit :

1. une période précédant le moratoire (de 1983 à 1991) où la limite supérieure des prises était fixée à 1,5 fois les débarquements déclarés;
2. le début de la période après le moratoire (de 1992 à 2005) où la limite supérieure était fixée à 2,0;
3. une période récente (de 2006 à aujourd'hui) où la limite supérieure pouvait varier si des renseignements sur la pêche récréative étaient disponibles (Bratney *et al.* 2018). La limite inférieure pour toutes les périodes était fixée à 1,1.

En plus de suivre les débarquements des pêches commerciales, le MPO effectue également un échantillonnage approfondi des débarquements des pêches. Ces données servent à établir les nombres de prises selon l'âge (tableau A2), qui fournissent des renseignements utiles sur les cohortes qui traversent la pêche. Les nombres de prises selon l'âge observés, $C_{oa,y}$, et prévus, $C_{a,y}$ sont convertis en proportions selon l'âge (p. ex. $P_{a,y} = C_{a,y}/C_y$) qui sont converties en

valeurs du logit du rapport de continuité, $X_{oa\ y}$ et $X_{a\ y}$. La log-vraisemblance de la composition selon l'âge des prises est la suivante :

$$l(\{X_{oa\ y}\}|\theta) = \sum_{a=1}^{A-1} \sum_{y=1}^Y \log \left[\varphi_N \left(\frac{X_{oa\ y} - X_{a\ y}}{\sigma_{Pa}} \right) \right] \quad (2, 9)$$

où φ_N est la fonction de distribution de probabilité (PDF) pour une variable aléatoire $N(0,1)$ et σ_{Pa} est un paramètre estimé avec l'ajustement ad hoc suivant :

$$\sigma_{Pa} = \begin{cases} 3\sigma_P & a \leq 2 \\ \sigma_P & 3 \leq a \leq 7 \\ 2\sigma_P & a \geq 8 \end{cases} \quad (2, 10)$$

2.1.2.2. Relevés

L'utilisation combinée des données sur les débarquements et des données des relevés indépendants des pêches renseigne sur l'échelle de la population. Les relevés alimentent également les tendances dans Z . Les estimations de l'abondance fondées sur l'âge, $I_{s\ a\ y}$, pour chaque relevé s sont présumées avoir une distribution log-normale,

$$E(I_{s\ a\ y}) = q_{s\ a\ y} N_{a\ y} \exp(-t_{s\ y} Z_{a\ y}) \quad (2, 11)$$

où le terme $\exp(-t_{s\ y} Z_{a\ y})$ ajuste l'abondance du début de l'année, $N_{a\ y}$, aux niveaux prévus au moment du relevé et les paramètres de la capturabilité, $q_{s\ a\ y}$, ajustent l'abondance du stock à l'échelle du relevé. Le terme de vraisemblance pour les indices des relevés est le suivant :

$$l(\{I_{s\ a\ y}\}|\theta) = \sum_a \sum_y \log \left(\varphi_N \left\{ \frac{\log(I_{s\ a\ y}) - E[\log(I_{s\ a\ y})]}{\sigma_{s\ I}} \right\} \right) \quad (2, 12)$$

où $\sigma_{s\ I}$ est l'écart-type du relevé, qui est estimé par le modèle.

Le principal indice de relevé utilisé pour évaluer la morue du Nord provient du relevé extracôtier d'automne par navire de recherche effectué par le MPO dans les divisions 2J3KL (tableaux A3 à A6). L'indice du taux de prise de la pêche côtière au filet maillant fourni par le programme de pêche sentinelle est également utilisé (tableau A7). On a supposé que la capturabilité, $q_{s\ a\ y}$, du relevé par navire de recherche était constante au fil du temps et pour les âges 6 et +. On a présumé un décalage de la capturabilité pour le relevé côtier de pêche sentinelle en estimant les effets de l'année qui suivent une marche aléatoire,

$$\log(q_{s\ a\ y}) = \log(q_{s\ a}) + \log(q_{s\ y}), \quad (2, 13)$$

Il a été mis en œuvre pour tenir compte de la possibilité que la portion du stock disponible pour le relevé côtier ait changé au fil du temps.

La partie du stock disponible pour le relevé extracôtier d'automne par navire de recherche a probablement également changé dans le temps. En effet, à la suite de l'effondrement de la morue, on a observé un regroupement hivernal relativement important de morues dans le détroit de Smith, dans la baie Trinity, sur la côte nord-est de Terre-Neuve (Rose *et al.* 2011). La taille de ce regroupement a été évaluée à l'aide d'un relevé acoustique en 1995 et le regroupement et le relevé ont persisté jusqu'en 2009 (tableau A8). L'estimation de la biomasse, $\hat{B}_{s\ y}$, tirée de ce relevé, a été utilisée pour estimer la taille de la composante du détroit de Smith,

$$\log(\hat{B}_{s\ y}) \sim N \left\{ \log \left[\sum_{a=1}^A q_{s\ a} N_{s\ a\ y} \exp(-t_{s\ y} Z_{a\ y}) w_{a\ y} \right], \hat{\sigma}_{s\ y}^2 \right\} \quad (2, 14)$$

où q_{Sa} sont les paramètres de capturabilité pour le relevé acoustique ($\max_a q_{Sa} = 1$), w_{ay} est la masse corporelle du stock selon l'âge et $\hat{\sigma}_{Sy}^2$ est le coefficient de variation (CV) estimé de l'indice de la biomasse. La composition selon l'âge de la composante du détroit de Smith a été alimentée par les échantillons au chalut prélevés durant le relevé acoustique (tableau A9). Les échantillons d'âge, $J_{S ay}$, ont été modélisés selon la distribution binomiale négative,

$$J_{S ay} \sim BN\{q_{Sy}q_{Sa}N_{S ay} \ k\} \quad (2,15)$$

où q_{Sy} est le taux d'échantillonnage entièrement sélectionné l'année y . La partie du stock présente dans le détroit de Smith, $D_{ay} = N_{S ay}/N_{ay}$, a ensuite été modélisée à l'aide d'un processus autorégressif d'âge et d'année [AR(1)] pour le logit de D (même structure que celle utilisée pour les erreurs de processus M ; équation 2.5), et a servi pour imposer un ajustement dépendant de l'année de la partie du stock disponible pour le relevé par navire de recherche,

$$E(I_{RV ay}) = \begin{cases} q_a N_{ay} \exp(-tZ_{ay}) & y \neq 1995 \dots 2009 \\ q_a (1 - D_{ay}) N_{ay} \exp(-tZ_{ay}) & y = 1995 \dots 2009 \end{cases} \quad (2,16)$$

2.1.2.3. Marquage

Les données d'un vaste programme de marquage (tableau A10) ont été intégrées dans le MEMN. Ces données fournissent des renseignements utiles sur les taux de mortalité estimés dans le modèle. Premièrement, la longueur des poissons marqués est convertie en âge à l'aide d'un modèle de croissance de von Bertalanffy (Cadigan et Konrad 2016). La taille de la population marquée dans chaque expérience x peut être modélisée comme suit :

$$N_{x a+1 y+1} = \begin{cases} s_{xy} N_{0 x ay} \exp(-F_{x ay} - M_{ay} - \tau_{xy}) & \text{si } y = y_x \\ N_{x ay} \exp(-F_{ay} - M_{ay} - \tau_{xy}) & \text{si } y > y_x \end{cases} \quad (2,17)$$

où $N_{0 x ay}$ est le nombre de morues marquées et remises à l'eau dans une expérience donnée, $P_{x ay}$ est le taux de mortalité par pêche chez les poissons marqués dans chaque expérience, M_{ay} est le taux de mortalité naturelle pour l'ensemble du stock (équation 2.3), s_x représente la portion des morues marquées qui a survécu au processus de capture et de marquage et τ_{xy} est le taux de perte d'étiquettes qui dépend du temps passé en liberté par un poisson marqué. La perte d'étiquettes est modélisée à l'aide d'un modèle de Kirkwood où le temps passé en liberté par un poisson, Δt , influence la probabilité que le poisson conserve son étiquette. Plus précisément :

$$\tau_{xy}(\Delta t) = \left(\frac{b_1}{b_1 + b_2 \Delta t} \right)^{b_1} \quad (2,18)$$

qui impose une fonction décroissante monotone de Δt . Les paramètres b de Kirkwood ($b_1 = 0,07386$ et $b_2 = 0,04433$) tirés de Cadigan et Bratney (2006) et les estimations de la survie à court terme au marquage ($s_x = 97\%$ entre novembre et juin et $s_x = 78\%$ entre juillet et octobre) tirés de Bratney et Cadigan (2004) ont été utilisés.

Les taux de M_{ay} ont été supposés identiques pour tous les poissons dans toutes les expériences, mais les taux de $P_{x ay}$ pouvaient être aléatoires d'une expérience à l'autre au cours de la première année de l'expérience. C'est-à-dire :

$$P_{x ay} = p_x F_{ay} \exp(U_x) \quad \text{si } y = y_x \quad (2,19)$$

où F_{ay} est le taux de mortalité par pêche pour l'ensemble du stock (équation 2.3), p_x représente un ajustement pour l'exposition partielle à la pêche, qui est estimé à l'aide des statistiques

mensuelles de débarquement, et $U_x \sim N(0, \sigma_{fx}^2)$ ajoute des variations aléatoires autour de F_{ay} . Ces variations aléatoires ont été mises en œuvre pour tenir compte du mélange incomplet des morues marquées et remises à l'eau à des endroits d'expérience distincts (p. ex. la baie Trinity dans la division 3L) avec le reste du stock des divisions 2J3KL. On suppose qu'après un an, les poissons marqués dans chaque expérience se sont suffisamment mélangés au reste du stock.

Les prises de poissons marqués, C_{xay} , sont ensuite prédites à l'aide de l'équation des prises de Baranov,

$$C_{xay} = N_{xay} \left(1 - \exp(-Z_{xay} - \tau_{xy}) \right) \frac{P_{xay}}{Z_{xay} + \tau_{xy}} \quad (2, 20)$$

où Z_{xay} est le taux de mortalité totale ($Z_{xay} = P_{xay} + M_{ay}$). Enfin, le nombre d'étiquettes déclarées est modélisé à l'aide d'une distribution binomiale négative,

$$R_{xay} \sim \begin{cases} BN\{\lambda_x C_{xay}, k_1\} & \text{si } y < 1997 \\ BN\{\lambda_y C_{xay}, k_2\} & \text{si } y \geq 1997 \end{cases} \quad (2, 21)$$

où λ_x est un paramètre fourre-tout pour les taux variables de déclaration d'étiquettes, la mortalité initiale supplémentaire due au marquage et la perte supplémentaire d'étiquettes pour chaque expérience (soit θ dans Myers *et al.* 1996), et λ_y sont des taux annuels de déclaration alimentés par le modèle décrit dans Konrad *et al.* (2016). La distinction dans le traitement des données de marquage découle des modifications apportées au programme de marquage, en particulier l'introduction d'étiquettes à récompense élevée et faible en 1997. On pouvait ensuite estimer les taux de déclaration des étiquettes à faible récompense en supposant un taux de retour de 100 % pour les étiquettes à récompense élevée. Il convient également de noter que des paramètres de surdispersion distincts, k_1 et k_2 , ont été estimés pour les périodes de marquage avant et après 1997.

2.2. ESTIMATION ET SÉLECTION DU MODÈLE

Le MEMN du scénario de référence et tous les modèles subséquents présentés dans ce document ont été ajustés à l'aide de la même approche d'estimation. Les paramètres à effets fixes, indiqués par le symbole θ , ont été estimés à l'aide de l'estimation du maximum de vraisemblance (EMV) fondée sur la vraisemblance marginale ($L(\theta)$). Cette approche consiste à « intégrer » les effets aléatoires, représentés par Ψ . Si S désigne les données, la probabilité marginale est exprimée comme suit :

$$L(\theta) = \iiint_{\Psi} f_{\theta}(S|\Psi) g_{\theta}(\Psi) d\Psi, \quad (2, 22)$$

Ici, $f_{\theta}(S|\Psi)$ représente la fonction de densité de probabilité conjointe des données, et $g_{\theta}(\Psi)$ la fonction de densité de probabilité conjointe pour les effets aléatoires. On utilise le progiciel Template Model Builder (TMB; Kristensen *et al.* 2016) dans R (R Core Team 2021) pour la mise en œuvre du modèle. Les estimations du maximum de vraisemblance pour θ sont dérivés en maximisant $L(\theta)$. L'intégrale de grande dimension représentée par l'équation (2.22) est évaluée numériquement dans TMB à l'aide de l'approximation de Laplace. TMB applique également la différentiation automatique pour calculer la fonction de gradient de l'équation (2.22). La fonction de gradient est générée automatiquement à partir de $f_{\theta}(S|\Psi)$ et de $g_{\theta}(\Psi)$, améliorant l'estimation des paramètres à l'aide de méthodes d'optimisation fondées sur les dérivées. On utilise la fonction `nlm` dans R pour trouver l'estimation du maximum de vraisemblance pour θ .

La sélection du modèle progressif a été guidée par les diagnostics du modèle, les critères d'information et le jugement d'experts (nous demandons si une formulation de modèle précise est défendable statistiquement et écologiquement). Plus précisément, nous utilisons le critère d'information d'Akaike marginal, $CIA = -2\log(L(\theta)) + 2k$, où k représente le nombre de paramètres fixes (Akaike 1974). Le critère d'information d'Akaike marginal est connu pour son mauvais comportement dans les modèles de type état-espace (Grevén et Kneib 2010), et est donc traité comme un indicateur grossier de l'ajustement du modèle. On utilise les résidus de Pearson pour évaluer l'ajustement du modèle, bien qu'ils soient également connus pour leur mauvais comportement dans les modèles de type état-espace. Les critères d'information et les diagnostics ont été utilisés comme principaux guides pour les changements progressifs; cependant, le réalisme biologique a été pris en compte en parallèle. On a utilisé le critère d'information d'Akaike marginal et les résidus de Pearson, car de meilleurs paramètres étaient techniquement impossibles à résoudre au moment de l'élaboration du MEMN. On devrait s'efforcer à l'avenir d'envisager d'utiliser le critère d'information d'Akaike marginal et des résidus à un pas d'avance, si possible.

2.3. CHANGEMENTS PROGRESSIFS

2.3.1. Composition des prises

Une autre approche possible pour les ajustements ponctuels de la variance des données sur la composition des prises (voir l'équation 2.10) consiste à estimer σ_{pa} en blocs d'âge au lieu d'appliquer des multiplicateurs fixes. Ce changement permettra encore des différences de variabilité des données sur la composition entre les groupes d'âge, mais il ne limitera pas l'échelle des différences. Pour une comparaison avec l'approche du MEMN du scénario de référence, nous présentons les résultats d'une version du MEMN où on estime σ_{pa} pour les âges ≤ 2 , 3 à 4 et ≥ 5 . Ce modèle est étiqueté **M1** et le MEMN du scénario de référence est étiqueté **M0**. Le modèle **M1** a produit une légère amélioration des diagnostics et du critère d'information d'Akaike (voir la section Résultats et discussion); cette modification a donc été retenue dans les modèles subséquents.

2.3.2. Conflits entre les relevés

Il a été difficile d'interpréter les tendances de l'indice dérivé de la pêche sentinelle, d'autant plus qu'il suggère une trajectoire très différente pour le stock par rapport au relevé par navire de recherche (Cadigan 2016a). Afin d'améliorer l'ajustement de l'indice dérivé de la pêche sentinelle et d'éviter les conflits avec le relevé par navire de recherche, une marche aléatoire sur la capturabilité a été mise en œuvre (équation 2.13; Cadigan 2016a). On a alors obtenu des diagnostics raisonnables en 2016; cependant, des tendances contradictoires ont commencé à émerger dans l'évaluation du stock de morue du Nord en 2019 (MPO 2019a). Étant donné que le modèle peut tenir compte des variations de capturabilité au fil des ans, les conflits semblent découler de tendances divergentes dans la composition selon l'âge de l'indice dérivé de la pêche sentinelle. On ignore actuellement la ou les causes précises des tendances divergentes.

Il serait préférable d'utiliser des équations paramétriques pour expliquer les tendances divergentes, mais l'extension de la formulation de la marche aléatoire offre une solution potentielle aux schémas contradictoires. La capturabilité peut varier entre les années et les âges selon la formule suivante :

$$\log(q_{s\ a\ y}) = \log(q_{s\ a}) + \Delta_{s\ a\ y}, \quad (2,23)$$

ce qui devrait offrir une souplesse suffisante pour refléter les tendances divergentes. Ici, on suppose que $\Delta_{s\ a\ y}$ suit un processus autorégressif comme celui utilisé pour modéliser M

(équation 2.4). Deux formulations sont présentées pour les comparaisons avec l'approche de marche aléatoire temporelle par défaut, qui a été utilisée dans le modèle **M1** : 1) une marche aléatoire 2D où les paramètres de la corrélation φ_q âge et φ_q année sont fixés à 1 (**M2**), et 2) un processus autorégressif 2D où les deux paramètres de la corrélation sont estimés (**M3**). Enfin, pour comparer les diagnostics et évaluer l'influence de l'indice dérivé de la pêche sentinelle sur les estimations du modèle, un modèle excluant les données de la pêche sentinelle est également présenté (**S1**).

Les diagnostics du modèle et les valeurs du critère d'information d'Akaike ont été améliorés avec les modèles **M2** et **M3** (voir la section Résultats et discussion). L'approche plus flexible, **M3**, a été utilisée dans les modèles subséquents.

2.3.3. Extension des séries chronologiques

Le MEMN intègre la plupart des données disponibles du programme de marquage et toutes les données du programme moderne (depuis 1997) de marquage par des étiquettes en T, mais des milliers de remises à l'eau effectuées dans près de 100 expériences de marquage ne sont pas incluses, en grande partie parce que le MEMN a été construit pour commencer en 1983, au début du relevé automnal par navire de recherche dans les divisions 2J3KL; cependant, le programme de marquage remonte à 1954 (figure 2.2). Les débarquements ont également été reconstitués jusqu'en 1508 (Schijns *et al.* 2021) et des estimations des prises à l'âge sont disponibles à partir de 1962 (Bratley *et al.* 2018). Nous avons donc étendu le modèle jusqu'en 1954 pour exploiter ces données. Les versions du modèle qui remontent à 1954 sont généralement appelées MEMN étendu. La version du scénario de référence est étiquetée **M4** et suit la structure de base du MEMN, en particulier le modèle **M3**, avec les modifications décrites ci-après.

2.3.3.1. Données supplémentaires sur les prises

Nous avons utilisé les estimations des débarquements présentées dans Schijns *et al.* (2021) pour la période de 1954 à 1958; les autres étaient les valeurs déclarées dans la dernière évaluation du stock de morue du Nord (MPO 2022a; tableau A1). De même, nous avons repris les estimations des prises selon l'âge jusqu'en 1962 présentées dans la dernière évaluation (tableau A2).

Les limites de prises totales utilisées pour tronquer les débarquements dans le MEMN étaient fondées sur l'opinion d'experts sollicitée lors de l'évaluation de 2016 de la morue du Nord. Lors de cette réunion, les limites de prises constantes décrites initialement dans Cadigan (2016a) ont été modifiées pour inclure trois périodes :

1. une période précédant le moratoire (de 1983 à 1991), où la limite supérieure des prises était fixée à 1,5 fois les débarquements déclarés;
2. le début de la période après le moratoire (de 1992 à 2005), où la limite supérieure était fixée à 2,0; et
3. une période récente (de 2006 à aujourd'hui), où la limite supérieure pouvait varier si des renseignements sur la pêche récréative étaient disponibles (Bratley *et al.* 2018).

La limite inférieure pour toutes les périodes était fixée à 1,1. Pour le MEMN étendu, nous avons maintenu la limite inférieure de 1,1 et étendu la limite supérieure de 1,5 pour la période précédant le moratoire jusqu'en 1978. L'échelle des débarquements avant 1977 est plus incertaine, car les prises n'étaient peut-être relativement pas limitées avant l'établissement de la limite de 200 milles. Par ailleurs, il y avait peut-être peu de motivation pour sous-déclarer les débarquements au cours de cette période, et les débarquements déclarés pourraient être

relativement exacts. Compte tenu du large éventail de possibilités, y compris la forte pression de la pêche étrangère sur le stock durant cette période, nous avons choisi de relever la limite supérieure à 2,0 entre 1954 et 1977.

2.3.3.2. Données de marquage supplémentaires

La seule différence dans les données fournies au MEMN et au MEMN étendu entre 1983 et 2020 est l'ajout de données fondées sur le programme d'étiquettes-disques. Les étiquettes-disques étaient le principal type d'étiquette utilisé dans le programme de marquage entre 1962 et 1966 et ont continué d'être largement utilisées entre 1978 et 1991, après quoi elles ont été progressivement éliminées et ont été supplantées par les étiquettes en T (tableau A10; Taggart *et al.* 1995). Le déploiement et la récupération des étiquettes-disques constituent donc une source importante d'information pendant cette première période. Les données tirées des étiquettes-disques, cependant, nécessitent un ensemble différent d'hypothèses sur la perte d'étiquettes. Les taux de perte d'étiquettes pour les étiquettes en T reposent sur les estimations des paramètres du modèle de Kirkwood présentées dans Cadigan et Bratley (2006), des estimations dérivées d'expériences de double marquage. Il est peu probable que la forme de la courbe de perte des étiquettes en T soit la même pour les étiquettes-disques et, comme aucune expérience de double marquage n'a été menée pour celles-ci, nous avons utilisé les estimations plus grossières de la perte d'étiquettes données dans Barrowman et Myers (1996). Plus précisément, nous avons supposé un taux instantané de perte d'étiquettes-disques de 0,1 et 0,02 pour la première année et les années suivantes passées en liberté, respectivement. Les hypothèses précédentes sur la mortalité directement attribuée au marquage (s_{xy} dans l'équation 2.17 était fixé à 97 % en hiver et à 78 % en été; Bratley et Cadigan 2004) ont été conservées pour les données sur les étiquettes-disques, et les mêmes corrections pour le mélange incomplet et l'exposition partielle à la pêche et à d'autres sources de mortalité ont été appliquées (équation 2.19). Comme pour toutes les expériences antérieures à 1997, les effets additifs du taux de déclaration des étiquettes, de la mortalité initiale supplémentaire due au marquage et de la perte supplémentaire d'étiquettes à court terme ont été estimés à l'aide de paramètres fixes propres à l'expérience (équation 2.21).

Pour pouvoir utiliser les données de marquage dans un modèle d'évaluation fondé sur l'âge comme le MEMN, il faut convertir en âge les données fondées sur la longueur enregistrées pour chaque poisson marqué lors de la remise à l'eau. Un modèle de croissance de von Bertalanffy de la série chronologique des cohortes pour la morue du Nord a été construit à cette fin (Cadigan et Konrad 2016); cependant, ce modèle repose sur les données du relevé par navire de recherche effectué par le MPO dans les divisions 2J3KL, qui ne remonte qu'à 1983. Des paramètres de croissance propres à la cohorte ont été utilisés pour générer des estimations rétrospectives de la longueur moyenne selon l'âge. Les estimations rétrospectives de ce modèle tendent à passer de moyennes alimentées par la croissance de chaque cohorte à des moyennes fondées sur les taux de croissance globaux (c.-à-d. vers des longueurs moyennes selon l'âge invariables dans le temps). Nous avons rempli la matrice des longueurs moyennes selon l'âge qui est utilisée pour attribuer l'âge aux poissons marqués entre 1954 et 1982 à l'aide de ces estimations rétrospectives.

Étant donné qu'un grand nombre d'hypothèses étaient nécessaires pour utiliser les données des étiquettes-disques, nous avons décidé d'évaluer la sensibilité du modèle à ces données. Nous avons donc exclu les données des étiquettes-disques du modèle **M4** afin d'évaluer si elles fournissaient des renseignements utiles depuis 1954 (test de sensibilité **S4**).

2.3.3.3. Poids selon l'âge

Les poids selon l'âge de début d'année et de milieu d'année utilisés dans le MEMN reposent sur un modèle de croissance de von Bertalanffy fondé sur les cohortes pour la morue du Nord,

qui utilise les données du relevé par navire de recherche effectué par le MPO dans les divisions 2J3KL (Cadigan 2016b). Dans le MEMN, ces estimations servent à estimer la biomasse du stock reproducteur (BSR) au début de l'année et les débarquements de la pêche à l'aide des poids selon l'âge en milieu d'année. Comme le modèle fondé sur la longueur utilisé pour le traitement des données de marquage (voir la section précédente), les estimations rétrospectives de ce modèle ont été utilisées pour estimer les poids selon l'âge de début et de milieu d'année pour la période précédant le relevé par navire de recherche dans les divisions 2J3KL (de 1954 à 1982; tableaux A4, A5). Encore une fois, les estimations convergent ultimement vers des poids moyens selon l'âge invariables dans le temps. Bien que ces estimations ne soient pas idéales, elles devraient suffire pour une reconstitution grossière de la biomasse jusqu'en 1954.

2.3.3.4. Abondance initiale

Le manque de données sur les prises selon l'âge entre 1954 et 1961 a compliqué l'estimation de l'abondance initiale, $N_{1954, a}$, des âges $a = 3 \dots 14$. Plutôt que d'estimer librement les abondances initiales, nous avons appliqué une décroissance exponentielle telle que les abondances pour les âges $a = 3 \dots 14$ sont remplies à l'aide des estimations des recrues, $N_{2, 1954}$, la première année, ainsi que des estimations de Z . L'abondance initiale pour les âges restants est calculée comme suit :

$$N_{a, 1954} = N_{a-1, 1954} \cdot \exp(-Z_{a-1, 1954}), \quad (2, 24)$$

Cette modification a permis d'éviter les problèmes de convergence et d'obtenir des résultats plus stables. Le compromis est que cette approche est moins souple et potentiellement moins réaliste que l'estimation libre de l'abondance initiale. Dans le MEMN du scénario de référence, les erreurs de processus sur M (équation 2.4) ont été forcées à zéro pendant la première année afin d'éviter de les confondre avec les estimations de l'abondance initiale. Comme nous appliquons une approche moins flexible, nous avons assoupli cette contrainte et, plutôt que de forcer les erreurs de processus à zéro, nous les couplons de manière à ce que $\delta_{a, 1954} = \delta_{a, 1955}$. Ce changement apporte un peu plus de souplesse tout en évitant les problèmes d'estimation.

2.3.3.5. Mortalité naturelle

La version acceptée du MEMN dans l'évaluation de 2016 comprenait une hypothèse de référence M qui imposait un pic important de M entre 1991 et 1994 (étiqueté « décalage de M »; Brattey *et al.* 2018). Ce pic a contribué à réduire la variance de l'erreur de processus par rapport à la valeur de référence de M et, ainsi, l'incertitude entourant les projections du stock. Les valeurs de référence de M dépassent 2,0 pour la plupart des âges de 1991 à 1994 et sont en moyenne d'environ 0,4 de 1983 à 1990 et depuis 1995 (tableau 2.3). Pour le MEMN étendu, les valeurs de référence de M 1962 à 1982 ont été fixées aux mêmes valeurs que celles utilisées entre 1983 et 1990. Cependant, il est possible que les niveaux de M avant l'effondrement aient été inférieurs aux niveaux d'après l'effondrement. Différentes hypothèses pour M ont donc été envisagées et sont décrites dans la section Mortalité naturelle de référence.

2.3.4. Indices dérivés des relevés sur les juvéniles

Il existe deux relevés à long terme conçus pour surveiller l'abondance des morues juvéniles :

1. le relevé dans le détroit de Fleming (voir plus de détails dans Lewis *et al.* 2022) et
2. le relevé dans le détroit de Newman (voir plus de détails dans Gregory *et al.* 2019; tableau A11).

Le relevé dans le détroit de Fleming a été effectué le long de la côte nord-est de Terre-Neuve de 1959 à 1964, de 1992 à 1997 et en 2020 (figure 2.2). Les méthodes de relevé sont demeurées uniformes au fil du temps, échantillonnant la même saison (octobre à septembre) et les mêmes sites à l'aide d'une senne de plage. Il convient toutefois de noter que le matériel de la senne est passé du coton au nylon en 1992. Bien que la série chronologique soit fragmentée, les méthodes uniformes permettent de comparer directement les taux de prise des morues des âges 0 à 2. Le relevé dans le détroit de Newman utilise des méthodes similaires à celles du relevé dans le détroit de Fleming, sauf qu'il est limité au détroit de Newman, dans la baie de Bonavista. La zone est cependant échantillonnée plus intensément; l'échantillonnage est effectué de juillet à novembre et un indice a été produit pour presque chaque année depuis 1995 (figure 2.2).

Les deux indices sont potentiellement utiles pour dégager les tendances du recrutement dans le modèle. Le relevé dans le détroit de Fleming offre une perspective historique de l'abondance relative des recrues, tandis que celui dans le détroit de Newman fournit des tendances plus récentes. En effet, ce dernier semble être un indicateur prometteur de la force des classes d'âge (Lunzmann-Cooke *et al.* 2021). Pour utiliser cette information, il a fallu étendre davantage le MEMN étendu (modèle **M4**) pour inclure les âges 0 et 1. Comme pour l'extension de la série chronologique, des hypothèses supplémentaires ont été nécessaires.

Même si les taux de M devraient être significativement plus élevés pour les morues plus petites des âges 0 et 1 que pour les plus grandes composantes du stock (Lorenzen 2022), dans un souci de simplicité, nous utilisons d'abord les niveaux de référence de M pour l'âge 2 dans le tableau 2.3 pour les âges 0 et 1. Différentes hypothèses pour M sont décrites dans la section Mortalité naturelle de référence. Les poids selon l'âge sont également nettement plus faibles et, comme pour les estimations rétrospectives pour l'extension de la série chronologique, les poids pour les âges 0 et 1 sont extrapolés à l'aide du modèle de croissance de von Bertalanffy décrit dans Cadigan (2016b). Enfin, on suppose que F et les prises selon l'âge pour les âges 0 et 1 sont nulles.

Une fois les processus et les intrants biologiques réglés, la prochaine étape consiste à relier les indices dérivés des relevés sur les juvéniles aux estimations modélisées de l'abondance. Pour ce faire, nous avons suivi l'équation 2.11, en supposant que les indices ont une distribution log-normale et que la capturabilité, q_a , est invariable dans le temps et la même pour les deux relevés (modèle **M5**). Nous utilisons également une matrice de conception, X , pour évaluer les différences potentielles de capturabilité entre les relevés dans le détroit de Fleming et le détroit de Newman, ainsi que le type de senne (coton ou nylon). C'est-à-dire que $q_i = \Delta_q X_i$, où Δ_q représente les estimations des paramètres associées à la covariable principale, à l'âge et aux covariables du type de relevé ou de senne. Le modèle **M6** estime la différence de capturabilité du relevé dans le détroit de Fleming par rapport au relevé dans le détroit de Newman, et le modèle **M7** estime la différence de capturabilité entre les sennes en coton et en nylon. La différence de capturabilité des âges 0 et 1 est maintenue constante dans les deux modèles, car il n'a pas été possible d'estimer un effet interactif. Les valeurs du critère d'information d'Akaike indiquent que la capturabilité invariable dans le temps et le relevé est la plus parcimonieuse; nous avons donc conservé la formulation **M5** dans les modèles subséquents.

2.3.5. Relations stock-recrutement (S-R)

Dans le MEMN du scénario de référence, le recrutement et toutes les variations mentionnées précédemment (modèles **M1** à **M7**) supposent tous que le recrutement suit une marche aléatoire avec un point de rupture en 1992 (équation 2.2). Bien qu'il s'agisse d'une approche souple qui reflète le changement spectaculaire du recrutement après l'effondrement, elle a tendance à réduire les estimations récentes du recrutement vers la moyenne d'après

l'effondrement, r_2 (Cadigan 2016a). Une relation stock-recrutement limiterait ce problème, mais la réduction importante et rapide de la biomasse du stock reproducteur au début des années 1990 laisse un vide dans la dispersion stock-recrutement aux valeurs intermédiaires de la biomasse du stock reproducteur et, de ce fait, l'ajustement des courbes relierait invariablement deux nuages de points (MPO 2019b). Les versions antérieures du MEMN étendu indiquaient que cet espace pourrait être comblé par des estimations de la biomasse du stock reproducteur et du recrutement à partir des années 1970. Nous tentons donc de prédire à l'interne le recrutement comme une fonction de la biomasse du stock reproducteur.

Une hypothèse simple pour la relation stock-recrutement consiste à supposer que le nombre de recrues augmente linéairement en fonction de la biomasse du stock reproducteur,

$$N_{0y} = \beta S_y \quad (2, 25)$$

où β représente le nombre moyen invariable dans le temps de recrues par unité de biomasse du stock reproducteur et S_y est la somme des nombres selon l'âge N_{ay} , des poids selon l'âge w_{ay} et de la maturité selon l'âge p_{ay} . Le modèle utilisant cette relation est étiqueté **M8**. Des analyses antérieures indiquent que la relation stock-recrutement suit cette forme (Rose et Rowe 2022). Il s'agit cependant d'une relation stock-recrutement atypique, car on suppose couramment, selon les premiers principes, que les effets dépendants de la densité imposeront une relation asymptotique avec la biomasse du stock reproducteur. Il est néanmoins possible que l'expansion biogéographique du stock avec la taille du stock aide à amortir les effets dépendants de la densité et, de ce fait, nous n'avons pas encore observé l'asymptote (Rose et Rowe 2022).

Sinon, il est possible que les analyses précédentes n'aient pas permis de trouver des preuves de dépendance à la densité, car les relations stock-recrutement ont été estimées à l'extérieur du modèle. Cette pratique souffre probablement d'estimations incohérentes en raison d'hypothèses contradictoires entre la façon dont le recrutement est estimé et la façon dont il est modélisé à l'externe (Punt 2023). En conséquence, afin de ne pas écarter la dépendance à la densité, nous mettons en œuvre une équation de Beverton-Holt (Beverton et Holt 1957), où

$$N_{0y} = \frac{\alpha S_y}{1 + \beta S_y}, \quad (2, 26)$$

Dans cette équation, α tient compte de la fraction qui survit au stade de pré-recrue dans la mortalité indépendante de la densité et β reflète la mortalité, indépendante de la densité et dépendante de la densité. La version du MEMN étendu supposant une relation de Beverton-Holt est étiquetée **M9**.

Une critique courante de la relation de Beverton-Holt est qu'elle suppose une compensation. Cette hypothèse peut mener à des avis moins prudents en cas d'anticompensation, car le stock serait beaucoup moins résistant aux perturbations que prévu. Pour vérifier les preuves de l'anticompensation, nous mettons en œuvre la relation de Beverton-Holt sigmoïde décrite dans Myers *et al.* (1995), qui ajoute un paramètre γ pour contrôler l'anticompensation dans la courbe du recrutement :

$$N_{0y} = \frac{\alpha S_y^\gamma}{1 + \beta S_y^\gamma}, \quad (2, 27)$$

Plus précisément, si γ est égal à 1, il n'y a pas d'anticompensation, tandis que les estimations de γ supérieures à 1 indiquent une dynamique anticompensatoire (Myers *et al.* 1995). En présence d'anticompensation, cette relation peut permettre de déterminer une zone à effet d'Allee (Perälä *et al.* 2022) et, ainsi, guider l'établissement d'un point de référence limite (PRL),

puisque'il représente la quantification formelle d'un point en dessous duquel le recrutement est dégradé. Le modèle qui suppose une relation de Beverton-Holt sigmoïde est étiqueté **M10**.

Les relations de Beverton-Holt et de Beverton-Holt sigmoïde fournissent des preuves de la dépendance à la densité. Pour vérifier que le soutien de la courbe de Beverton-Holt n'est pas principalement déterminé par les données du relevé sur les juvéniles, nous avons également effectué deux tests de sensibilité où le MEMN étendu était ajusté sans les données du relevé sur les juvéniles, mais avec des relations stock-recrutement linéaires (modèle) et de Beverton-Holt (modèle). À titre de comparaison, une version du modèle **M5** a également été exécutée en excluant les données tirées du relevé sur les juvéniles (modèle **S5**). Dans l'ensemble, la relation de Beverton-Holt semble être l'option la plus défendable (voir plus de détails dans la section Résultats et discussion). Nous poursuivons donc l'utilisation de l'équation de Beverton-Holt dans les modèles subséquents.

2.3.5.1. Points de référence par recrue

L'utilisation de relations stock-recrutement permet de calculer des points de référence par recrue (p. ex. Albertsen et Trijoulet 2020). Les points de référence par recrue peuvent servir d'autre valeur de substitution du PRL actuel pour ce stock, qui a été défini comme la moyenne de la biomasse du stock reproducteur depuis les années 1980, car c'est la dernière fois qu'un bon recrutement a été observé (MPO 2019b). Les calculs par recrue permettent en particulier d'estimer le rendement maximal durable (RMD), F_{RMD} et B_{RMD} . La valeur de substitution couramment utilisée $40\%B_{RMD}$ d'un PRL (DFO 2009) peut donc être prise en compte. De même, $80\%B_{RMD}$ peut servir de valeur de substitution pour le point de référence supérieur du stock (PRS) pour le stock, qui n'est pas défini actuellement.

Nous suivons les méthodes décrites dans Albertsen *et al.* (2020) pour calculer à l'interne les points de référence par recrue. En bref, la méthode commence par projeter la taille d'une cohorte de poissons, à partir d'une seule recrue ($N_0 = 1$), en appliquant la mortalité par pêche entièrement sélectionnée ($\tilde{F}$), la sélectivité moyenne dans la pêche ($\bar{s}_a$) et la mortalité naturelle moyenne ($\bar{M}_a$) :

$$N_a = N_{a-1} \exp(-\tilde{F}\bar{s}_a + \bar{M}_a), \quad (2, 28)$$

La biomasse reproductrice par recrue (BRR) est ensuite calculée par la formule

$$S_R(\tilde{F}) = \sum_a N_a \bar{w}_a^{(s)} \bar{p}_a \quad (2, 29)$$

où $\bar{w}_a^{(s)}$ et $\bar{p}_a$ sont les pondérations moyennes du stock et les maturités selon l'âge, respectivement. De même, le rendement par recrue (RPR) est calculé par la formule

$$Y_R(\tilde{F}) = \sum_a N_a \bar{w}_a^{(c)} \frac{\tilde{F}\bar{s}_a}{\tilde{F}\bar{s}_a + \bar{M}_a} \left(1 - \exp(-\tilde{F}\bar{s}_a - \bar{M}_a)\right) \quad (2, 30)$$

où $\bar{w}_a^{(c)}$ sont les poids moyens des prises selon l'âge. Enfin, la biomasse reproductrice à l'équilibre (S_e), le recrutement (R_e) et le rendement peuvent être obtenus en résolvant ces équations :

$$S_e(\tilde{F}) = S_R(\tilde{F}) \cdot R(S_e(\tilde{F})) \quad (2, 31)$$

$$R_e(\tilde{F}) = R(S_e(\tilde{F})) = \frac{S_e(\tilde{F})}{S_R(\tilde{F})} \quad \text{et} \quad (2, 32)$$

$$Y_e(\tilde{F}) = Y_R(\tilde{F}) \cdot R_e(\tilde{F}) = \frac{Y_R(\tilde{F}) \cdot S_e(\tilde{F})}{S_R(\tilde{F})}, \quad (2, 33)$$

On applique alors une routine d'optimisation pour résoudre la valeur de F à laquelle le rendement à l'équilibre est maximisé (F_{RMD}), dont les niveaux correspondants de la biomasse du stock reproducteur sont dérivés (B_{RMD}). Nous avons utilisé une méthode de Newton-Raphson pour déterminer le rendement optimal pour les modèles ajustant une relation stock-recrutement de Beverton-Holt (**M9+**). Voir une description plus détaillée des calculs des points de référence par recrue dans Albertsen *et al.* (2020).

Il convient cependant de noter que cette méthode nécessite de calculer la moyenne de paramètres tels que $\bar{s}_a$ et $\bar{M}_a$. Ces processus changent au fil du temps et, par conséquent, les rendements optimaux ne seront pas invariables dans le temps, comme on le suppose généralement. La Politique sur l'approche de précaution du MPO indique que « en général, il faut utiliser une série chronologique la plus longue possible pour établir les points de référence d'un stock » (DFO 2009). En d'autres termes, les moyennes doivent être fondées sur l'ensemble de la série chronologique; cependant, il peut être difficile de calculer la moyenne entre les processus temporels non stationnaires. Les lignes directrices du MPO sur la rédaction des plans de rétablissement conformément aux dispositions relatives aux stocks de poissons sont plus précises en ce qui concerne le RMD, le définissant comme « la prise maximale moyenne annuelle (ou rendement) qui peut être prélevée sur un stock pendant une période indéterminée dans les conditions environnementales existantes » (MPO 2022b).

Malheureusement, ces lignes directrices ne définissent pas les conditions environnementales existantes. Nous avons donc appliqué une approche flexible qui permet d'ajuster les années utilisées pour calculer les moyennes. Nous utilisons des moyennes géométriques pour réduire l'influence des valeurs relativement extrêmes.

2.3.6. Mortalité naturelle de référence

La mortalité naturelle est un paramètre de population critique, mais notoirement difficile à estimer. Bien que tous les modèles MEMN et MEMN étendu mentionnés précédemment estiment des taux de mortalité naturelle variables dans le temps ($M_{a,y}$), les niveaux de référence sont présumés. C'est-à-dire que les valeurs de $m_{a,y}$ dans l'équation 2.4 sont fournies (tableau 2.3). Ces valeurs de « décalage de M » ont été construites à partir des estimations de $M_{a,y}$ dans une version précédente du MEMN qui appliquait des valeurs invariables dans le temps pour m_a . L'idée principale était d'introduire un pic important de M entre 1991 et 1994 pour tenir compte de l'effondrement à l'aide du processus de référence et, ce faisant, de réduire le niveau de variance de l'erreur de processus requis pour que les erreurs de processus ($\delta_{a,y}$) intègrent ce pic (Bratney *et al.* 2018). Cette action était justifiée par le fait que la période de 1991 à 1994 était associée à un effondrement du stock de morue et de l'ensemble de la communauté des poissons démersaux. Une incertitude entoure également la partie de ce pic qui peut être attribuée aux débarquements non déclarés de la pêche. Quelle que soit la cause, les valeurs de décalage de M supposent effectivement que le pic était un événement isolé et que la variance qui y est associée ne doit pas être incluse dans les projections du modèle.

Dans le présent document, nous revoyons l'estimation des taux de référence de M . Plutôt que de fournir des valeurs fixes, nous tentons d'estimer $m_{a,y}$ selon trois approches : 1) m constante (modèle **M11**), 2) m_a allométrique (modèle **M12**) et 3) blocs m_y (modèle **M13**). Tenter d'estimer m et δ constitue une autre étape vers les pratiques exemplaires actuelles, qui déconseillent l'utilisation de taux prédéterminés de M (Punt 2023).

L'option constante peut être considérée comme une hypothèse NULL simple selon laquelle le processus M est supposé stationnaire, où les erreurs de processus ($\delta_{a,y}$) font varier les estimations de $M_{a,y}$ au-dessus et au-dessous d'une moyenne à long terme (m) avec une corrélation avec le temps et l'âge :

$$\log(M_{a,y}) = \log(m) + \delta_{a,y}, \quad (2,34)$$

Dans l'approche allométrique, nous visons à appliquer le concept généralisé selon lequel la mortalité diminue à mesure que la longueur du corps augmente, un schéma que l'on croit applicable à diverses étapes du cycle biologique d'un poisson, en particulier des juvéniles (Lorenzen 2022). Nous étendons l'équation 2.34 pour inclure un modèle standard pour la mise à l'échelle allométrique par longueur l :

$$\log(M_{a,y}) = \log(m_{a,y}) + \delta_{a,y} \text{ où } m_{a,y} = m_r \left(\frac{l_{a,y}}{l_r} \right)^b, \quad (2,35)$$

Dans cette équation, b est l'exposant allométrique, m_r est le taux de mortalité moyen à la longueur de référence l_r et $l_{a,y}$ est la longueur moyenne selon l'âge. La longueur moyenne selon l'âge a été produite à l'aide du modèle de croissance de von Bertalanffy utilisé pour convertir en âge les longueurs des morues marquées (Cadigan et Konrad 2016), à la différence près que les estimations sont établies au niveau du stock, comme les poids moyens selon l'âge (Cadigan 2016b), plutôt que par division et par trimestre. La longueur de référence a été fixée à la longueur moyenne maximale selon l'âge, qui était de 99 cm.

Enfin, l'option des blocs m_y est analogue au décalage de M , et elle est donc appelée décalage de M 2, à la différence près que des niveaux de référence distincts de M sont estimés pour les périodes précédant l'effondrement (<1991), de l'effondrement (de 1991 à 1994) et d'après l'effondrement (>1994) :

$$\log(M_{a,y}) = \log(m_y) + \delta_{a,y} \text{ où } m_y = \begin{cases} m_1 & \text{si } y < 1991 \\ m_2 & \text{si } 1991 \leq y \leq 1994 \\ m_3 & \text{si } y > 1994, \end{cases} \quad (2,36)$$

Comme la formulation originale du décalage de M , ce modèle tente de refléter les variations importantes des niveaux de référence de M afin de réduire l'ampleur des valeurs δ requises pour expliquer les variations. Ces points de rupture sont guidés par les estimations rétrospectives, car des variations de la productivité ont été notées dans des analyses antérieures de ce stock (p. ex. Lilly 2008, Bratley *et al.* 2018) et de la communauté des poissons démersaux en général (p. ex. Pedersen *et al.* 2017, Dempsey *et al.* 2018).

3. RÉSULTATS ET DISCUSSION

3.1. OBSERVATIONS GÉNÉRALES

Dans le cadre de nos efforts visant à améliorer et à étendre le MEMN (Cadigan 2015, 2016a), nous avons découvert que, malgré plusieurs changements apportés aux données sous-jacentes et à la structure du modèle, les estimations obtenues de paramètres clés comme la biomasse du stock reproducteur (BSR) sont très cohérentes entre les variations du modèle (figure 3.1). On peut en déduire que le modèle est principalement fondé sur des données plutôt que sur des hypothèses. Cela dit, nous avons réussi à apporter des améliorations progressives qui améliorent généralement l'ajustement du modèle aux données, et nos efforts pour inclure plus de données ont affiné notre compréhension des tendances de la productivité du stock. L'utilisation combinée des données de marquage antérieures, d'une série plus longue de

débarquements déclarés et de données tirées des relevés sur les juvéniles a permis de quantifier pour la première fois l'incertitude entourant les taux vitaux, la taille du stock et les niveaux de recrutement depuis 1954 à l'aide de méthodes modernes. En ce qui concerne le recrutement, son échelle révèle une certaine sensibilité aux choix des modèles, les estimations plus anciennes étant les plus touchées. La valeur aberrante la plus notable en ce qui concerne le recrutement est le modèle **M8**, qui suppose une relation stock-recrutement linéaire (figure 3.1). Des différences dans les taux de M ont été imposées par le modèle allométrique **M12**; cependant, ces effets sont en grande partie limités aux âges <5 et n'apparaissent donc pas sur la figure 3.1. Nous examinerons ces résultats en détail plus loin.

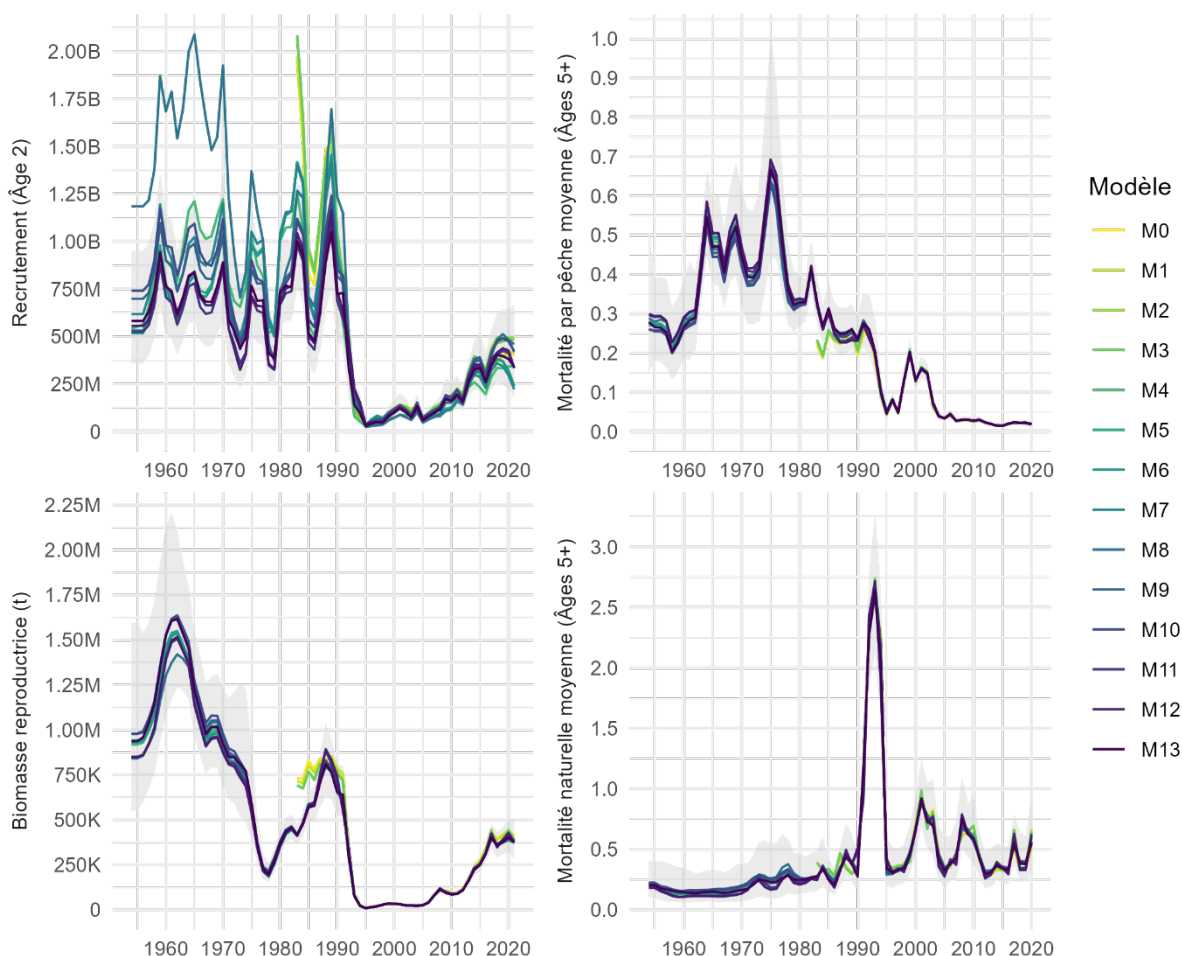


Figure 3.1 : Tendances du recrutement jusqu'à l'âge 2, de la biomasse du stock reproducteur, de la mortalité par pêche et de la mortalité naturelle dans tous les modèles MEMN et MEMN étendu. La zone ombrée représente l'intervalle de confiance à 95 % du modèle **M13** (MEMN étendu comprenant les juvéniles, la relation stock-recrutement de Beverton-Holt et les variations des niveaux de référence de la mortalité naturelle).

3.2. COMPOSITION DES PRISES

Le remplacement des ajustements ponctuels de la variance des données sur la composition des prises utilisées dans le MEMN du scénario de référence **M0** a produit des changements relativement subtils dans les diagnostics de la composition des prises (figure 3.2). Bien que les résidus normalisés aient affiché peu de différence, une baisse des valeurs du critère

d'information d'Akaike dénote une amélioration du rendement du modèle, qui peut découler de la réduction de la variation du processus F (tableau 3.1). Ce changement apporté à l'estimation de la variance des données sur la composition des prises a été conservé dans les modèles subséquents, car il est moins ponctuel et plus axé sur les données.

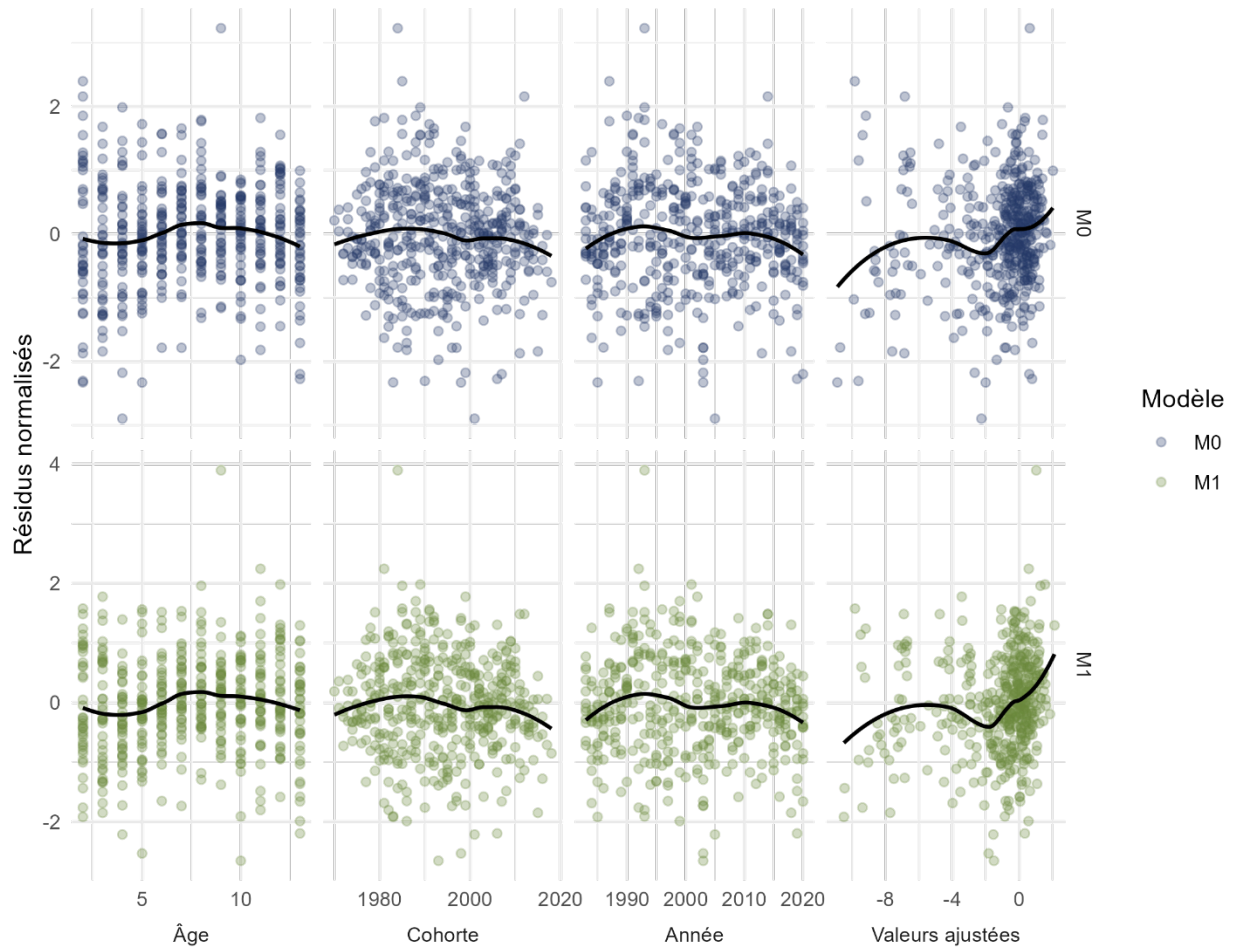


Figure 3.2 : Résidus normalisés des logits du rapport de continuité de la composition des prises selon l'âge, la cohorte, l'année et la valeur ajustée pour les modèles **M0** (MEMN du scénario de référence) et **M1** (estimations du paramètre de variance de la composition des prises séparément pour les groupes d'âge ≤ 2 , 3 à 4 et ≥ 5 comme solution de rechange aux multiplicateurs fixes). Les lignes noires sont des courbes de Loess.

Tableau 3.1 : Comparaison du nombre de paramètres, k , de la log-vraisemblance, $\ln(L)$, du critère d'information d'Akaike, CIA , et des estimations de certains paramètres pour les modèles **M0** (MEMN du scénario de référence) et **M1** (estimations du paramètre de variance de la composition des prises séparément pour les groupes d'âge ≤ 2 , 3 à 4 et ≥ 5 comme solution de rechange aux multiplicateurs fixes).

Modèle	k	$\ln(L)$	CIA	ΔCIA			
M1	147	10 182,31	20 658,62	0,000			
M0	145	10 195,96	20 681,92	23,301			
Quantité					Symbole	M0	M1
Erreur de composition selon l'âge					σ_p	0,231	N.D.
Erreur de composition selon l'âge (âge 2)					σ_{Pa}	N.D.	1,047
Erreur de composition selon l'âge (âges 3 et 4)					-	N.D.	0,627
Erreur de composition selon l'âge (âges 5 à 14)					-	N.D.	0,282
Erreur d'observation du relevé par navire de recherche					σ_{NR}	0,416	0,419
Erreur d'observation du relevé de pêche sentinelle					σ_{SEN}	0,590	0,587
Erreur de marche aléatoire q dans le relevé de pêche sentinelle					$\sigma_{SEN_{MA}}$	0,270	0,268
Corrélation avec l'âge dans les erreurs de processus					$\varphi_{\delta \text{ âge}}$	0,802	0,786
Corrélation avec l'année dans les erreurs de processus					$\varphi_{\delta \text{ année}}$	0,577	0,583
Variance de l'erreur de processus					σ_{δ}	0,227	0,228
Corrélation avec l'âge dans F					$\varphi_F \text{ âge}$	0,865	0,875
Corrélation avec l'année dans F					$\varphi_F \text{ année}$	0,996	0,996
Paramètre de variance de F					σ_F	0,284	0,278
Recrutement moyen (avant 1992; en milliards)					r_1	1,926	1,943
Recrutement moyen (après 1992; en milliards)					r_2	0,092	0,096
Variance du log-recrutement					σ_r	0,355	0,322
Variance des écarts de F dus au marquage (avant 1997)					σ_{fx1}	0,750	0,755
Variance des écarts de F dus au marquage (après 1997)					σ_{fx2}	1,065	1,059
Paramètre de surdispersion de la BN pour les expériences de marquage antérieures à 1997					κ_1	59,565	62,264
Paramètre de surdispersion de la BN pour les expériences de marquage postérieures à 1997					κ_2	7,974	8,076

3.3. CONFLITS ENTRE LES RELEVÉS

Les schémas contradictoires dans les indices récents dérivés des relevés par navire de recherche et des relevés de pêche sentinelle ont contribué aux faibles schémas résiduels, qui sont particulièrement perceptibles dans les résidus du relevé de pêche sentinelle par rapport au graphique des cohortes du modèle **M1** (figure 3.3). Ces schémas sont résolus lorsqu'on applique une marche aléatoire ou un processus autorégressif pour la capturabilité sur les années et les âges (modèles **M2** et **M3**; figure 3.3). Cette souplesse supplémentaire est renforcée par les réductions des valeurs du critère d'information d'Akaike pour les modèles **M2** et **M3** (tableau 3.2). Bien que cela ait résolu les tendances contradictoires, la cause sous-jacente des différences demeure inconnue. Les tendances contradictoires peuvent être liées au déplacement de portions de certains groupes d'âge ou de taille résidant au large

pendant l'été et l'automne, et donc inaccessibles au relevé côtier de pêche sentinelle. Elles peuvent également être liées à des variations des âges capturés dans les filets maillants utilisés dans le relevé de pêche sentinelle en raison des variations des longueurs selon l'âge du stock.

Les modèles de capturabilité plus flexibles pour l'indice dérivé de la pêche sentinelle (modèles **M2** et **M3**) résolvent les mauvais schémas résiduels dans le relevé par navire de recherche, qui sont également résolus si l'indice dérivé de la pêche sentinelle est retiré du modèle (test **S1**; figure 3.4). Tous ces modèles, y compris le test de sensibilité où l'indice dérivé de la pêche sentinelle est retiré, ont très peu d'effet sur les estimations de la taille du stock ou des taux vitaux (figure 3.5). Il semble donc que l'élimination de l'indice dérivé de la pêche sentinelle du modèle, ou sa conservation si l'on utilise une structure de capturabilité plus souple, soient des options viables. Nous avons choisi de conserver la série des indices dérivés de la pêche sentinelle ici et, compte tenu de ses diagnostics comparables et de son score relativement faible du critère d'information d'Akaike, nous utilisons la structure du modèle **M3** dans tous les modèles subséquents.

Bien que nous ayons conservé l'indice dans les analyses suivantes, il est tout de même important de tenir compte des avantages et des inconvénients de ces données. Du côté positif, notre analyse suggère que l'incidence de l'indice dérivé de la pêche sentinelle sur l'évaluation globale est relativement minime, ce qui indique que son inclusion ou son exclusion pourrait ne pas avoir d'influence significative sur les estimations clés. Cependant, son utilité pour améliorer notre compréhension de la dynamique de la morue demeure incertaine (MPO 2022a). De plus, le manque de clarté concernant les facteurs influençant la série des indices dérivés de la pêche sentinelle présente un défi pour structurer les paramètres de capturabilité. Le retrait de la série des indices dérivés de la pêche sentinelle laisserait toutefois une lacune spatiale dans la surveillance de ce stock, car la zone côtière n'est pas couverte par le relevé par navire de recherche. D'autres recherches sont donc nécessaires pour mieux comprendre comment ces données sont liées à l'ensemble du stock.

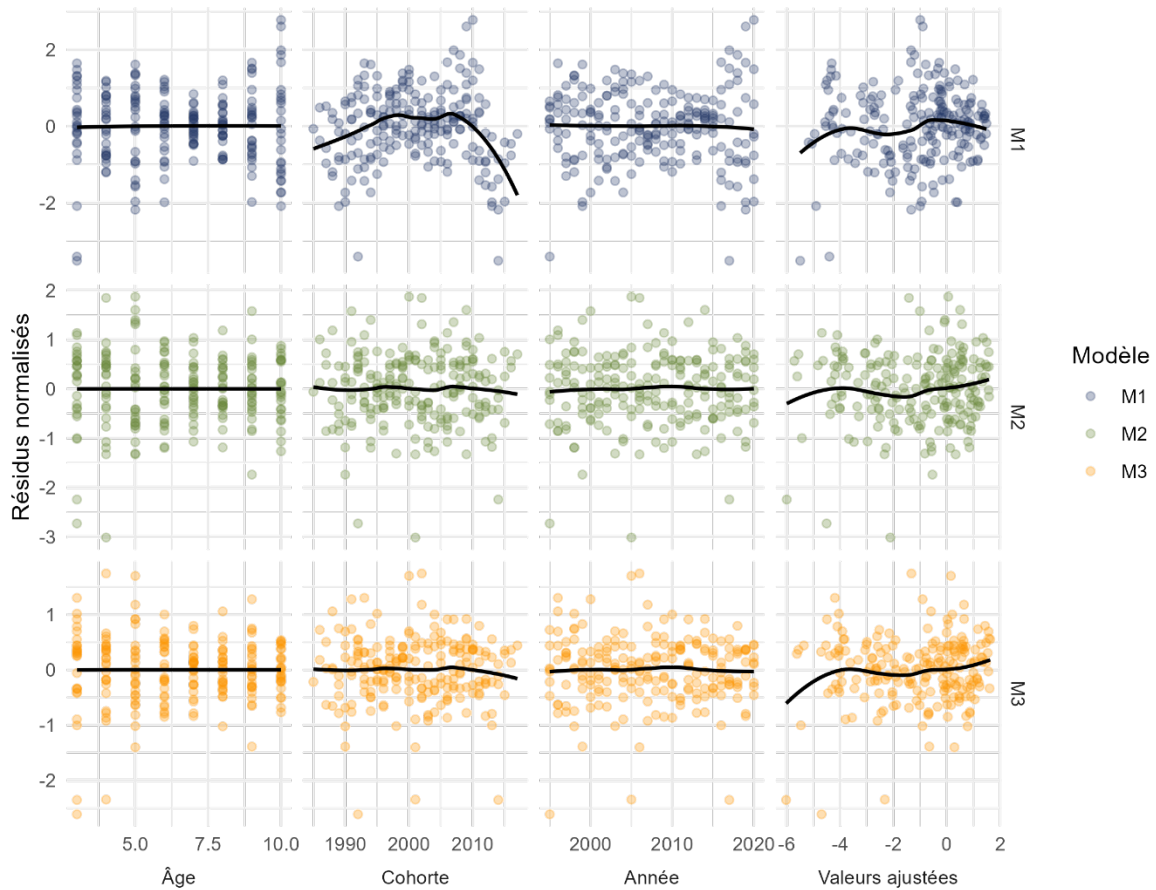


Figure 3.3 : Résidus normalisés de l'indice tiré du relevé de pêche sentinelle selon l'âge, la cohorte, l'année et la valeur ajustée pour le modèle **M1** (estime le paramètre de variance de la composition des prises séparément pour les groupes d'âge ≤ 2 , 3 à 4 et ≥ 5 comme solution de rechange aux multiplicateurs fixes), **M2** (processus de marche aléatoire pour la capturabilité du relevé de pêche sentinelle entre les années et les âges) et **M3** (processus autorégressif pour la capturabilité du relevé de pêche sentinelle entre les années et les âges). Les lignes noires sont des courbes de Loess.

Tableau 3.2 : Comparaison du nombre de paramètres, k , de la log-vraisemblance, $\ln(L)$, du critère d'information d'Akaike, CIA , pour les modèles **M1**, **M2** et **M3** et estimations de certains paramètres par les modèles **M1** (estimations du paramètre de variance de la composition des prises séparément pour les groupes d'âge ≤ 2 , 3-4 et ≥ 5 comme solution de rechange aux multiplicateurs fixes), **M2** (processus de marche aléatoire pour la capturabilité du relevé de pêche sentinelle entre les années et les âges), **M3** (processus autorégressif pour la capturabilité du relevé de pêche sentinelle entre les années et les âges) et **S1** (modèle **M1** excluant l'indice dérivé du relevé de pêche sentinelle). Le test de sensibilité **S1** a été exclu du tableau du critère d'information d'Akaike, car il n'utilise pas les mêmes données.

Modèle	k	$\ln(L)$	CIA	ΔCIA						
M3	150	10 052,64	20 405,28	0,000						
M2	148	10 083,27	20 462,54	57,267						
M1	147	10 182,31	20 658,62	253,343						
Quantité	Symbole	M1	M2	M3	S1					
Erreur d'observation du relevé de pêche sentinelle	σ_{SEN}	0,587	N.D.	N.D.	N.D.					
Erreur de marche aléatoire q dans le relevé de pêche sentinelle	$\sigma_{SEN_{MA}}$	0,268	N.D.	N.D.	N.D.					
Corrélation avec l'âge dans la valeur q du relevé de pêche sentinelle	$\varphi_{SEN_q \text{ âge}}$	N.D.	N.D.	0,867	N.D.					
Corrélation avec l'année dans la valeur q du relevé de pêche sentinelle	$\varphi_{SEN_q \text{ année}}$	N.D.	N.D.	0,886	N.D.					
Erreur d'observation du relevé de pêche sentinelle (âge 3)	σ_{SEN_a}	N.D.	0,694	0,652	N.D.					
Erreur d'observation du relevé de pêche sentinelle (âges 4 à 14)	-	N.D.	0,163	0,121	N.D.					
Paramètres de variance de q du relevé de pêche sentinelle	σ_{SEN_q}	N.D.	6,133	0,835	N.D.					
Erreur d'observation du relevé par navire de recherche	σ_{NR}	0,419	0,394	0,390	0,390					
Erreur de composition selon l'âge (âge 2)	σ_{P_a}	1,047	1,046	1,043	1,053					
Erreur de composition selon l'âge (âges 3 et 4)	-	0,627	0,607	0,612	0,643					
Erreur de composition selon l'âge (âges 5 à 14)	-	0,282	0,275	0,277	0,285					
Corrélation avec l'âge dans les erreurs de processus	$\varphi_{\delta \text{ âge}}$	0,786	0,789	0,783	0,826					
Corrélation avec l'année dans les erreurs de processus	$\varphi_{\delta \text{ année}}$	0,583	0,413	0,392	0,546					
Variance de l'erreur de processus	σ_{δ}	0,228	0,280	0,284	0,233					
Corrélation avec l'âge dans F	$\varphi_{F \text{ âge}}$	0,875	0,871	0,872	0,871					
Corrélation avec l'année dans F	$\varphi_{F \text{ année}}$	0,996	0,996	0,996	0,996					
Paramètre de variance de F	σ_F	0,278	0,284	0,284	0,283					
Recrutement moyen (avant 1992; en milliards)	r_1	1,943	2,040	2,048	2,027					
Recrutement moyen (après 1992; en milliards)	r_2	0,096	0,105	0,105	0,107					
Variance du log-recrutement	σ_r	0,322	0,343	0,350	0,324					
Variance des écarts de F dus au marquage (avant 1997)	$\sigma_{f_{x1}}$	0,755	0,748	0,749	0,750					

Modèle	k	$\ln(L)$	CIA	ΔCIA						
M3	150	10 052,64	20 405,28	0,000						
M2	148	10 083,27	20 462,54	57,267						
M1	147	10 182,31	20 658,62	253,343						
Quantité					Symbole	M1	M2	M3	S1	
Variance des écarts de F dus au marquage (après 1997)					$\sigma_{f_{x\ 2}}$	1,059	1,053	1,053	1,055	
Paramètre de surdispersion de la BN pour les expériences de marquage antérieures à 1997					κ_1	62,264	60,558	60,950	61,656	
Paramètre de surdispersion de la BN pour les expériences de marquage postérieures à 1997					κ_2	8,076	8,054	8,033	8,104	

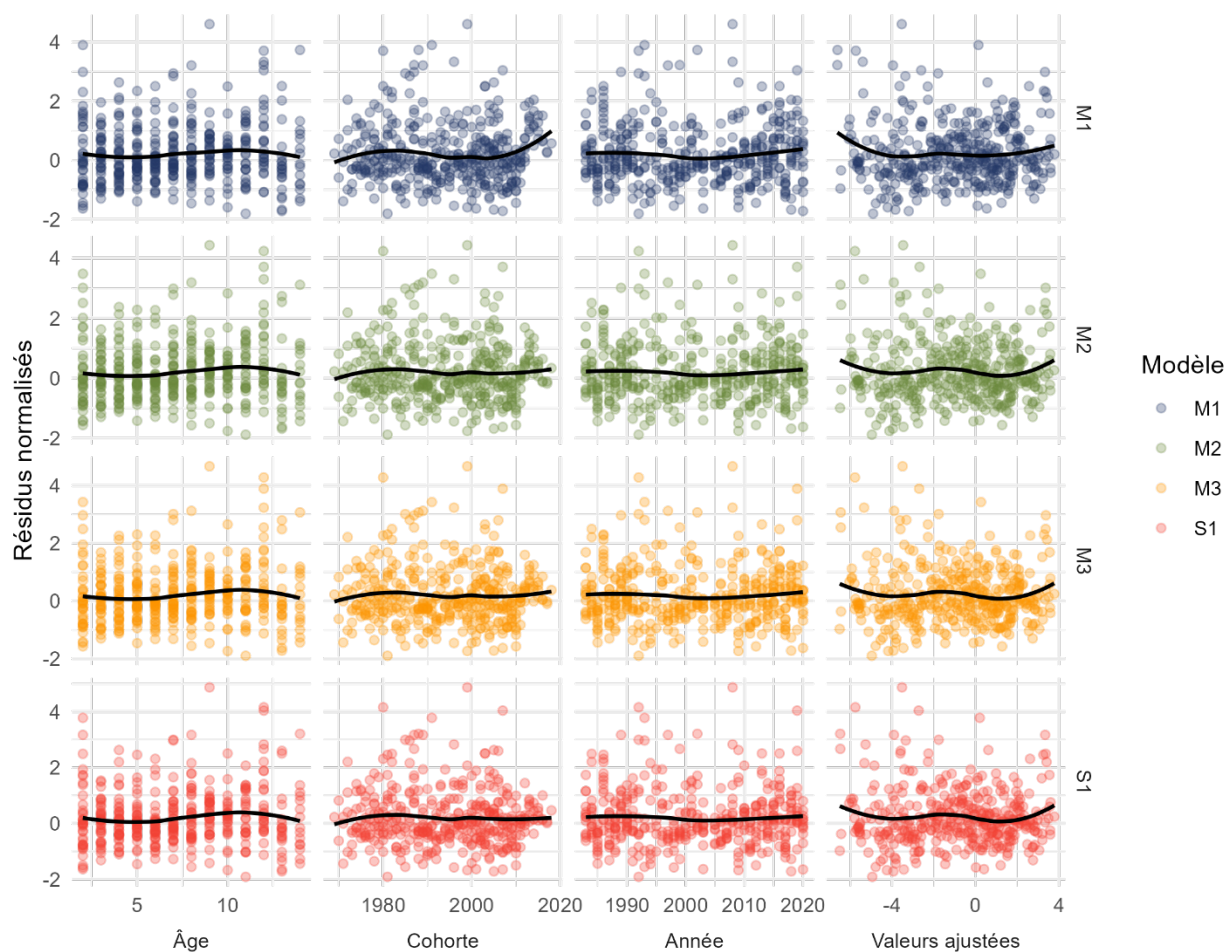


Figure 3.4 : Résidus normalisés de l'indice dérivé du relevé par navire de recherche selon l'âge, la cohorte, l'année et la valeur ajustée pour le modèle **M1** (estime le paramètre de variance de la composition des prises séparément pour les groupes d'âge ≤ 2 , 3 à 4 et ≥ 5 comme solution de rechange aux multiplicateurs fixes), **M2** (processus de marche aléatoire pour la capturabilité du relevé de pêche sentinelle entre les années et les âges), **M3** (processus autorégressif pour la capturabilité du relevé de pêche sentinelle entre les années et les âges) et **S1** (modèle **M1** excluant l'indice dérivé du relevé de pêche sentinelle). Les lignes noires sont des courbes de Loess.

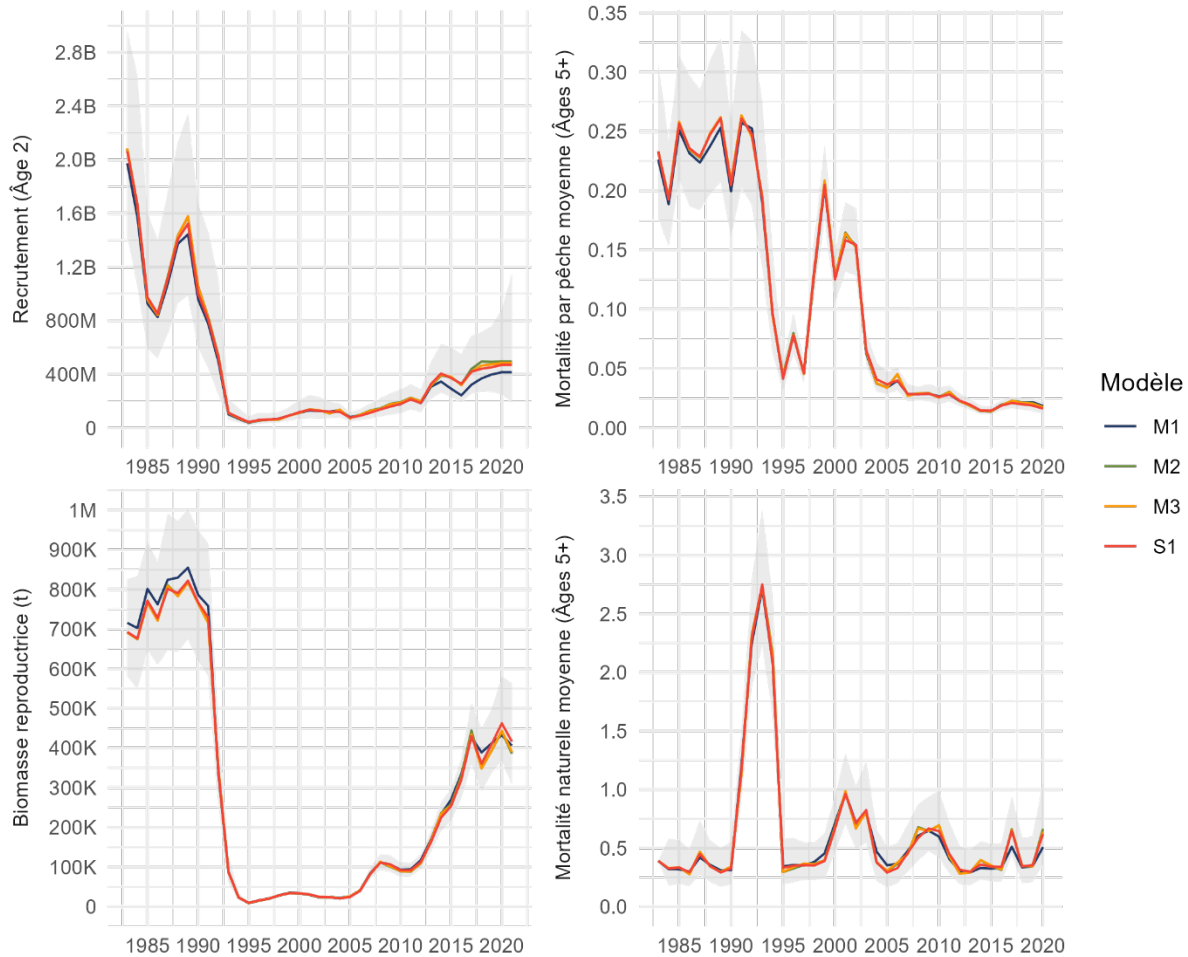


Figure 3.5 : Tendances du recrutement jusqu'à l'âge 2, de la biomasse du stock reproducteur, de la mortalité par pêche et de la mortalité naturelle dans les modèles **M1** (estime le paramètre de variance de la composition des prises séparément pour les groupes d'âge ≤ 2 , 3 à 4 et ≥ 5 comme solution de rechange aux multiplicateurs fixes), **M2** (processus de marche aléatoire pour la capturabilité du relevé de pêche sentinelle entre les années et les âges), **M3** (processus autorégressif pour la capturabilité du relevé de pêche sentinelle entre les années et les âges) et **S1** (modèle **M1** excluant l'indice dérivé du relevé de pêche sentinelle). La zone ombrée représente l'intervalle de confiance à 95 % du modèle **S1**.

3.4. EXTENSION DES SÉRIES CHRONOLOGIQUES

Les diagnostics du modèle utilisant des données remontant à 1954, le modèle **M4** (MEMN étendu), n'étaient pas radicalement différents de ceux du modèle **M3** (MEMN). L'ajustement aux données sur les prises selon l'âge (figure 3.6) ou l'indice dérivé du relevé par navire de recherche (figure 3.7) ne semblent pas poser beaucoup de problèmes. Malgré l'utilisation de données supplémentaires des étiquettes-disques qui nécessitaient leurs propres hypothèses sur la perte d'étiquettes, les ajustements aux récupérations des étiquettes en T observées semblent comparables entre le MEMN et le MEMN étendu pour les expériences dans lesquelles les deux types d'étiquettes ont été utilisés (figure 3.8). Pour les autres sources de données qui n'ont pas changé entre 1983 et 2020, les prévisions du MEMN étendu et du MEMN sont pratiquement impossibles à distinguer (non présentées). De même, il n'y a pas de différences importantes dans les estimations de la biomasse du stock reproducteur ou des taux vitaux (figure 3.9). La différence la plus évidente entre les estimations des deux modèles est le

recrutement plus élevé estimé par le MEMN (figure 3.9). Elle est probablement liée à l'extension de la première marche aléatoire du recrutement jusqu'en 1954, qui semble avoir entraîné une réduction de l'estimation des paramètres du recrutement moyen avant 1992 (tableau 3.3). Certains paramètres estimés liés au marquage ont également été touchés (tableau 3.3), comme le paramètre de surdispersion de la binomiale négative pour les expériences de marquage d'avant 1997, où une valeur plus faible indique plus de bruit. Cependant, on pense que l'ajout de données supplémentaires et d'un nouveau type d'étiquette se traduira par une augmentation des variances.

Dans le contexte des analyses précédentes, il est rassurant de constater que notre modèle étendu affiche des tendances conformes aux évaluations antérieures de ce stock (Lilly 2008), qui indiquent que le stock a fortement diminué dans les années 1960 et 1970 et qu'il s'est partiellement rétabli dans les années 1980. Cependant, on a toujours supposé ou estimé que la taille du stock avant les années 1960 était de la même échelle ou supérieure aux niveaux des années 1970 (Rose 2004, Schijns *et al.* 2021). Notre modèle étendu contraste avec les résultats précédents en indiquant que le stock a augmenté du milieu des années 1950 aux années 1960, révélant des dynamiques historiques qui n'avaient pas été observées auparavant. Il est intéressant de noter que le test de sensibilité où nous avons retiré les données des étiquettes-disques du modèle suggère que ce schéma n'aurait pas été observé si nous n'avions pas utilisé ces données. Ce test (**S4**) a entraîné une augmentation de l'incertitude des débarquements prévus par le modèle dans les années 1950, 1960 et 1970 (figure 3.10). Il y avait également des différences notables dans les estimations de la biomasse du stock reproducteur et des taux vitaux au début de la série chronologique (figure 3.11). L'incertitude entourant le recrutement et la biomasse du stock reproducteur a considérablement augmenté, et les estimations de la moyenne de F ont diminué et M a augmenté, ce qui indique que le programme de marquage par disques fournit des renseignements précieux pour reconstituer les taux vitaux du stock depuis 1954. Cette information jumelée aux débarquements déclarés contribue également à la reconstitution des débarquements et des tendances du stock. Compte tenu de ce résultat et des différences minimales dans les diagnostics et les estimations de la population après 1983, nous utilisons des variantes du MEMN étendu (modèle **M4**) pour tous les modèles subséquents.

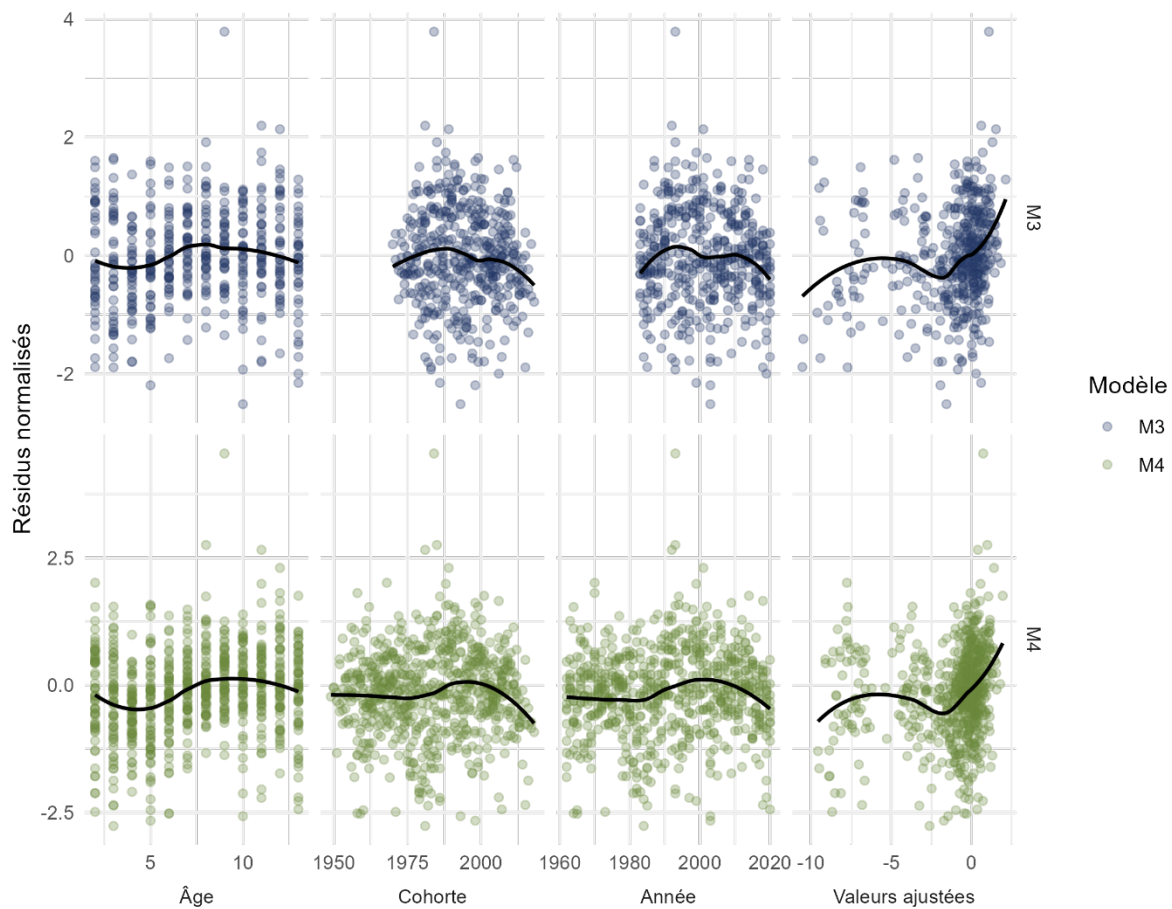


Figure 3.6 : Résidus normalisés des logits du rapport de continuité de la composition des prises selon l'âge, la cohorte, l'année et la valeur ajustée pour les modèles **M3** (processus autorégressif pour la capturabilité des relevés de pêche sentinelle entre les années et les âges) et **M4** (MEMN étendu du scénario de référence, y compris les données remontant à 1954). Les lignes noires sont des courbes de Loess.

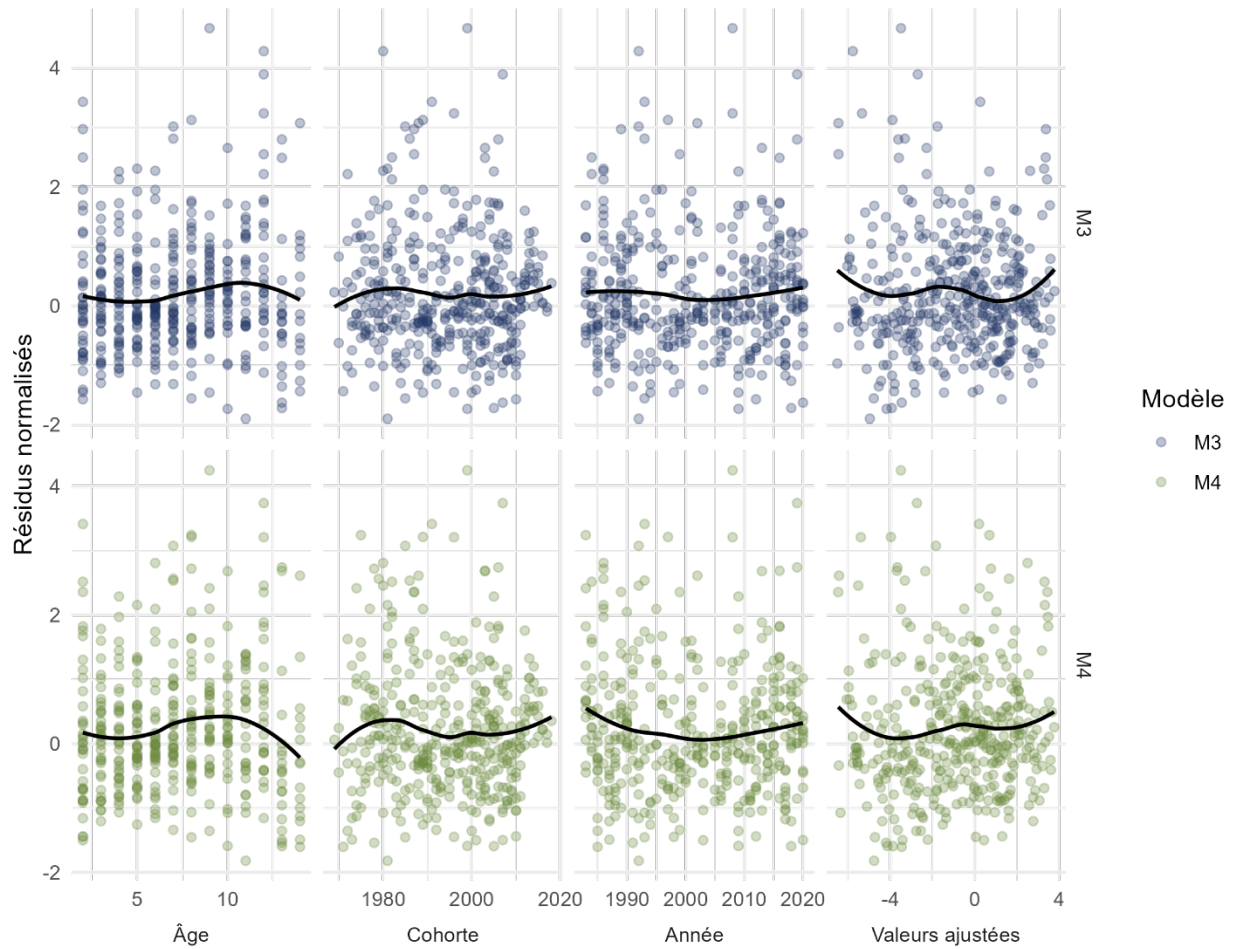


Figure 3.7 : Résidus normalisés de l'indice du relevé par navire de recherche selon l'âge, la cohorte, l'année et la valeur ajustée pour le modèle **M3** (processus autorégressif pour la capturabilité du relevé de pêche sentinelle entre les années et les âges) et **M4** (MEMN étendu du scénario de référence, y compris les données remontant à 1954). Les lignes noires sont des courbes de Loess.

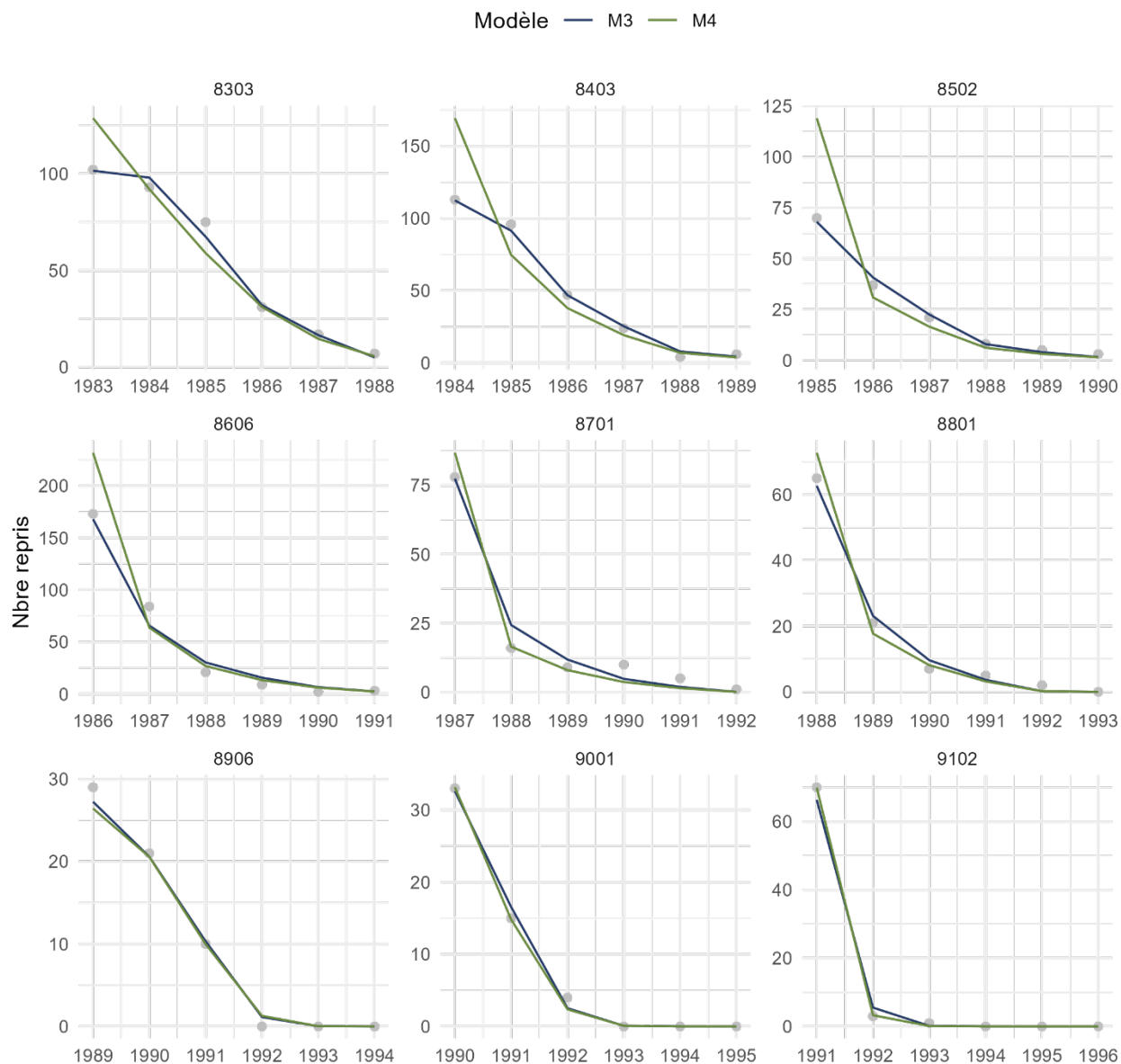


Figure 3.8 : Nombres agrégés (tous âges confondus) observés par rapport aux nombres prédits par le modèle **M3** (points gris; processus autorégressif pour la capturabilité des relevés de pêche sentinelle entre les années et les âges) et le modèle **M4** (lignes; MEMN étendu du scénario de référence comprenant les données remontant à 1954) des recaptures de morues marquées à l'aide d'étiquettes de type barre en T pour certaines expériences menées entre 1983 et 1991, lorsque les étiquettes de type barre en T et les étiquettes-disques étaient déployées. Le modèle **M3** n'utilise pas les données des étiquettes-disques, contrairement au modèle **M4**. Le numéro de l'expérience (année et nombre à deux chiffres) est indiqué en haut de chaque graphique.

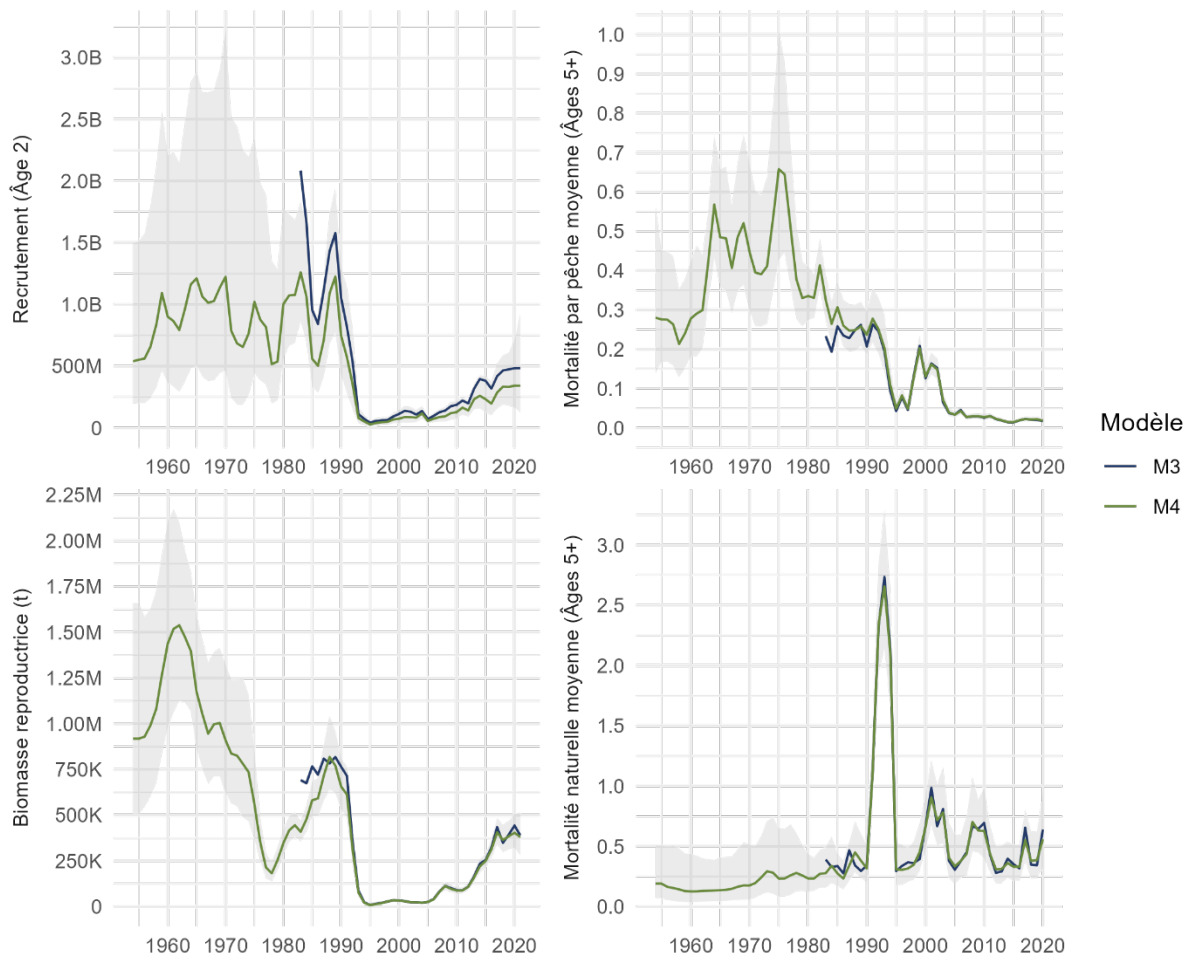


Figure 3.9 : Tendances du recrutement jusqu'à l'âge 2, de la biomasse du stock reproducteur, de la mortalité par pêche et de la mortalité naturelle entre les modèles **M3** (processus autorégressif pour la capturabilité du relevé de pêche sentinelle entre les années et les âges) et **M4** (MEMN étendu du scénario de référence, y compris les données remontant à 1954). La zone ombrée représente l'intervalle de confiance à 95 % du modèle **M4**.

Tableau 3.3 : Comparaison des estimations des paramètres pour les modèles **M3** (processus autorégressif pour la capturabilité des relevés de pêche sentinelle entre les années et les âges) et **M4** (MEMN étendu du scénario de référence, y compris les données remontant à 1954). Les valeurs ne sont pas indiquées compte tenu de la différence dans les données d'entrée.

Quantité	Symbole	M3	M4
Erreur d'observation du relevé par navire de recherche	σ_{NR}	0,390	0,433
Erreur d'observation du relevé de pêche sentinelle (âge 3)	σ_{SEN_a}	0,652	0,674
Erreur d'observation du relevé de pêche sentinelle (âges 4 à 14)	-	0,121	0,136
Corrélation avec l'âge dans la valeur q du relevé de pêche sentinelle	$\varphi_{SEN_q \text{ âge}}$	0,867	0,863
Corrélation avec l'année dans la valeur q du relevé de pêche sentinelle	$\varphi_{SEN_q \text{ année}}$	0,886	0,887
Paramètres de variance de q du relevé de pêche sentinelle	σ_{SEN_q}	0,835	0,827
Erreur de composition selon l'âge (âge 2)	σ_{Pa}	1,043	1,846
Erreur de composition selon l'âge (âges 3 et 4)	-	0,612	0,878
Erreur de composition selon l'âge (âges 5 à 14)	-	0,277	0,309
Corrélation avec l'âge dans les erreurs de processus	$\varphi_{\delta \text{ âge}}$	0,783	0,817
Corrélation avec l'année dans les erreurs de processus	$\varphi_{\delta \text{ année}}$	0,392	0,833
Variance de l'erreur de processus	σ_{δ}	0,284	0,234
Corrélation avec l'âge dans F	$\varphi_F \text{ âge}$	0,872	0,909
Corrélation avec l'année dans F	$\varphi_F \text{ année}$	0,996	0,998
Paramètre de variance de F	σ_F	0,284	0,201
Recrutement moyen (avant 1992; en milliards)	r_1	2,048	0,465
Recrutement moyen (après 1992; en milliards)	r_2	0,105	0,073
Variance du log-recrutement	σ_r	0,350	0,342
Variance des écarts de F dus au marquage (avant 1997)	$\sigma_{f_{x1}}$	0,749	0,938
Variance des écarts de F dus au marquage (après 1997)	$\sigma_{f_{x2}}$	1,053	1,050
Paramètre de surdispersion de la BN pour les expériences de marquage antérieures à 1997	κ_1	60,950	16,314
Paramètre de surdispersion de la BN pour les expériences de marquage postérieures à 1997	κ_2	8,033	8,094

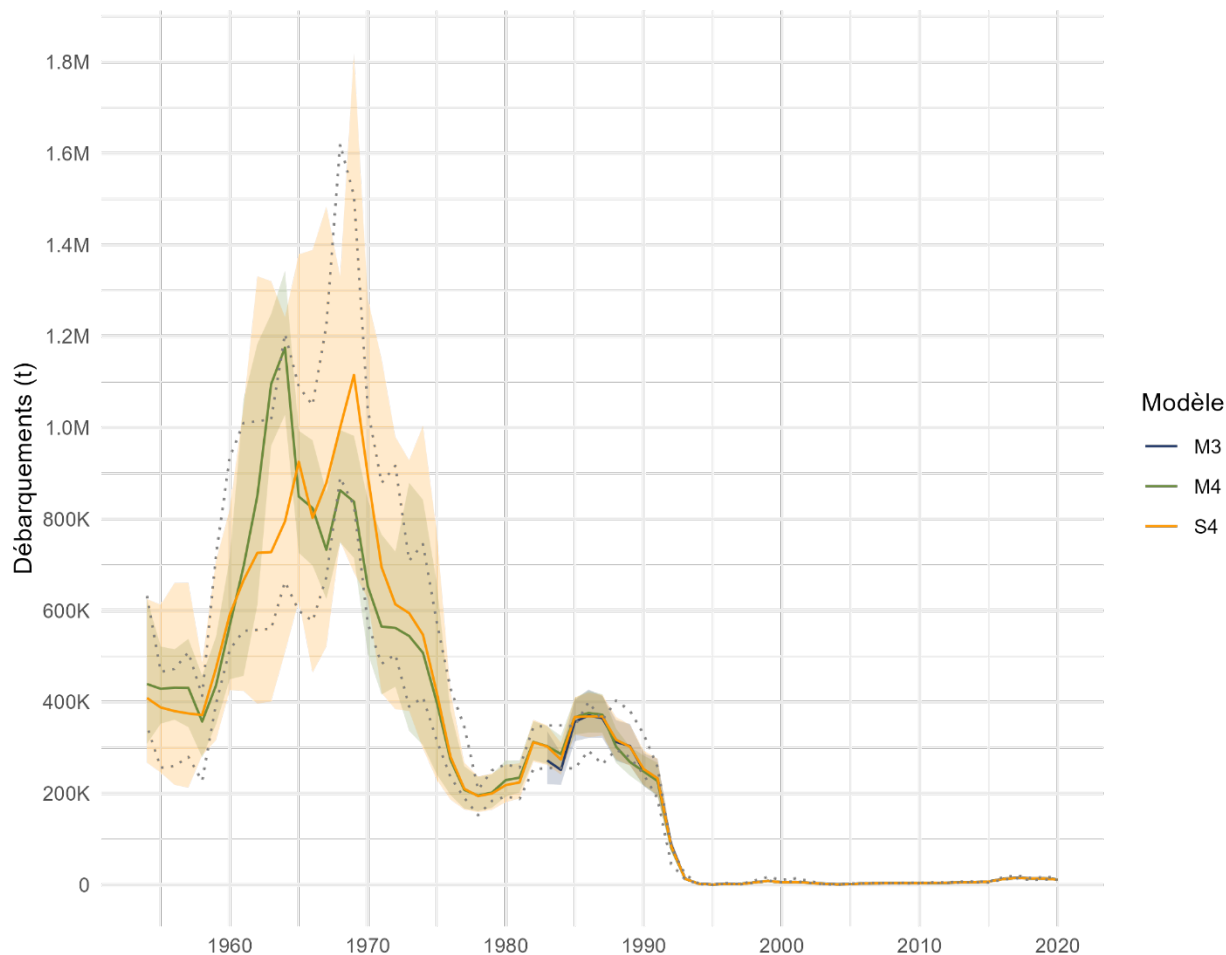


Figure 3.10 : Tendances des débarquements prévus à partir des modèles **M3** (processus autorégressif pour la capturabilité des relevés de pêche sentinelle entre les années et les âges), **M4** (MEMN étendu du scénario de référence comprenant les données remontant à 1954) et **S4** (modèle **M4** excluant les remises à l'eau de poissons munis d'étiquettes-disques [de 1954 à 1991]). Les zones ombragées représentent les intervalles de confiance à 95 % autour des débarquements prévus et les lignes grises pointillées sont les limites inférieure et supérieure des prises.

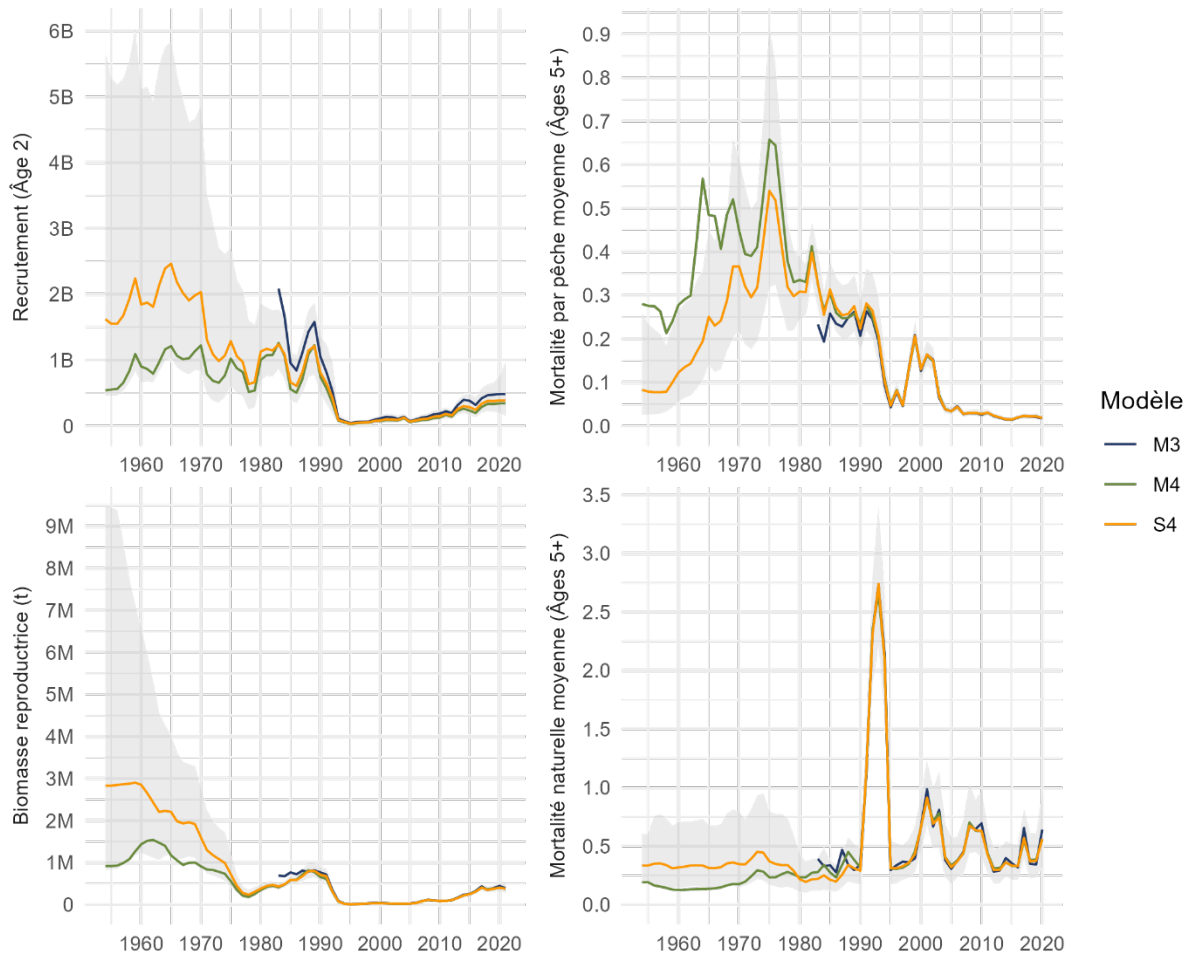


Figure 3.11 : Tendances du recrutement jusqu'à l'âge 2, de la biomasse du stock reproducteur, de la mortalité par pêche et de la mortalité naturelle entre les modèles **M3** (processus autorégressif pour la capturabilité du relevé de pêche sentinelle entre les années et les âges), **M4** (MEMN étendu du scénario de référence, y compris les données remontant à 1954) et **S4** (modèle **M4** à l'exclusion des remises à l'eau de poissons munis d'étiquettes-disques [de 1954 à 1991]). La zone ombrée représente l'intervalle de confiance à 95 % du modèle **M4**.

3.5. INDICES DÉRIVÉS DES RELEVÉS SUR LES JUVÉNILES

L'ajout des données des relevés sur les juvéniles provenant des programmes de surveillance dans le détroit de Fleming et le détroit de Newman a permis d'inclure les âges 0 et 1 dans le modèle. Rappelons que nous avons mis en œuvre trois variantes où différentes hypothèses de capturabilité étaient appliquées. Le modèle le plus simple (**M5**) supposait que la capturabilité était constante dans le temps et les relevés, tandis que les autres supposaient que le relevé (**M6**) ou le type de senne (**M7**) entraînait une différence de capturabilité. Les diagnostics étaient comparables entre ces modèles (**M4**, **M5**, **M6** et **M7**; figure 3.12). Les valeurs du critère d'information d'Akaike étaient similaires dans ces modèles (tableau 3.4) et les estimations des paramètres des modèles **M6** et **M7** n'indiquaient aucune différence claire de capturabilité entre les relevés (différence dans $\log(q)$ [IC à 95 %] = -0,1 [-0,71; 0,51]) ou le type de senne (0,65 [-0,27; 1,57]), respectivement. Par rapport au modèle **M4**, tous les modèles ont réduit l'incertitude entourant les estimations de la morue d'âge 2, en particulier dans les années 1960 et 1970 (figure 3.13). L'incertitude concernant les estimations des morues d'âge 0 ou 1

augmentait lorsque la capturabilité différait selon le type de senne (figure 3.13). Bien qu'il soit difficile d'être sûr qu'il n'y a pas de différence de capturabilité entre les relevés ou le type de senne, nous avons choisi de suivre le principe de parcimonie et d'utiliser la formulation du modèle la plus simple, **M5**, en supposant une capturabilité constante des relevés sur les juvéniles pour les formulations subséquentes du MEMN étendu. L'inclusion de ces données dans le modèle a représenté une avancée importante, car elle a ajouté de l'information sur les âges 0 et 1, comblant une lacune dans le MEMN. Ces données devraient être un indicateur utile de la force des classes d'âge (Lunzmann-Cooke *et al.* 2021), qui devrait faciliter les prévisions de la production future du stock.

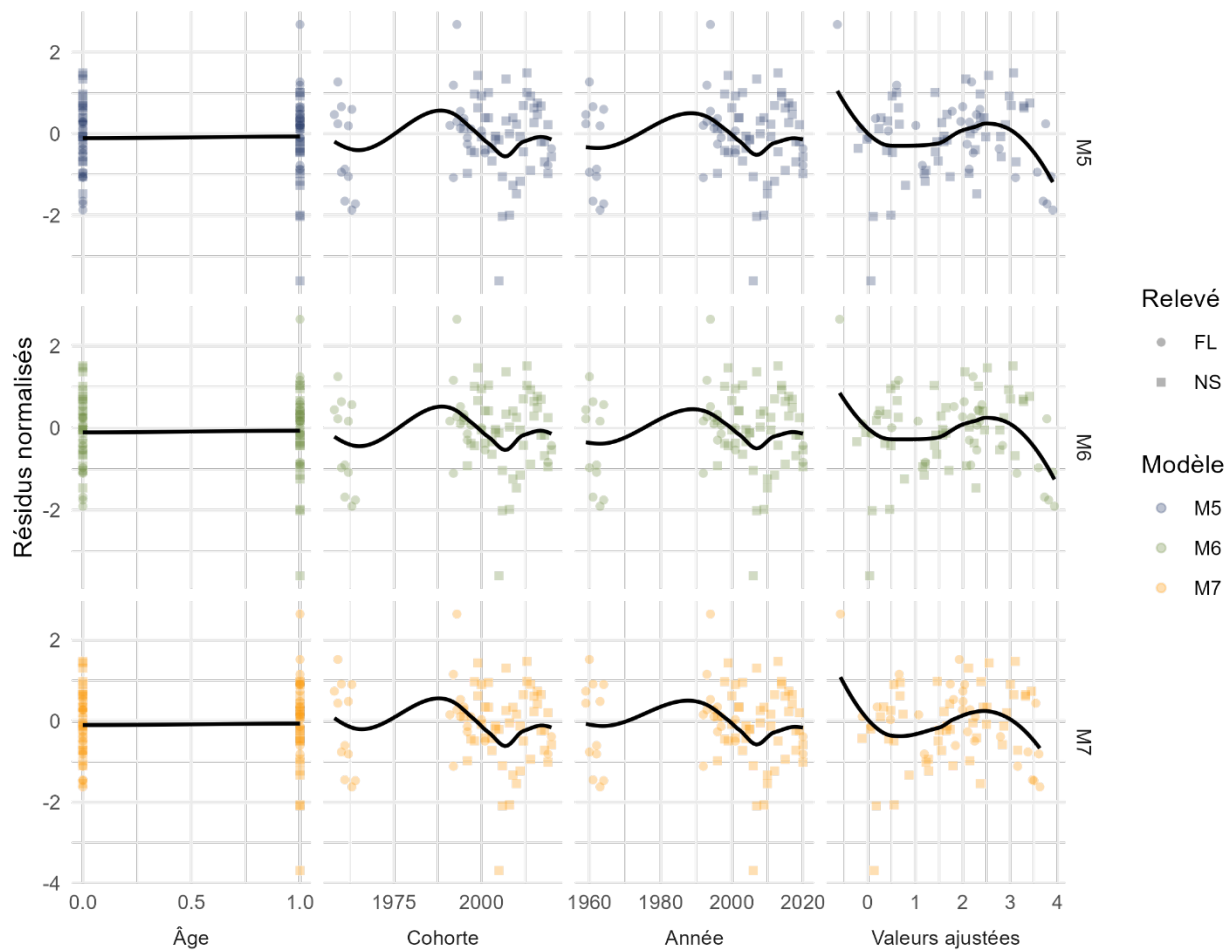


Figure 3.12 : Résidus normalisés des relevés sur les juvéniles dans le détroit de Fleming (FL) et le détroit de Newman (NS.) selon l'âge, la cohorte, l'année et la valeur ajustée pour le modèle **M4** (MEMN étendu du scénario de référence comprenant les données remontant à 1954), **M5** (MEMN étendu comprenant les données des relevés sur les juvéniles dans le détroit de Fleming et le détroit de Newman), **M6** (MEMN étendu comprenant les données des relevés sur les juvéniles dans le détroit de Fleming et le détroit de Newman, permettant des différences de capturabilité par relevé) et **M7** (MEMN étendu comprenant les données des relevés sur les juvéniles dans le détroit de Fleming et le détroit de Newman, permettant des différences de capturabilité selon le type de senne [coton ou nylon]). Les lignes noires sont des courbes de Loess.

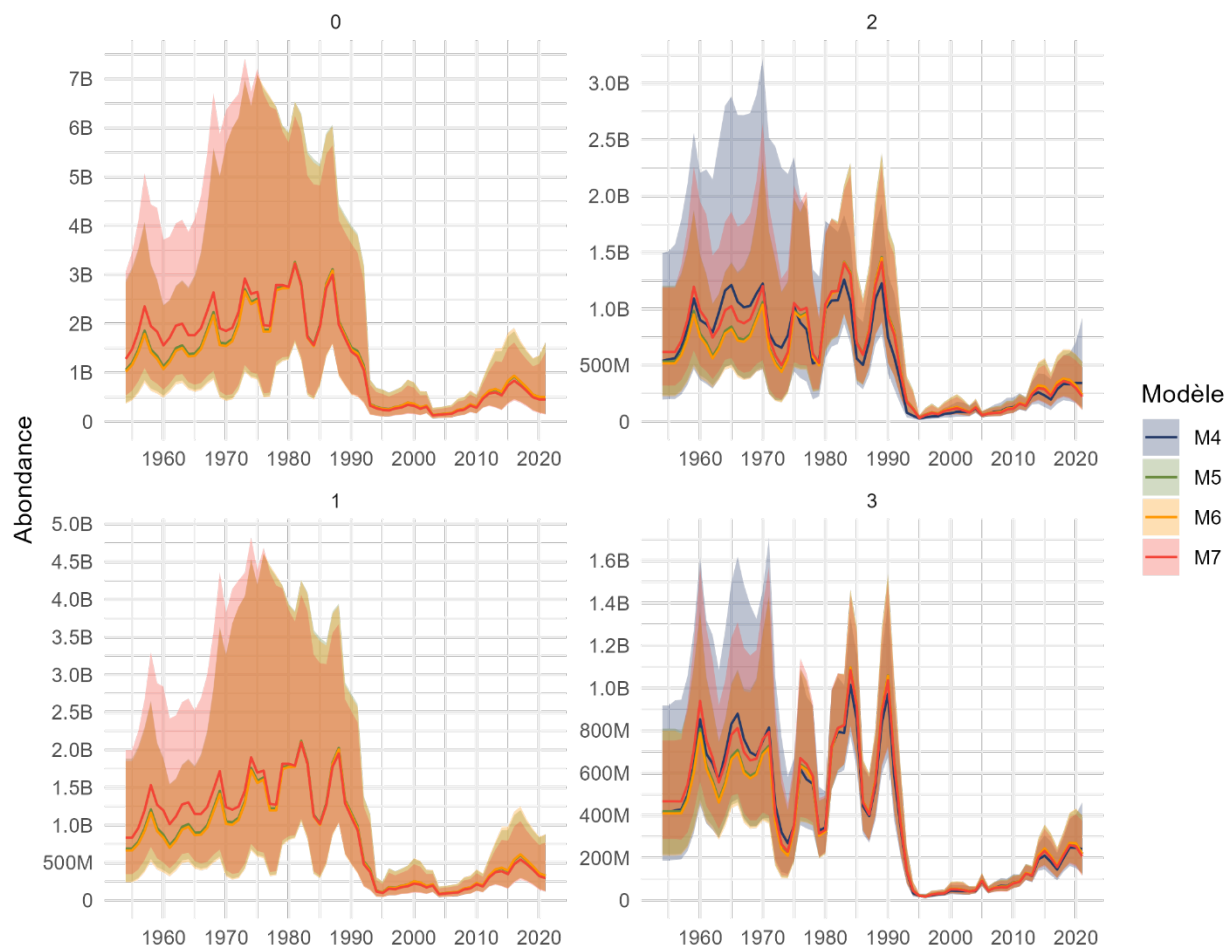


Figure 3.13 : Estimations de l'abondance pour les âges 0 à 3 à partir des modèles **M4** (MEMN étendu du scénario de référence, y compris les données remontant à 1954), **M5** (MEMN étendu, y compris les données des relevés sur les juvéniles dans le détroit de Fleming et le détroit de Newman), **M6** (MEMN étendu, y compris les données des relevés sur les juvéniles dans le détroit de Fleming et le détroit de Newman, permettant des différences de capturabilité par relevé) et **M7** (MEMN étendu comprenant les données des relevés sur les juvéniles dans le détroit de Fleming et le détroit de Newman, permettant des différences de capturabilité selon le type de senne [coton ou nylon]). L'ombrage indique les intervalles de confiance à 95 %.

Tableau 3.4 : Comparaison du nombre de paramètres, k , de la log-vraisemblance, $\ln(L)$, du critère CIA d'information d'Akaike, pour les modèles **M5**, **M6** et **M7**, et estimations de certains paramètres à partir des modèles **M4** (MEMN étendu du scénario de référence, y compris les données remontant à 1954), **M5** (MEMN étendu, y compris les données des relevés sur les juvéniles dans le détroit de Fleming et le détroit de Newman), **M6** (MEMN étendu comprenant les données des relevés sur les juvéniles dans le détroit de Fleming et le détroit de Newman, permettant des différences de capturabilité par relevé) et **M7** (MEMN étendu comprenant les données des relevés sur les juvéniles dans le détroit de Fleming et le détroit de Newman, permettant des différences de capturabilité selon le type de senne [coton ou nylon]).

Modèle	k	$\ln(L)$	CIA	ΔCIA						
M5	201	17 946,04	36 294,07	0,000						
M7	202	17 945,05	36 294,10	0,026						
M6	202	17 945,98	36 295,97	1,895						
Quantité	Symbole	M4	M5	M6	M7					
Erreur de composition selon l'âge (âge 2)	σ_{Pa}	1,846	N.D.	N.D.	N.D.					
Erreur de composition selon l'âge (âges 0 à 2)	σ_{Pa}	N.D.	1,839	1,840	1,832					
Erreur d'observation du relevé sur les juvéniles	σ_{juv}	N.D.	1,102	1,101	1,098					
Erreur d'observation du relevé par navire de recherche	σ_{NR}	0,433	0,429	0,429	0,429					
Erreur d'observation du relevé de pêche sentinelle (âge 3)	σ_{SEN_a}	0,674	0,679	0,679	0,680					
Erreur d'observation du relevé de pêche sentinelle (âges 4 à 14)	-	0,136	0,134	0,134	0,134					
Corrélation avec l'âge dans la valeur q du relevé de pêche sentinelle	$\varphi_{SEN_q \text{ âge}}$	0,863	0,862	0,862	0,861					
Corrélation avec l'année dans la valeur q du relevé de pêche sentinelle	$\varphi_{SEN_q \text{ année}}$	0,887	0,886	0,886	0,886					
Paramètres de variance de q du relevé de pêche sentinelle	σ_{SEN_q}	0,827	0,830	0,830	0,828					
Erreur de composition selon l'âge (âges 3 et 4)	-	0,878	0,882	0,881	0,883					
Erreur de composition selon l'âge (âges 5 à 14)	-	0,309	0,308	0,308	0,309					
Corrélation avec l'âge dans les erreurs de processus	$\varphi_{\delta \text{ âge}}$	0,817	0,827	0,831	0,806					
Corrélation avec l'année dans les erreurs de processus	$\varphi_{\delta \text{ année}}$	0,833	0,815	0,819	0,801					
Variance de l'erreur de processus	σ_{δ}	0,234	0,226	0,225	0,230					
Corrélation avec l'âge dans F	$\varphi_F \text{ âge}$	0,909	0,909	0,909	0,909					
Corrélation avec l'année dans F	$\varphi_F \text{ année}$	0,998	0,998	0,998	0,998					
Paramètre de variance de F	σ_F	0,201	0,202	0,202	0,202					
Recrutement moyen (avant 1992; en milliards)	r_1	0,465	0,951	0,918	1,136					
Recrutement moyen (après 1992; en milliards)	r_2	0,073	0,320	0,309	0,293					
Variance du log-recrutement	σ_r	0,342	0,319	0,322	0,314					
Variance des écarts de F dus au marquage (avant 1997)	$\sigma_{f_{x1}}$	0,938	0,938	0,938	0,940					
Variance des écarts de F dus au marquage (après 1997)	$\sigma_{f_{x2}}$	1,050	1,050	1,050	1,050					

Modèle	k	$\ln(L)$	CIA	ΔCIA						
M5	201	17 946,04	36 294,07	0,000						
M7	202	17 945,05	36 294,10	0,026						
M6	202	17 945,98	36 295,97	1,895						
Quantité					Symbole	M4	M5	M6	M7	
Paramètre de surdispersion de la BN pour les expériences de marquage antérieures à 1997					κ_1	16,314	16,317	16,318	16,301	
Paramètre de surdispersion de la BN pour les expériences de marquage postérieures à 1997					κ_2	8,094	8,117	8,117	8,115	

3.6. RELATIONS STOCK-RECRUTEMENT (S-R)

Le passage de deux marches aléatoires pour prédire le recrutement (modèle **M5**) à une relation stock-recrutement linéaire (modèle **M8**), de Beverton-Holt (modèle **M9**) ou de Beverton-Holt sigmoïde (modèle **M10**) a produit des dispersions différentes stock-recrue (figure 3.14). Parmi les options, les relations de Beverton-Holt et de Beverton-Holt sigmoïde étaient similaires. Le modèle linéaire a donné les estimations les plus importantes du recrutement, en particulier dans les années 1960 (figure 3.15). Ces résultats indiquent que le modèle a une certaine souplesse pour estimer différentes formes fonctionnelles de la relation stock-recrutement, et qu'une incertitude entourant le processus de recrutement (σ_r) peut permettre l'ajustement de différentes formes fonctionnelles. Cela dit, les différentes formes fonctionnelles ne sont pas soutenues de manière égale par les données. Le modèle linéaire s'est avéré mal ajusté aux données du relevé sur les juvéniles (figure 3.16) et il a reçu un score relativement élevé du critère d'information d'Akaike (tableau 3.5). Les scores diagnostiques et les scores du critère d'information d'Akaike étaient très similaires pour les modèles de Beverton-Holt et de Beverton-Holt sigmoïde (figure 3.16, tableau 3.5). La formulation originale de la marche aléatoire semble fournir la meilleure description des données, car elle reçoit le score du critère d'information d'Akaike le plus bas, mais elle manque de réalisme biologique puisqu'elle n'est pas liée mécaniquement à la biomasse du stock reproducteur. C'est pourquoi nous considérons que les relations Beverton-Holt sont plus défendables.

La forme et le rendement similaires des deux relations de Beverton-Holt découlent du fait que l'estimation du paramètre d'anticompensation de la version sigmoïde est proche de 1 ($\gamma = 0,72$ [0,45; 1,16]), ce que l'on suppose dans une relation de Beverton-Holt standard. Cela signifie également que, malgré la grande fourchette des niveaux de la biomasse du stock reproducteur modélisés, il y a peu de preuves d'une dynamique anticompensatoire ($P(\gamma < 1) = 0,09$), contrairement au stock voisin de morue franche dans la sous-division 3Ps de l'OPANO, où les analyses du recrutement indiquent une dynamique anticompensatoire hebdomadaire (Perälä *et al.* 2022). Cette différence d'inférence peut être liée aux différentes approches dans le sens où nous présentons une analyse stock-recrutement interne alors que l'analyse de la sous-division 3Ps a été effectuée avec les résultats du modèle; il peut même aussi y avoir des différences dans la relation fonctionnelle entre la biomasse du stock reproducteur et le recrutement pour les deux stocks. Pour la morue du Nord, il semble y avoir plus d'appui pour la dynamique compensatoire. Étant donné le choix entre ces deux formes, nous avons suivi le principe de parcimonie et choisi de conserver la forme plus simpliste de Beverton-Holt pour les modèles suivants.

Afin d'évaluer davantage les preuves d'un effet dépendant de la densité, nous avons exécuté une série de tests de sensibilité où les données du relevé sur les juvéniles ont été exclues (tests **S5**, **S8** et **S9**). Les niveaux de recrutement sont plus élevés lorsque les données sur les

juvéniles sont exclues, mais la forme de la courbe de Beverton-Holt est similaire (figure 3.17). Les estimations relativement élevées du recrutement sont probablement liées à l'absence des données du début du relevé dans le détroit de Fleming. Bien que cette influence soit perdue dans ces tests, les données appuient encore davantage la relation stock-recrutement de Beverton-Holt (tableau 3.6), montrant que la dépendance à la densité limite le recrutement à mesure que la biomasse du stock reproducteur augmente.

Ce test de sensibilité et les variations du modèle mentionnées ci-dessus contrastent avec les attentes fondées sur des analyses antérieures, qui indiquaient que la relation entre la biomasse du stock reproducteur et le recrutement était linéaire (Rose et Rowe 2022). Une distinction clé dans nos résultats est que les relations stock-recrutement (S-R) ont été intégrées à l'interne dans le modèle d'évaluation, plutôt que dérivées d'analyses après coup menées à l'externe. Les conclusions divergentes peuvent découler de différences dans l'approche analytique, car les hypothèses de recrutement dans le modèle d'évaluation peuvent influencer la forme des relations stock-recrutement estimées à l'externe (Punt 2023). Notre analyse actuelle est entièrement intégrée et les données appuient le plus la relation de Beverton-Holt asymptotique. La forme est également appuyée par la campagne de relevés dans le détroit de Fleming de 1959 à 1964, qui n'indique pas les niveaux de recrutement auxquels on s'attendrait dans le cadre d'une relation linéaire.

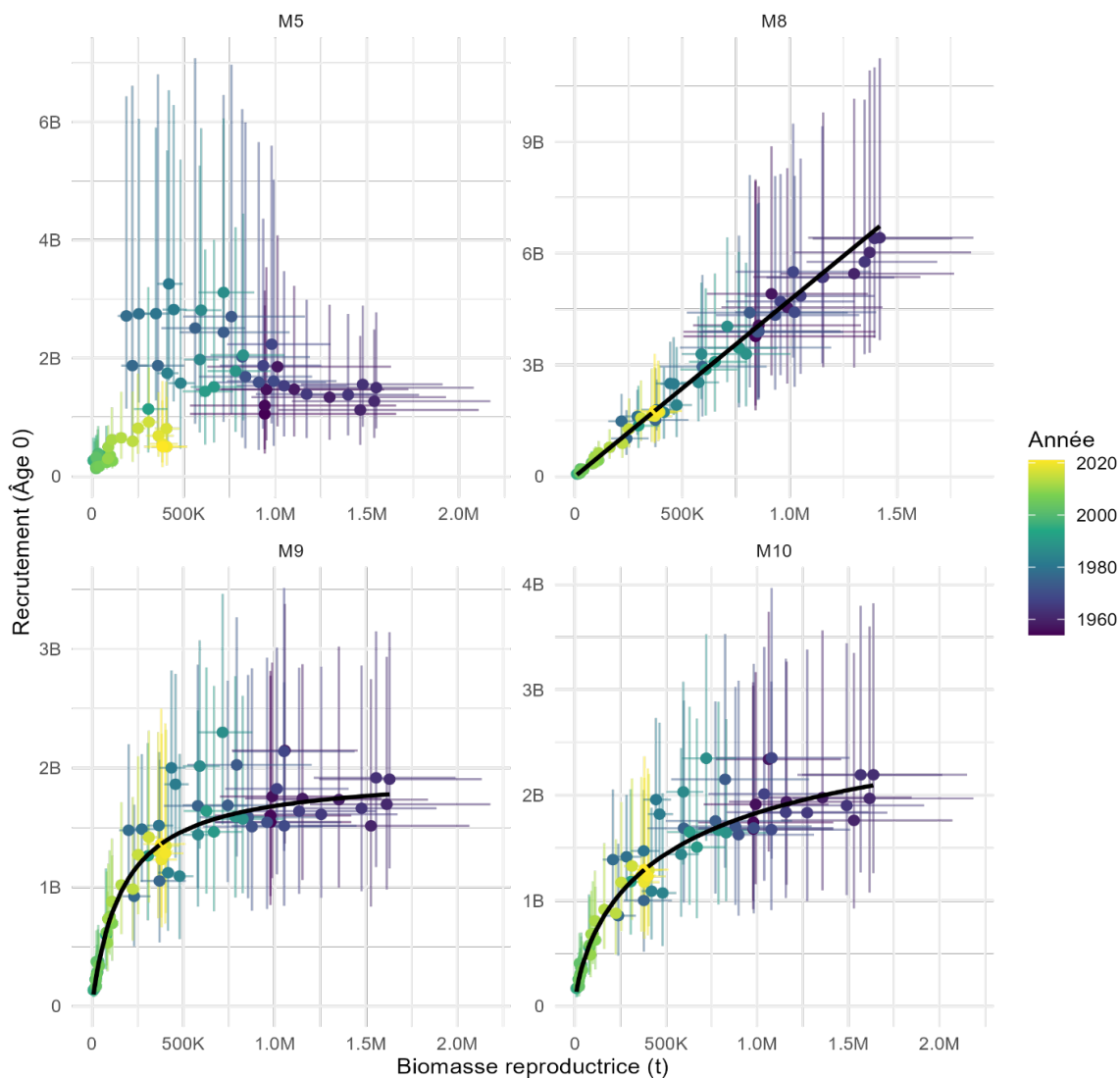


Figure 3.14 : Prédiction tirée d'un ajustement du modèle utilisant deux marches aléatoires (**M5**) par rapport à l'ajustement des modèles utilisant une relation linéaire (**M8**), de Beverton-Holt (**M9**) et de Beverton-Holt sigmoïde (**M10**). Les moustaches horizontales et verticales représentent les intervalles de confiance à 95 % autour des estimations du recrutement (points) et les lignes noires sont les niveaux de recrutement prédits.

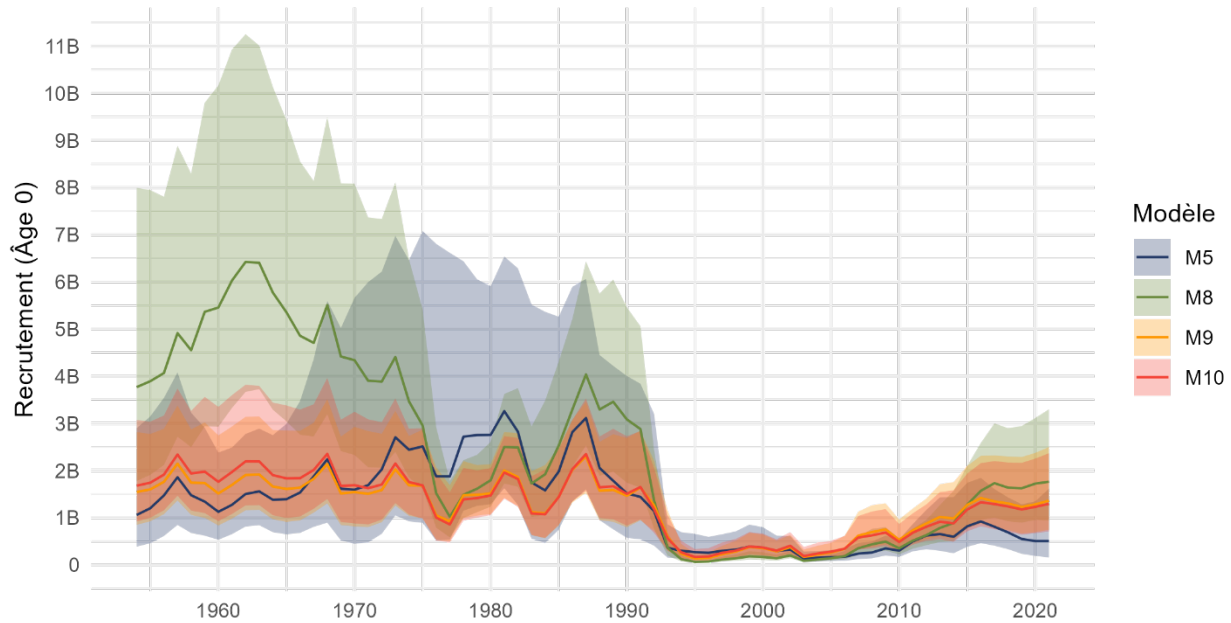


Figure 3.15 : Estimations du recrutement (abondance de l'âge 0) à partir des modèles **M5** (MEMN étendu comprenant les données des relevés sur les juvéniles dans le détroit de Fleming et le détroit de Newman), **M8** (MEMN étendu comprenant les juvéniles et une relation stock-recrutement linéaire), **M9** (MEMN étendu comprenant les juvéniles et une relation stock-recrutement de Beverton-Holt) et **M10** (MEMN étendu comprenant les juvéniles et une relation stock-recrutement sigmoïde). L'ombrage indique les intervalles de confiance à 95 %.

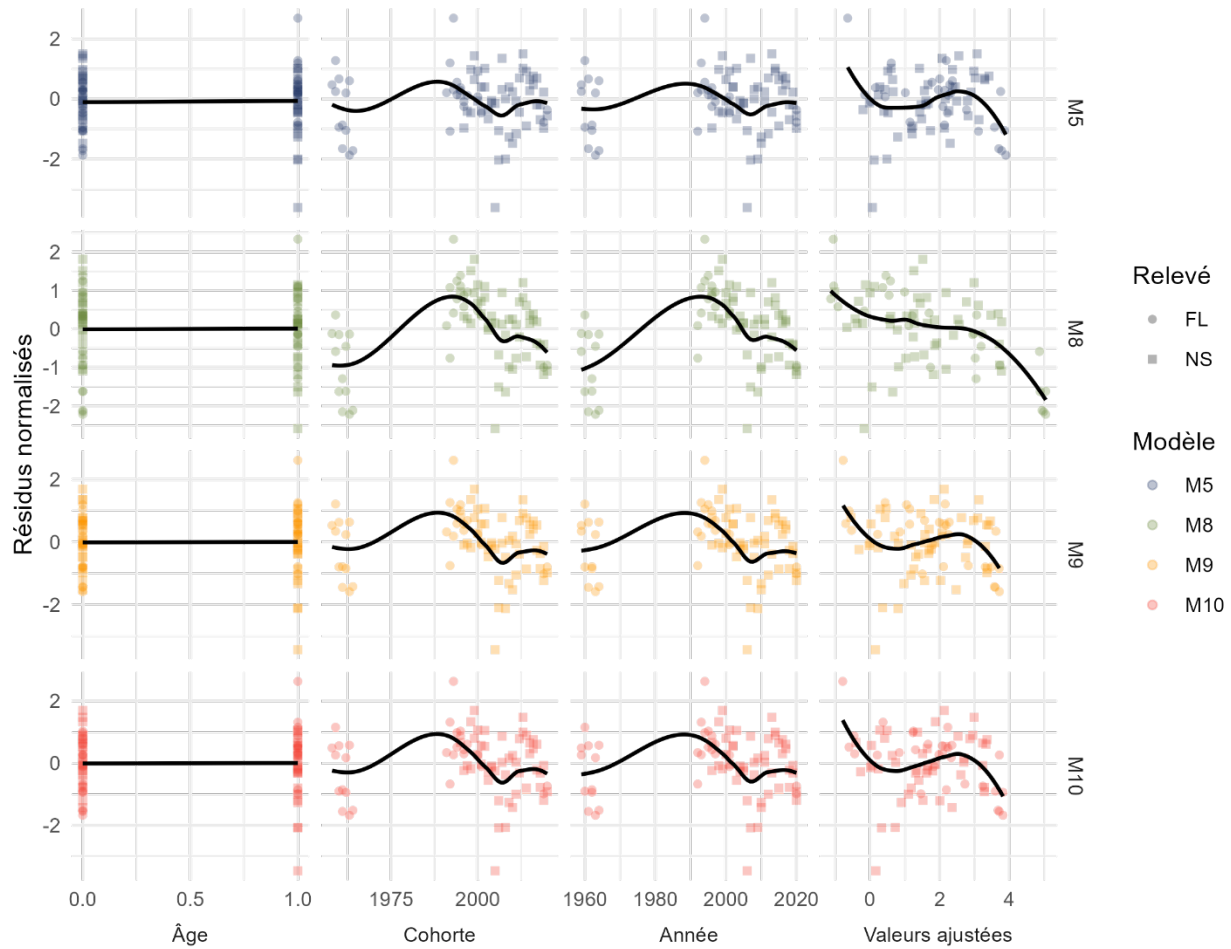


Figure 3.16 : Résidus normalisés des relevés sur les juvéniles dans le détroit de Fleming (FL) et le détroit de Newman (NS) selon l'âge, la cohorte, l'année et la valeur ajustée pour le modèle **M5** (MEMN étendu comprenant les données des relevés sur les juvéniles dans le détroit de Fleming et le détroit de Newman), **M8** (MEMN étendu comprenant les juvéniles et une relation stock-recrutement linéaire), **M9** (MEMN étendu comprenant les juvéniles et une relation stock-recrutement de Beverton-Holt) et **M10** (MEMN étendu comprenant les juvéniles et une relation stock-recrutement sigmoïde). Les lignes noires sont des courbes de Loess.

Tableau 3.5 : Comparaison du nombre de paramètres, k , de la log-vraisemblance, $\ln(L)$, du critère CIA d'information d'Akaike et estimations de certains paramètres à partir des modèles **M5** (MEMN étendu comprenant les données des relevés sur les juvéniles dans le détroit de Fleming et le détroit de Newman), **M8** (MEMN étendu comprenant les juvéniles et une relation stock-recrutement linéaire), **M9** (MEMN étendu comprenant les juvéniles et une relation stock-recrutement de Beverton-Holt) et **M10** (MEMN étendu comprenant les juvéniles et une relation stock-recrutement sigmoïde).

Modèle	k	$\ln(L)$	CIA	ΔCIA						
M5	201	17 946,04	36 294,07	0,000						
M10	202	17 947,38	36 298,75	4,678						
M9	201	17 948,52	36 299,05	4,975						
M8	200	17 972,42	36 344,84	50,769						
Quantité					Symbole	M5	M8	M9	M10	
Recrutement moyen (avant 1992; en milliards)					r_1	0,951	N.D.	N.D.	N.D.	
Recrutement moyen (après 1992; en milliards)					r_2	0,320	N.D.	N.D.	N.D.	
Paramètre de relation S-R					γ_{BSR}	N.D.	N.D.	N.D.	0,721	
Paramètre de relation S-R					$\log(\beta_{BSR})$	N.D.	N.D.	-12,023	-9,618	
Paramètre de relation S-R					α_{BSR}	N.D.	4,744	11,772	208,459	
Erreur d'observation du relevé par navire de recherche					σ_{NR}	0,429	0,432	0,431	0,432	
Erreur d'observation du relevé de pêche sentinelle (âge 3)					σ_{SEN_α}	0,679	0,676	0,671	0,670	
Erreur d'observation du relevé de pêche sentinelle (âges 4 à 14)					-	0,134	0,130	0,130	0,130	
Corrélation avec l'âge dans la valeur q du relevé de pêche sentinelle					$\varphi_{SEN_q \text{ âge}}$	0,862	0,865	0,865	0,865	
Corrélation avec l'année dans la valeur q du relevé de pêche sentinelle					$\varphi_{SEN_q \text{ année}}$	0,886	0,886	0,887	0,887	
Paramètres de variance de q du relevé de pêche sentinelle					σ_{SEN_q}	0,830	0,821	0,826	0,828	
Erreur de composition selon l'âge (âges 0 à 2)					σ_{P_α}	1,839	1,802	1,817	1,804	
Erreur de composition selon l'âge (âges 3 et 4)					-	0,882	0,865	0,859	0,859	
Erreur de composition selon l'âge (âges 5 à 14)					-	0,308	0,311	0,308	0,308	
Corrélation avec l'âge dans les erreurs de processus					$\varphi_\delta \text{ âge}$	0,827	0,742	0,787	0,782	
Corrélation avec l'année dans les erreurs de processus					$\varphi_\delta \text{ année}$	0,815	0,821	0,787	0,785	
Variance de l'erreur de processus					σ_δ	0,226	0,263	0,248	0,244	
Corrélation avec l'âge dans F					$\varphi_F \text{ âge}$	0,909	0,908	0,908	0,908	
Corrélation avec l'année dans F					$\varphi_F \text{ année}$	0,998	0,998	0,998	0,998	
Paramètre de variance de F					σ_F	0,202	0,201	0,203	0,203	
Variance du log-recrutement					σ_r	0,319	0,215	0,227	0,223	
Variance des écarts de F dus au marquage (avant 1997)					$\sigma_{f_{x-1}}$	0,938	0,948	0,944	0,946	

Modèle	k	$\ln(L)$	CIA	ΔCIA						
M5	201	17 946,04	36 294,07	0,000						
M10	202	17 947,38	36 298,75	4,678						
M9	201	17 948,52	36 299,05	4,975						
M8	200	17 972,42	36 344,84	50,769						
Quantité					Symbole	M5	M8	M9	M10	
Variance des écarts de F dus au marquage (après 1997)					σ_{fx2}	1,050	1,049	1,050	1,050	
Paramètre de surdispersion de la BN pour les expériences de marquage antérieures à 1997					κ_1	16,317	16,209	16,128	16,085	
Paramètre de surdispersion de la BN pour les expériences de marquage postérieures à 1997					κ_2	8,117	8,021	8,063	8,071	
Erreur d'observation du relevé sur les juvéniles					σ_{juv}	1,102	1,444	1,182	1,176	

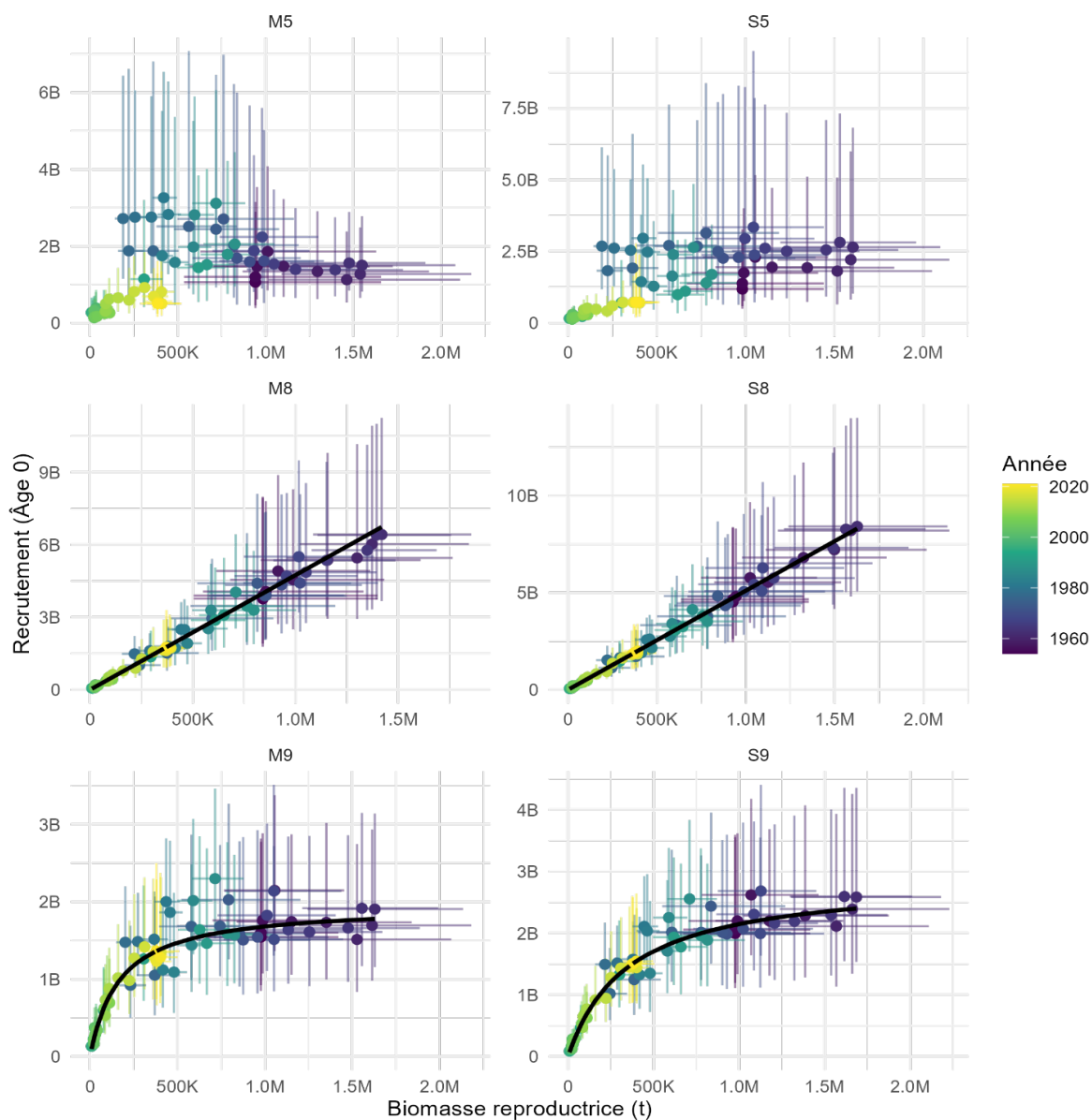


Figure 3.17 : Diagrammes de dispersion stock-recrutement tirés de modèles qui incluent ou excluent les données des relevés sur les juvéniles. Plus précisément, les prédictions après deux marches aléatoires (M5 et S5) par rapport aux modèles ajustés à l'aide d'une relation stock-recrutement linéaire (M8 et S8) et de Beverton-Holt (M9 et S9). Les moustaches horizontales et verticales représentent les intervalles de confiance à 95 % autour des estimations du recrutement (points) et les lignes noires sont les niveaux de recrutement prédits.

Tableau 3.6 : Comparaison du nombre de paramètres, k , de la log-vraisemblance, $\ln(L)$, du critère d'information d'Akaike, CIA , et estimations de certains paramètres à partir des tests de sensibilité **S5** (modèle **M5** excluant les données du relevé sur les juvéniles), **S8** (modèle **M8** excluant les données du relevé sur les juvéniles) et **S9** (modèle **M9** excluant les données du relevé sur les juvéniles).

Modèle	k	$\ln(L)$	CIA	ΔCIA					
S9	198	17 824,81	36 045,62	0,000					
S5	198	17 826,47	36 048,93	3,314					
S8	197	17 833,75	36 061,49	15,874					
Quantité					Symbole	S5	S8	S9	
Recrutement moyen (avant 1992; en milliards)					r_1	1,002	N.D.	N.D.	
Recrutement moyen (après 1992; en milliards)					r_2	0,198	N.D.	N.D.	
Paramètre de relation S-R					$\log(\beta_{BSR})$	N.D.	N.D.	-	12,763
Paramètre de relation S-R					α_{BSR}	N.D.	5,106	8,295	
Erreur d'observation du relevé par navire de recherche					σ_{NR}	0,434	0,431	0,430	
Erreur d'observation du relevé de pêche sentinelle (âge 3)					σ_{SEN_a}	0,679	0,679	0,674	
Erreur d'observation du relevé de pêche sentinelle (âges 4 à 14)					-	0,137	0,132	0,131	
Corrélation avec l'âge dans la valeur q du relevé de pêche sentinelle					$\varphi_{SEN_q \text{ âge}}$	0,862	0,867	0,867	
Corrélation avec l'année dans la valeur q du relevé de pêche sentinelle					$\varphi_{SEN_q \text{ année}}$	0,887	0,888	0,888	
Paramètres de variance de q du relevé de pêche sentinelle					σ_{SEN_q}	0,826	0,826	0,829	
Erreur de composition selon l'âge (âges 0 à 2)					σ_{Pa}	1,840	1,805	1,825	
Erreur de composition selon l'âge (âges 3 et 4)					-	0,877	0,861	0,857	
Erreur de composition selon l'âge (âges 5 à 14)					-	0,309	0,309	0,308	
Corrélation avec l'âge dans les erreurs de processus					$\varphi_{\delta \text{ âge}}$	0,805	0,719	0,765	
Corrélation avec l'année dans les erreurs de processus					$\varphi_{\delta \text{ année}}$	0,813	0,804	0,747	
Variance de l'erreur de processus					σ_{δ}	0,227	0,271	0,261	
Corrélation avec l'âge dans F					$\varphi_F \text{ âge}$	0,910	0,908	0,908	
Corrélation avec l'année dans F					$\varphi_F \text{ année}$	0,998	0,998	0,998	
Paramètre de variance de F					σ_F	0,201	0,202	0,203	
Variance du log-recrutement					σ_r	0,315	0,185	0,201	
Variance des écarts de F dus au marquage (avant 1997)					$\sigma_{f_{x1}}$	0,940	0,947	0,946	
Variance des écarts de F dus au marquage (après 1997)					$\sigma_{f_{x2}}$	1,050	1,049	1,050	
Paramètre de surdispersion de la BN pour les expériences de marquage antérieures à 1997					κ_1	16,289	16,165	16,095	
Paramètre de surdispersion de la BN pour les expériences de marquage postérieures à 1997					κ_2	8,110	7,999	8,049	

3.7. MORTALITÉ NATURELLE DE RÉFÉRENCE

Les changements apportés à nos hypothèses sous-jacentes en ce qui concerne les niveaux de référence de M ont eu une incidence minime sur les estimations de la moyenne de M et de F pour les âges 5 et + (figure 3.18). Les différences les plus importantes sont apparentes dans la composante juvénile du stock, où les taux de M étaient plus élevés lorsqu'on supposait les niveaux de référence du décalage de M (modèle **M9**) ou lorsqu'on estimait un effet allométrique (modèle **M12**; figure 3.19). De ce fait, les estimations du recrutement étaient plus élevées pour ces modèles (figure 3.18). Il convient cependant de noter qu'avec un exposant allométrique de 0,31 [0,11; 0,86], les estimations de M pour les âges les plus jeunes sont inférieures à celles auxquelles on pourrait s'attendre avec la valeur généralement estimée d'environ -1 (Lorenzen *et al.* 2022).

Les estimations de M avaient tendance à être plus faibles lorsque l'on supposait des niveaux de mortalité constants (invariables selon l'âge; modèles **M11** et **M13**; figure 3.19). Les options de décalage de M (modèle **M9**) et de décalage de M^2 (modèle **M13**) reflétaient mieux les décalages temporels des taux de M et ont toutes deux reçu les scores du critère d'information d'Akaike les plus faibles (tableau 3.7). Cependant, le rendement de ces modèles est probablement déterminé par l'explication des variations des taux de mortalité qui ont été guidés par les estimations rétrospectives. Bien que l'utilisation d'une telle formulation soit responsable d'une grande variation observée dans le système, nous ne sommes pas en mesure de prédire la prochaine variation. Bien que le modèle allométrique, **M12**, ne tienne pas compte de ces décalages temporels et obtienne un score du critère d'information d'Akaike plus élevé que les autres modèles (sauf le modèle constant, **M11**), les estimations de la mortalité des juvéniles sont probablement plus réalistes sur le plan biologique dans ce modèle. Avec ces résultats, il est difficile de choisir entre l'option la plus défendable sur le plan statistique (modèle **M13**) et l'option la plus défendable sur le plan biologique (modèle **M12**).

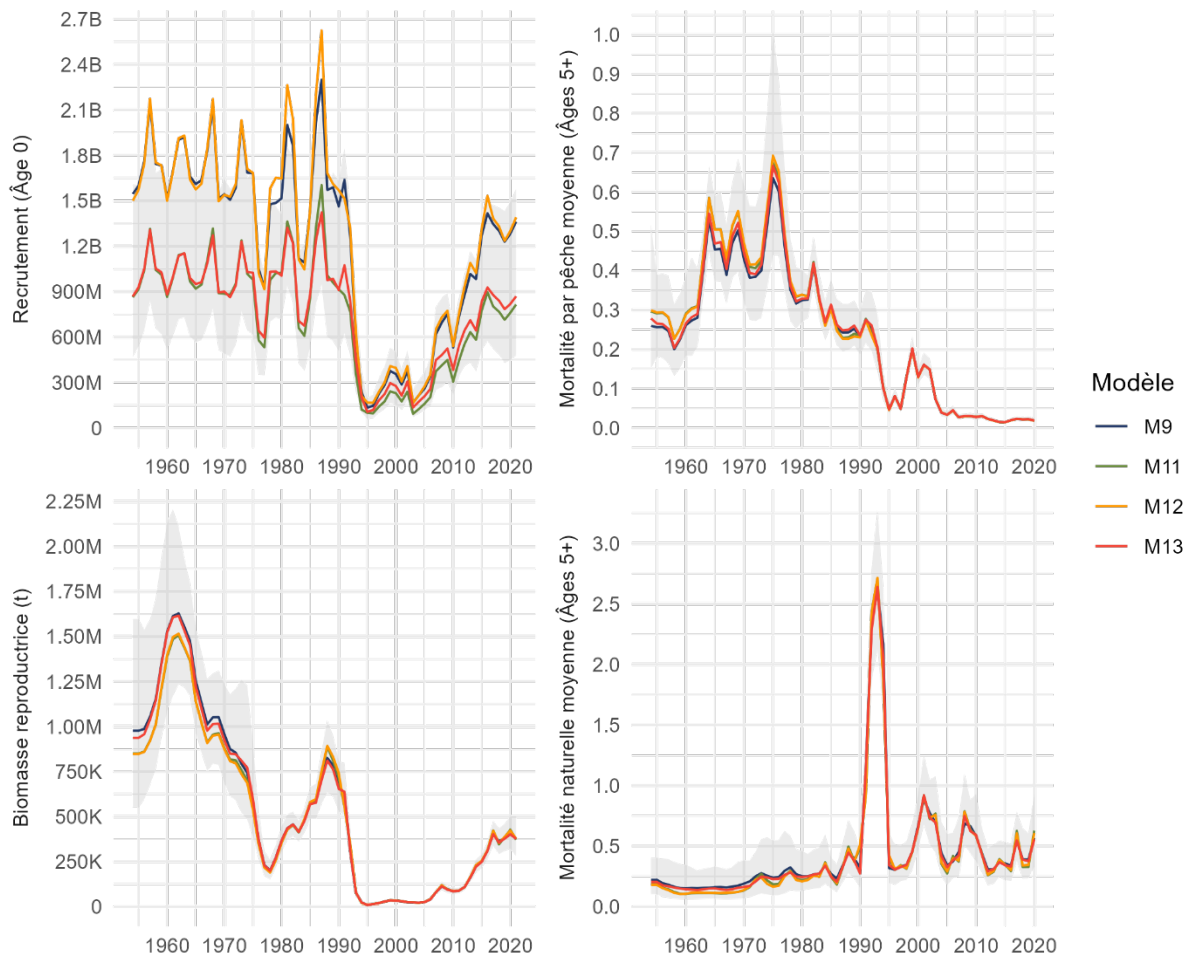


Figure 3.18 : Tendances du recrutement jusqu'à l'âge 0, de la biomasse du stock reproducteur, de la mortalité par pêche et de la mortalité naturelle dans les modèles **M9** (MEMN étendu comprenant les juvéniles et une relation stock-recrutement de Beverton-Holt), **M11** (MEMN étendu comprenant les juvéniles, une relation stock-recrutement de Beverton-Holt et un niveau de référence constant de la mortalité naturelle), **M12** (MEMN étendu comprenant les juvéniles, une relation stock-recrutement de Beverton-Holt et des niveaux de référence allométriques de la mortalité naturelle [c.-à-d. M de Lorenzen]) et **M13** (MEMN étendu comprenant les juvéniles, une relation stock-recrutement de Beverton-Holt et des variations des niveaux de référence de la mortalité naturelle). La zone ombrée représente l'intervalle de confiance à 95 % du modèle **M13**.

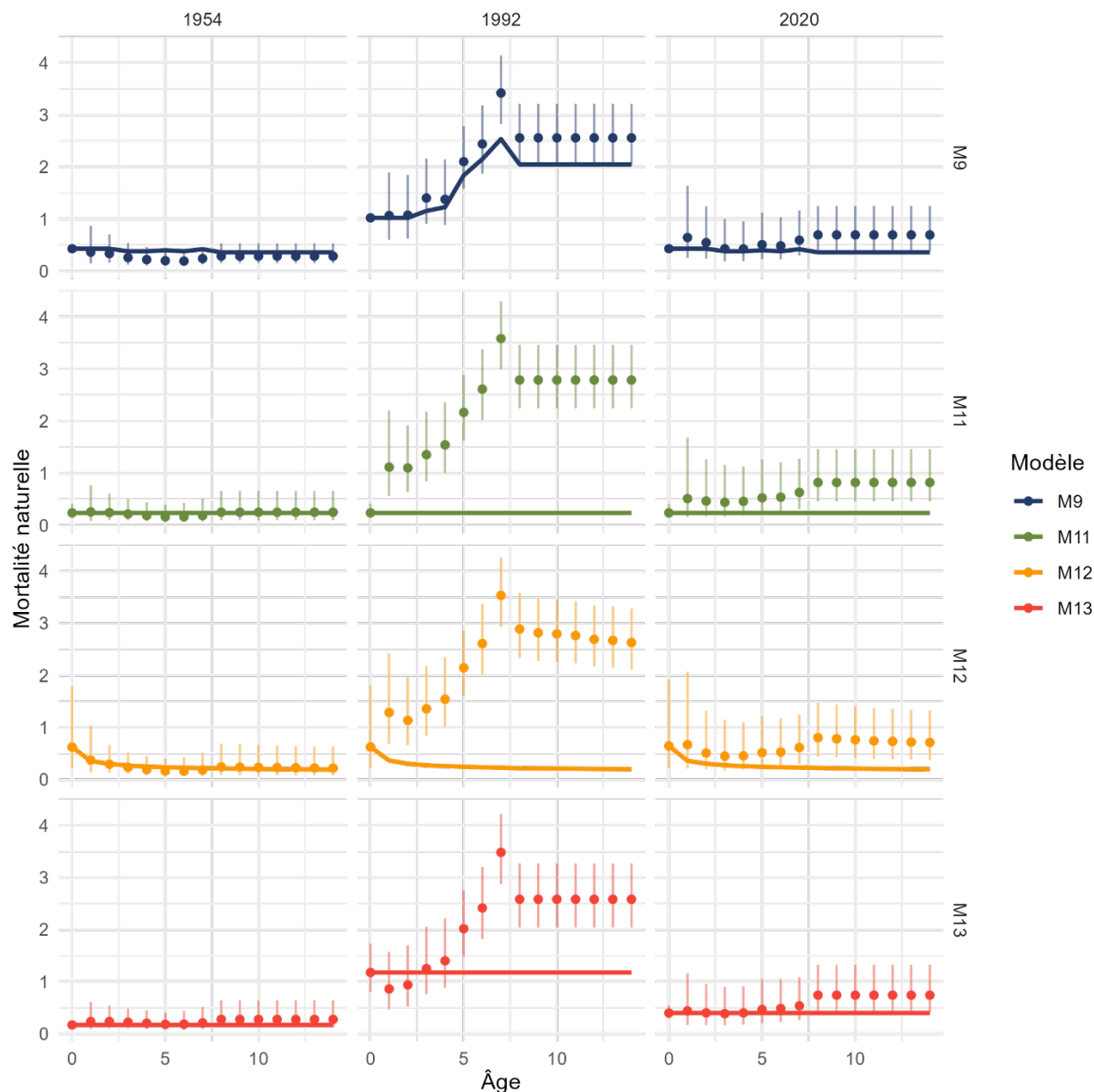


Figure 3.19 : Taux de mortalit   naturelle, par   ge, pour certaines ann  es, estim  s par les mod  les **M9** (MEMN   tendu comprenant les juv  niles et une relation stock-recrutement de Beverton-Holt), **M11** (MEMN   tendu comprenant les juv  niles, une relation stock-recrutement de Beverton-Holt et un niveau de r  f  rence constant de la mortalit   naturelle), **M12** (MEMN   tendu comprenant les juv  niles, une relation stock-recrutement de Beverton-Holt et des niveaux de r  f  rence allom  triques de la mortalit   naturelle [c.-  -d. M de Lorenzen]) et **M13** (MEMN   tendu comprenant les juv  niles, une relation stock-recrutement de Beverton-Holt et des variations des niveaux de r  f  rence de la mortalit   naturelle). Les lignes   paisses repr  sentent les taux de r  f  rence pr  sum  s (**M9** [d  calage de M]) ou estim  s (**M11** [constant], **M12** [allom  trique] et **M13** [d  calage de M 2]).

Tableau 3.7 : Comparaison du nombre de paramètres, k , de la log-vraisemblance, $\ln(L)$, du critère CIA d'information d'Akaike et estimations de certains paramètres à partir des modèles **M9** (MEMN étendu comprenant les juvéniles et une relation stock-recrutement de Beverton-Holt), **M11** (MEMN étendu comprenant les juvéniles, une relation stock-recrutement de Beverton-Holt et un niveau de référence constant de la mortalité naturelle), **M12** (MEMN étendu comprenant les juvéniles, une relation stock-recrutement de Beverton-Holt et des niveaux de référence allométriques de la mortalité naturelle [c.-à-d. M de Lorenzen]) et **M13** (MEMN étendu comprenant les juvéniles, une relation stock-recrutement de Beverton-Holt et des variations des niveaux de référence de la mortalité naturelle).

Modèle	k	$\ln(L)$	CIA	ΔCIA						
M13	204	17 939,66	36 287,32	0,000						
M9	201	17 948,52	36 299,05	11,732						
M12	203	17 955,75	36 317,50	30,185						
M11	202	17 957,47	36 318,95	31,632						
Quantité					Symbole	M9	M11	M12	M13	
Niveau de référence de la mortalité naturelle (de 1954 à 1990)					m_y	N.D.	N.D.	N.D.	0,168	
Niveau de référence de la mortalité naturelle (de 1991 à 1994)					-	N.D.	N.D.	N.D.	1,175	
Niveau de référence de la mortalité naturelle (de 1995 à 2020)					-	N.D.	N.D.	N.D.	0,398	
Niveau de référence de la mortalité naturelle					m	N.D.	0,239	0,189	N.D.	
Erreur d'observation du relevé par navire de recherche					σ_{NR}	0,431	0,431	0,435	0,428	
Erreur d'observation du relevé de pêche sentinelle (âge 3)					σ_{SEN_α}	0,671	0,668	0,669	0,663	
Erreur d'observation du relevé de pêche sentinelle (âges 4 à 14)					-	0,130	0,128	0,130	0,120	
Corrélation avec l'âge dans la valeur q du relevé de pêche sentinelle					$\varphi_{SEN_q \text{ âge}}$	0,865	0,868	0,868	0,865	
Corrélation avec l'année dans la valeur q du relevé de pêche sentinelle					$\varphi_{SEN_q \text{ année}}$	0,887	0,886	0,886	0,886	
Paramètres de variance de q du relevé de pêche sentinelle					σ_{SEN_q}	0,826	0,830	0,829	0,824	
Erreur de composition selon l'âge (âges 0 à 2)					σ_{P_α}	1,817	1,831	1,826	1,818	
Erreur de composition selon l'âge (âges 3 et 4)					-	0,859	0,844	0,851	0,851	
Erreur de composition selon l'âge (âges 5 à 14)					-	0,308	0,306	0,306	0,306	
Corrélation avec l'âge dans les erreurs de processus					$\varphi_\delta \text{ âge}$	0,787	0,862	0,860	0,689	
Corrélation avec l'année dans les erreurs de processus					$\varphi_\delta \text{ année}$	0,787	0,766	0,772	0,641	
Variance de l'erreur de processus					σ_δ	0,248	0,281	0,267	0,305	
Corrélation avec l'âge dans F					$\varphi_F \text{ âge}$	0,908	0,908	0,911	0,907	
Corrélation avec l'année dans F					$\varphi_F \text{ année}$	0,998	0,998	0,998	0,998	
Paramètre de variance de F					σ_F	0,203	0,203	0,202	0,203	
Paramètre de relation S-R					α_{BSR}	11,772	7,233	12,484	9,986	

Modèle	k	$\ln(L)$	CIA	ΔCIA						
M13	204	17 939,66	36 287,32	0,000						
M9	201	17 948,52	36 299,05	11,732						
M12	203	17 955,75	36 317,50	30,185						
M11	202	17 957,47	36 318,95	31,632						
Quantité					Symbole	M9	M11	M12	M13	
Paramètre de relation S-R					$\log(\beta_{BSR})$	-12,023	-11,994	-11,971	-11,638	
Variance du log-recrutement					σ_r	0,227	0,271	0,260	0,236	
Variance des écarts de F dus au marquage (avant 1997)					σ_{fx1}	0,944	0,942	0,942	0,944	
Variance des écarts de F dus au marquage (après 1997)					σ_{fx2}	1,050	1,051	1,052	1,050	
Paramètre de surdispersion de la BN pour les expériences de marquage antérieures à 1997					κ_1	16,128	16,112	16,157	16,032	
Paramètre de surdispersion de la BN pour les expériences de marquage postérieures à 1997					κ_2	8,063	8,081	8,092	8,018	
Erreur d'observation du relevé sur les juvéniles					σ_{juv}	1,182	1,158	1,156	1,177	

3.8. CONCLUSION

Les améliorations que nous avons apportées au MEMN ont produit des estimations cohérentes des paramètres clés, tels que la biomasse du stock reproducteur, pour diverses variations des modèles. Cette robustesse indique que le modèle est principalement axé sur les données, ce qui démontre sa fiabilité pour refléter la dynamique du stock de morue du Nord. Des améliorations progressives, y compris l'intégration des données de marquage antérieures, d'une longue série de débarquements déclarés et des données des relevés sur les juvéniles, ont permis de mieux comprendre les tendances historiques jusqu'en 1954.

Parmi les améliorations notables, mentionnons l'adoption d'une approche davantage axée sur les données pour estimer la variance de la composition des prises, qui améliore le rendement global du modèle. Les tendances contradictoires entre les indices dérivés des relevés récents ont été corrigées par la mise en œuvre d'une structure flexible de capturabilité pour le relevé de pêche sentinelle. L'extension de la série chronologique jusqu'en 1954 à l'aide du modèle MEMN étendu a révélé des tendances cohérentes avec les évaluations antérieures (comparer avec Lilly 2008), les données des étiquettes-disques s'avérant cruciales pour reconstruire les taux vitaux historiques.

L'ajout des données des relevés sur les juvéniles représente une avancée importante, permettant d'inclure les âges 0 et 1 dans le modèle. Malgré les variations dans les hypothèses de capturabilité, la formulation du modèle simple choisi avec une capturabilité constante du relevé sur les juvéniles semble être une hypothèse raisonnable. Ces données devraient être un indicateur utile de la force des classes d'âge (Lunzmann-Cooke *et al.* 2021), qui devrait faciliter les prévisions de la production future du stock.

L'exploration des relations stock-recrutement a mis en évidence la supériorité des modèles de Beverton-Holt et de Beverton-Holt sigmoïde sur le modèle linéaire. Les tests de sensibilité excluant les données des relevés sur les juvéniles ont confirmé la nature dépendante de la densité du recrutement, remettant en question les inférences antérieures concernant une relation linéaire (Rose et Rowe 2022). Ces résultats soulignent l'importance des analyses

intégrées et donnent à penser qu'une dynamique dépendante de la densité joue un rôle dans le recrutement de la morue du Nord.

L'exploration des hypothèses de référence pour M met l'accent sur un compromis entre la défendabilité statistique et le réalisme biologique. Bien que les modèles intégrant des décalages temporels fonctionnent bien sur le plan statistique, le modèle allométrique s'aligne davantage sur les attentes biologiques, en particulier pour estimer la mortalité des juvéniles (Lorenzen *et al.* 2022). Une discussion plus approfondie s'impose pour déterminer l'option la plus défendable.

En conclusion, le MEMN étendu semble être un outil fiable et robuste pour évaluer le stock de morue du Nord, fournissant des informations précieuses sur la dynamique historique qui n'étaient pas faciles à évaluer à l'aide du MEMN du scénario de référence. Le modèle étendu que nous proposons comble des lacunes dans nos connaissances et offre une base solide pour prendre des décisions éclairées pour la gestion des pêches.

4. REMERCIEMENTS

Nous exprimons notre gratitude aux nombreuses personnes qui ont contribué aux relevés et au traitement des données utilisées dans cet examen du cadre, y compris les équipages des navires, les pêcheurs et le personnel de recherche. Ces relevés ont reçu le soutien de divers organismes, dont Pêches et Océans Canada (MPO), la Fish Food and Allied Workers Union (FFAW), la chaire de conservation des pêches du Conseil de recherches en sciences naturelles et en génie du Canada (CRSNG) et le Centre for Fisheries and Ecosystem Research (CFER) du Fisheries and Marine Institute de l'Université Memorial de Terre-Neuve. Nous remercions également Noel Cadigan, qui a jeté les bases du modèle d'évaluation de la morue du Nord et a offert des discussions et des avis continus qui ont contribué à l'élaboration du cadre. Enfin, nous remercions les scientifiques du MPO, entre autres Joanne Morgan, Andrea Perreault, Rick Rideout, Laura Wheeland et Brian Healey, pour leurs nombreuses discussions et contributions qui ont facilité l'élaboration de ces travaux. Merci également à Laura Wheeland, qui a produit la figure 2.1.

5. RÉFÉRENCES CITÉES

- Akaike, H. 1974. [A new look at the statistical model identification](#). IEEE Trans. Autom. Control. 19(6): 716–723.
- Albertsen, C.M., and Trijoulet, V. 2020. [Model-based estimates of reference points in an age-based state-space stock assessment model](#). Fish. Res. 230: 105618.
- Barrowman, N., and Myers, R. 1996. [Estimating tag-shedding rates for experiments with multiple tag types](#). Biometrics. 52: 1410–1416.
- Beverton, R.J., and Holt, S.J. 1957. On the dynamics of exploited fish populations. H.M.S.O., London, U.K.
- Bratley, J., and Cadigan, N. 2004. [Estimation of short-term tagging mortality of adult Atlantic cod \(*Gadus morhua*\)](#). Fish. Res. 66(2-3): 223–233.
- Bratley, J., Cadigan, N., Dwyer, K.S., Healey, B.P., Ings, D.W., Lee, E.M., Maddock Parsons, D., Morgan, M.J., Regular, P., Rideout, R.M. 2018. [Assessment of the Northern Cod \(*Gadus morhua*\) stock in NAFO Divisions 2J3KL in 2016](#). DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2018/018. v + 107 p.

-
- Cadigan, N.G. 2015. [A state-space stock assessment model for northern cod, including under-reported catches and variable natural mortality rates](#). Can. J. Fish. Aquat. Sci. 73(2): 296–308.
- Cadigan, N. 2016a. [Updates to a Northern Cod \(*Gadus morhua*\) State-Space Integrated Assessment Model](#). DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2016/022. v + 58 p.
- Cadigan, N. 2016b. [Weight-at-age growth models and forecasts for Northern cod \(*Gadus morhua*\)](#). DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2016/016. v + 19 p.
- Cadigan, N.G., and Bratley, J. 2006. [Reporting and shedding rate estimates from tag-recovery experiments on Atlantic cod \(*Gadus morhua*\) in coastal Newfoundland](#). Can. J. Fish. Aquat. Sci. 63(9): 1944–1958.
- Cadigan, N. and Konrad, C. 2016. [A cohort time-series Von Bertalanffy growth model for Northern cod \(*Gadus morhua*\), and estimation of the age of tagged cod](#). DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2016/017: v + 37 p.
- Dempsey, D.P., Gentleman, W.C., Pepin, P., and Koen-Alonso, M. 2018. [Explanatory power of human and environmental pressures on the fish community of the grand bank before and after the biomass collapse](#). Front. Mar. Sci. 5: 37.
- Gregory, R.S., Dalley, K.L., Newton, B.H., Sargent, P.S., et E.L.L. Cooke. 2019. [Vigueur relative de trois cohortes \(2015-2017\) de morues franches d'après les relevés côtiers des juvéniles démersaux d'âges 0 et 1 dans le bras Newman, baie de Bonavista](#). Secr. can. de consult. sci. du MPO. Doc. de rech. 2019/012. iv + 12 p.
- Greven, S., and Kneib, T. 2010. [On the behaviour of marginal and conditional AIC in linear mixed models](#). Biometrika. 97(4): 773–789.
- Konrad, C., Bratley, J., and Cadigan, N.G. 2016. [Modelling temporal and spatial variability in tag reporting-rates for Newfoundland cod \(*Gadus morhua*\)](#). Environ. Ecol. Stat. 23: 387–403.
- Kristensen, K., Nielsen, A., Berg, C., Skaug, H., and Bell, B. 2016. [TMB: Automatic differentiation and laplace approximation](#). J. Stat. Software. 70(5): 1–21.
- Lewis, R.S., Ings, D.W. et Rogers, B. 2022. [Relevé de la morue franche \(*Gadus morhua*\) juvénile démersale le long de la côte nord-est de Terre-Neuve : relevé de Fleming de 2020](#). MPO Can. Sec. can. des avis sci. Doc. de rech. 2022/056. iv + 29 p.
- Lilly, G.R. 2008. The decline, recovery, and collapse of atlantic cod (*Gadus morhua*) off Labrador and Eastern Newfoundland. Resiliency of gadid stocks to fishing and climate change. Edited by G. Kruse, K. Drinkwater, JN Ianelli, JS Link, DL Stram, V. Wespestad, and D. Woodby. Alaska Sea Grant Program, University of Alaska, Fairbanks, Alaska: 67–88.
- Lorenzen, K. 2022. [Size-and age-dependent natural mortality in fish populations: Biology, models, implications, and a generalized length-inverse mortality paradigm](#). Fish. Res. 255: 106454.
- Lorenzen, K., Camp, E.V., and Garlock, T.M. 2022. [Natural mortality and body size in fish populations](#). Fish. Res. 252: 106327.
- Lunzmann-Cooke, E.L., Gregory, R.S., Snelgrove, P.V., Cote, D., and Fuentes-Yaco, C. 2021. [Spatial, temporal, and environmental influences on Atlantic cod *Gadus morhua* offshore recruitment signals in Newfoundland](#). Mar. Ecol. Prog. Ser. 673: 151–164.
- MPO. 2009. [Cadre décisionnel pour les pêches en conformité avec l'approche de précaution](#).
-

-
- MPO. 2019a. [Évaluation du stock de morue du nord \(Divisions 2J3KL de l'OPANO\) en 2019](#). secr. can. de consult. sci. du MPO, Avis sci. 2019/050.
- MPO. 2019b. [Évaluation du point de référence limite de la biomasse de la morue du nord \(divisions 2J3KL de l'OPANO\)](#). Secr. can. de consult. sci. du MPO, Avis sci. 2019/058.
- MPO. 2022a. [Évaluation du stock de morue du Nord \(divisions 2J3KL de l'OPANO\) en 2021](#). Secr. can. des avis sci. du MPO. Avis sci. 2022/041.
- MPO. 2022b. [Lignes directrices pour la rédaction de plans de rétablissement conformément aux Dispositions relatives aux stocks de poissons et Un cadre décisionnel pour les pêches intégrant l'approche de précaution](#).
- Myers, R., Barrowman, N., Hutchings, J., and Rosenberg, A. 1995. [Population dynamics of exploited fish stocks at low population levels](#). Science. 269(5227): 1106–1108.
- Myers, R., Barrowman, N., Hoenig, J., and Qu, Z. 1996. [The collapse of cod in Eastern Canada: The evidence from tagging data](#). ICES J. Mar. Sci. 53(3): 629–640.
- Pedersen, E.J., Thompson, P.L., Ball, R.A., Fortin, M.-J., Gouhier, T.C., Link, H., Moritz, C., Nenzen, H., Stanley, R.R.E., Taranu, Z.E., Gonzales, A., Guichard, F., and Pepin, P. 2017. [Signatures of the collapse and incipient recovery of an overexploited marine ecosystem](#). R. Soc. Open Sci. 4(7): 170215.
- Perälä, T., Hutchings, J.A., and Kuparinen, A. 2022. [Allee effects and the Allee-effect zone in northwest Atlantic cod](#). Biol. Lett. 18(2): 20210439.
- Punt, A.E. 2023. [Those who fail to learn from history are condemned to repeat it: A perspective on current stock assessment good practices and the consequences of not following them](#). Fish. Res. 261: 106642.
- R Core Team. 2021. R: A language and environment for statistical computing. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria.
- Rose, G. 2004. [Reconciling overfishing and climate change with stock dynamics of Atlantic cod \(*Gadus morhua*\) over 500 years](#). Can. J. Fish. Aquat. Sci. 61(9): 1553–1557.
- Rose, G.A., and Rowe, S. 2022. [Congruence of stock production and assessment areas? An historical perspective on Canada's iconic northern cod](#). Can. J. Fish. Aquat. Sci. 79(7): 1173–1187.
- Rose, G.A., Nelson, R.J., and Mello, L.G. 2011. [Isolation or metapopulation: Whence and whither the smith sound cod?](#) Can. J. Fish. Aquat. Sci. 68(1): 152–169.
- Schijns, R., Froese, R., Hutchings, J.A., and Pauly, D. 2021. [Five centuries of cod catches in Eastern Canada](#). ICES J. Mar. Sci. 78(8): 2675–2683.
- Taggart, C., Penney, P., Barrowman, N., and George, C. 1995. The 1954-1993 Newfoundland cod-tagging database: statistical summaries and spatial-temporal distributions. Can. Tech. Rep. Fish. Aquat. Sci. 2042: 441 p.

6. ANNEXE I - DONNÉES D'ENTRÉE

Tableau A1 : Débarquements déclarés de morue (en tonnes) dans les divisions 2J+3KL de l'OPANO depuis 1954.

Année	Débarquements
1954	315 843,0
1955	232 858,0
1956	236 210,0
1957	254 456,0
1958	206 710,0
1959	359 572,0
1960	467 802,0
1961	505 105,0
1962	507 026,0
1963	509 209,0
1964	602 651,0
1965	545 035,0
1966	524 505,0
1967	611 764,0
1968	810 014,0
1969	753 690,0
1970	520 226,0
1971	439 518,0
1972	458 295,0
1973	354 509,0
1974	372 650,0
1975	287 508,0
1976	214 220,0
1977	172 720,0
1978	138 559,0
1979	166 899,0
1980	175 788,0
1981	170 748,0
1982	229 774,0
1983	232 345,0
1984	232 471,0
1985	231 293,0
1986	266 713,0
1987	239 924,0
1988	268 677,0
1989	253 990,0
1990	219 452,0
1991	172 012,0
1992	40 956,0
1993	11 392,0
1994	1 314,0

Année	Débarquements
1995	413,0
1996	1 875,0
1997	877,0
1998	4 507,0
1999	8 526,0
2000	5 430,0
2001	6 969,0
2002	4 249,0
2003	994,0
2004	649,0
2005	1 331,0
2006	2 701,0
2007	2 931,0
2008	3 385,0
2009	3 116,0
2010	2 962,0
2011	3 770,0
2012	3 871,0
2013	4 506,0
2014	4 870,0
2015	4 436,0
2016	10 105,0
2017	12 881,0
2018	9 456,0
2019	10 503,0
2020	10 260,0
2021	10 977,0
2022	12 475,0
2023	12 998,0

Tableau A2 : Nombres de prises selon l'âge (en milliers) pour la pêche commerciale de la morue dans les divisions 2J+3KL de l'OPANO depuis 1965.

Année	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14
1965	0	0	85	5 177	28 709	46 800	66 946	64 360	68 176	33 819	14 913	6 945	3 729	3 948	3 730
1966	0	0	819	14 057	65 992	93 687	62 812	59 312	30 423	23 844	8 762	4 528	2 280	1 825	1 186
1967	0	0	790	15 262	77 873	100 339	96 759	54 996	38 691	17 146	16 084	5 949	3 367	2 108	1 529
1968	0	0	288	6 142	94 291	205 805	150 541	83 808	39 443	23 171	10 984	5 591	5 249	1 939	1 334
1969	0	0	59	4 330	39 626	100 858	163 228	107 509	52 661	19 651	12 370	6 389	4 479	3 004	1 557
1970	0	0	6 819	18 104	60 102	82 357	101 249	85 696	29 218	10 857	3 825	2 000	1 200	507	224
1971	0	0	33	12 876	71 557	95 384	98 111	57 865	25 055	11 732	4 470	2 223	1 287	1 140	720
1972	0	0	236	6 737	79 809	116 562	76 196	55 984	29 553	11 750	6 393	2 987	1 660	1 388	725
1973	0	0	0	3 963	40 785	94 844	59 503	35 464	27 351	14 153	7 566	3 815	2 153	1 173	450
1974	0	0	473	3 231	13 201	34 927	74 403	60 539	35 687	18 854	10 492	5 818	2 934	1 078	652
1975	0	0	420	3 968	14 101	25 370	34 426	39 105	36 485	13 421	7 514	2 315	1 179	808	372
1976	0	0	15	13 767	33 727	28 049	20 898	16 811	16 022	10 931	4 637	1 462	631	292	251
1977	0	0	108	7 128	65 510	40 462	12 107	5 397	3 396	2 730	1 381	532	296	149	75
1978	0	0	0	1 323	17 556	39 206	20 319	7 711	3 078	1 530	1 083	437	219	105	62
1979	0	0	0	1 152	12 361	37 493	29 202	10 982	3 460	1 300	757	560	183	116	51
1980	0	0	92	2 554	12 025	28 814	30 016	18 017	4 830	1 217	520	232	229	56	65
1981	0	0	0	2 185	7 172	13 191	24 800	22 014	11 848	3 175	779	309	195	125	48
1982	0	0	0	1 702	31 286	19 003	14 397	25 435	16 930	11 936	1 923	338	156	90	153
1983	0	0	18	2 585	13 616	42 602	19 028	12 044	14 701	8 934	6 341	1 018	248	90	41
1984	0	0	3	782	14 871	31 760	38 624	12 503	7 246	8 910	4 227	2 536	451	146	48
1985	0	0	0	650	14 824	36 614	33 922	28 006	7 050	3 836	5 162	2 905	1 681	254	107
1986	0	0	1	831	15 219	44 168	45 869	26 025	14 722	3 104	2 000	1 977	1 101	574	116

Année	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14
1987	0	0	42	2 329	9 217	32 340	49 061	28 469	19 505	5 818	1 346	676	873	391	200
1988	0	0	25	2 779	14 651	20 184	47 917	45 725	18 608	9 026	4 337	774	422	366	223
1989	0	0	8	1 696	17 639	21 150	25 212	38 708	28 499	8 696	3 640	1 695	572	244	180
1990	0	0	58	7 693	40 557	36 410	22 695	16 390	17 940	9 156	2 865	1 084	478	103	98
1991	0	0	35	3 111	31 654	53 805	29 553	9 064	6 164	4 745	1 696	641	250	88	39
1992	0	0	0	430	3 860	14 535	12 211	4 526	1 372	376	199	104	18	9	4
1993	0	0	0	940	4 993	3 343	1 940	700	147	21	0	0	0	0	0
1994	0	0	0	105	379	575	177	74	22	2	0	0	0	0	0
1995	0	0	0	12	41	93	76	25	10	2	0	0	0	0	0
1996	0	0	1	35	157	304	401	131	24	7	2	0	0	0	0
1997	0	0	0	12	39	92	95	148	35	5	2	0	0	0	0
1998	0	0	3	96	229	395	689	384	236	74	10	5	2	1	0
1999	0	0	7	70	238	638	795	1 157	370	253	52	13	3	0	0
2000	0	0	5	141	258	419	437	328	294	151	136	33	5	3	1
2001	0	0	10	249	778	710	611	365	190	272	80	117	33	3	1
2002	0	0	6	166	296	399	335	235	124	77	113	50	52	10	2
2003	0	0	0	9	11	19	53	44	28	22	9	32	20	27	7
2004	0	0	1	10	24	33	47	59	32	14	7	3	5	2	2
2005	0	0	0	16	27	137	182	101	51	19	7	4	2	2	1
2006	0	0	0	12	159	307	381	168	79	30	13	5	2	1	2
2007	0	0	0	12	44	357	423	178	69	21	8	5	2	1	1
2008	0	0	0	11	84	172	649	422	147	37	12	6	2	1	1
2009	0	0	0	25	96	124	170	410	248	68	15	5	1	1	0
2010	0	0	3	18	72	122	202	200	329	143	34	6	1	1	0

Année	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14
2011	0	0	4	27	74	92	186	247	188	202	78	17	2	1	0
2012	0	0	3	38	63	165	248	271	228	117	131	43	7	1	0
2013	0	0	0	22	137	287	432	357	231	153	75	55	24	6	1
2014	0	0	8	36	42	232	438	461	211	115	69	34	38	12	1
2015	0	0	0	3	26	87	450	397	266	115	52	49	21	21	4
2016	0	0	0	3	48	259	520	1 221	720	384	188	70	32	14	21
2017	0	0	0	1	34	224	836	706	1 318	689	354	123	59	41	20
2018	0	0	0	0	23	101	596	1 072	824	545	274	117	42	9	6
2019	0	0	0	1	46	104	384	859	1 364	568	418	165	88	19	25
2020	0	0	0	3	58	202	273	530	1 194	910	354	212	60	20	30
2021	0	0	0	3	50	203	512	471	917	968	808	290	126	44	20
2022	0	0	0	1	22	127	438	646	744	861	970	416	146	142	104
2023	0	0	0	0	17	159	617	1 353	1 140	665	405	288	257	80	63

Tableau A3 : Nombre moyen de morues par trait selon l'âge dans les strates indicelles pour les relevés d'automne au chalut de fond par navire de recherche effectués par le MPO dans les divisions 2J+3KL de l'OPANO depuis 1983.

Année	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14
1983	58,000	42,954	20,918	16,086	4,202	2,540	4,812	2,585	1,084	0,221	0,075	0,025	0,027
1984	56,924	47,820	33,362	16,569	10,657	2,369	1,255	2,015	1,103	0,424	0,191	0,040	0,027
1985	10,632	32,232	30,342	17,065	8,460	4,159	0,864	0,756	0,672	0,374	0,128	0,032	0,010
1986	14,801	20,783	63,369	57,562	29,380	11,526	5,087	1,246	0,505	0,601	0,354	0,104	0,047
1987	11,960	7,646	10,218	23,054	15,594	4,726	3,133	1,512	0,333	0,139	0,163	0,085	0,038
1988	18,859	13,237	7,677	10,338	13,925	10,209	2,446	1,342	0,675	0,137	0,087	0,072	0,042
1989	62,961	35,266	21,412	12,117	10,183	10,143	5,447	1,392	0,719	0,337	0,106	0,034	0,032
1990	15,555	47,277	28,508	12,951	7,104	4,136	5,278	2,398	0,716	0,329	0,143	0,037	0,026
1991	11,283	15,132	39,039	18,536	4,714	1,472	0,697	0,423	0,188	0,041	0,027	0,005	0,000
1992	2,514	5,118	3,441	5,911	2,103	0,372	0,043	0,018	0,011	0,002	0,008	0,000	0,000
1993	3,034	2,013	1,670	0,477	0,410	0,077	0,003	0,000	0,001	0,000	0,000	0,000	0,000
1994	0,467	0,694	0,342	0,101	0,028	0,020	0,009	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
1995	0,969	0,727	0,295	0,090	0,058	0,010	0,001	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
1996	1,392	0,855	0,393	0,150	0,047	0,032	0,003	0,003	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
1997	0,678	0,890	0,255	0,115	0,010	0,035	0,045	0,003	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
1998	0,393	0,614	0,488	0,159	0,043	0,024	0,022	0,009	0,000	0,003	0,000	0,000	0,000
1999	1,722	1,543	0,507	0,232	0,044	0,011	0,008	0,013	0,007	0,003	0,003	0,000	0,000
2000	1,608	1,529	0,974	0,209	0,072	0,015	0,008	0,004	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
2001	1,535	1,776	0,691	0,316	0,053	0,013	0,010	0,013	0,000	0,024	0,007	0,000	0,000
2002	2,271	1,063	0,628	0,150	0,030	0,006	0,000	0,000	0,000	0,000	0,003	0,003	0,003
2003	0,544	0,630	0,251	0,073	0,019	0,004	0,000	0,004	0,000	0,003	0,000	0,003	0,003
2005	1,012	2,018	0,764	0,212	0,036	0,003	0,004	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000

Année	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14
2006	1,178	1,435	1,874	1,240	0,312	0,029	0,036	0,010	0,007	0,000	0,004	0,000	0,000
2007	2,272	1,884	1,350	1,786	0,714	0,173	0,037	0,014	0,011	0,000	0,004	0,000	0,000
2008	2,091	2,850	1,918	1,144	1,447	0,618	0,124	0,086	0,000	0,012	0,011	0,004	0,000
2009	2,590	4,379	3,748	1,815	0,606	0,548	0,135	0,026	0,005	0,004	0,004	0,000	0,000
2010	1,803	2,832	2,154	1,255	0,827	0,436	0,360	0,151	0,036	0,014	0,000	0,000	0,000
2011	2,559	2,233	1,395	0,794	0,660	0,393	0,255	0,253	0,088	0,014	0,000	0,000	0,000
2012	1,383	3,773	2,972	1,517	0,701	0,533	0,328	0,194	0,218	0,075	0,012	0,000	0,000
2013	5,949	2,748	4,014	2,860	1,697	0,918	0,541	0,223	0,208	0,157	0,072	0,012	0,000
2014	11,846	8,697	3,630	4,137	1,977	0,893	0,457	0,234	0,108	0,039	0,110	0,020	0,000
2015	8,395	11,372	8,402	3,722	3,657	1,453	0,736	0,364	0,141	0,117	0,053	0,039	0,021
2016	5,899	11,409	9,650	5,423	2,084	2,157	1,355	0,576	0,293	0,123	0,086	0,054	0,049
2017	6,849	6,593	7,850	6,419	3,024	0,942	0,774	0,253	0,107	0,061	0,030	0,011	0,008
2018	10,925	9,850	6,805	5,450	4,421	2,921	1,013	0,721	0,313	0,148	0,044	0,006	0,006
2019	8,096	10,837	9,021	4,925	4,263	3,495	2,123	0,749	0,389	0,214	0,169	0,056	0,008
2020	9,173	10,017	8,739	5,687	2,524	2,864	1,626	0,982	0,245	0,157	0,050	0,011	0,000
2023	5,311	7,606	6,204	5,840	3,026	1,916	1,101	0,473	0,392	0,184	0,116	0,049	0,009

Tableau A4 : Estimations du poids selon l'âge de début d'année (en kg) d'après un modèle de croissance généralisé de von Bertalanffy (VonB2) décrit dans Cadigan (2016b), ajusté par cohorte aux données sur le poids moyen selon l'âge des morues dans les relevés d'automne au chalut de fond effectués dans les divisions 2J+3KL.

Année	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14
1954	0,000	0,014	0,076	0,231	0,520	0,978	1,629	2,485	3,540	4,776	6,165	7,669	9,245	10,852	12,448
1955	0,000	0,014	0,076	0,231	0,520	0,978	1,629	2,485	3,540	4,776	6,165	7,669	9,245	10,852	12,448
1956	0,000	0,014	0,076	0,231	0,520	0,978	1,629	2,485	3,540	4,776	6,165	7,669	9,245	10,852	12,448
1957	0,000	0,014	0,076	0,231	0,520	0,978	1,629	2,485	3,540	4,776	6,165	7,669	9,245	10,852	12,448
1958	0,000	0,014	0,076	0,231	0,520	0,978	1,629	2,485	3,540	4,776	6,165	7,669	9,245	10,852	12,448
1959	0,000	0,014	0,076	0,231	0,520	0,978	1,629	2,485	3,540	4,776	6,165	7,669	9,245	10,852	12,448
1960	0,000	0,014	0,076	0,231	0,520	0,978	1,629	2,485	3,540	4,776	6,165	7,669	9,245	10,852	12,448
1961	0,000	0,014	0,076	0,231	0,520	0,978	1,629	2,485	3,540	4,776	6,165	7,669	9,245	10,852	12,448
1962	0,000	0,014	0,076	0,231	0,520	0,978	1,629	2,485	3,540	4,776	6,165	7,669	9,245	10,852	12,448
1963	0,000	0,014	0,076	0,231	0,520	0,978	1,629	2,485	3,540	4,776	6,165	7,669	9,245	10,852	12,448
1964	0,000	0,013	0,076	0,231	0,520	0,978	1,629	2,485	3,540	4,776	6,165	7,669	9,245	10,852	12,448
1965	0,000	0,013	0,075	0,231	0,520	0,978	1,629	2,485	3,540	4,776	6,165	7,669	9,245	10,852	12,448
1966	0,000	0,013	0,072	0,228	0,520	0,978	1,629	2,485	3,540	4,776	6,165	7,669	9,245	10,852	12,448
1967	0,000	0,013	0,070	0,217	0,514	0,978	1,629	2,485	3,540	4,776	6,165	7,669	9,245	10,852	12,448
1968	0,000	0,013	0,068	0,207	0,483	0,966	1,629	2,485	3,540	4,776	6,165	7,669	9,245	10,852	12,448
1969	0,000	0,013	0,068	0,200	0,456	0,901	1,611	2,485	3,540	4,776	6,165	7,669	9,245	10,852	12,448
1970	0,000	0,013	0,068	0,200	0,440	0,844	1,492	2,457	3,540	4,776	6,165	7,669	9,245	10,852	12,448
1971	0,000	0,013	0,069	0,200	0,440	0,811	1,390	2,266	3,501	4,776	6,165	7,669	9,245	10,852	12,448
1972	0,000	0,012	0,071	0,208	0,441	0,812	1,331	2,102	3,221	4,726	6,165	7,669	9,245	10,852	12,448
1973	0,000	0,012	0,067	0,216	0,462	0,817	1,335	2,009	2,980	4,343	6,103	7,669	9,245	10,852	12,448
1974	0,000	0,012	0,062	0,197	0,486	0,864	1,346	2,016	2,843	4,012	5,610	7,596	9,245	10,852	12,448
1975	0,000	0,012	0,062	0,178	0,436	0,916	1,434	2,037	2,856	3,824	5,181	6,991	9,163	10,852	12,448

Année	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14
1976	0,000	0,012	0,064	0,177	0,382	0,809	1,531	2,182	2,889	3,844	4,936	6,460	8,452	10,762	12,448
1977	0,000	0,013	0,065	0,182	0,379	0,694	1,336	2,343	3,108	3,893	4,965	6,156	7,822	9,957	12,353
1978	0,000	0,013	0,068	0,185	0,392	0,685	1,124	2,025	3,349	4,200	5,032	6,196	7,460	9,235	11,470
1979	0,000	0,013	0,068	0,193	0,394	0,709	1,106	1,679	2,877	4,535	5,436	6,283	7,510	8,818	10,670
1980	0,000	0,014	0,068	0,190	0,411	0,711	1,148	1,648	2,360	3,882	5,875	6,788	7,617	8,879	10,204
1981	0,000	0,014	0,070	0,187	0,400	0,741	1,146	1,712	2,310	3,159	5,024	7,334	8,225	9,006	10,275
1982	0,000	0,014	0,072	0,193	0,389	0,710	1,191	1,703	2,402	3,087	4,068	6,278	8,873	9,709	10,420
1983	0,000	0,014	0,069	0,199	0,400	0,682	1,128	1,767	2,381	3,211	3,969	5,072	7,618	10,451	11,208
1984	0,000	0,014	0,070	0,191	0,412	0,699	1,072	1,656	2,465	3,174	4,129	4,944	6,154	9,014	12,029
1985	0,000	0,014	0,073	0,195	0,394	0,721	1,094	1,557	2,289	3,280	4,072	5,141	5,994	7,297	10,435
1986	0,000	0,013	0,071	0,204	0,405	0,689	1,129	1,585	2,134	3,022	4,199	5,060	6,231	7,103	8,481
1987	0,000	0,013	0,070	0,198	0,427	0,710	1,078	1,635	2,166	2,797	3,844	5,208	6,122	7,379	8,254
1988	0,000	0,013	0,067	0,195	0,416	0,754	1,114	1,561	2,234	2,830	3,535	4,743	6,289	7,241	8,566
1989	0,000	0,013	0,067	0,189	0,411	0,737	1,194	1,617	2,132	2,918	3,567	4,339	5,706	7,425	8,399
1990	0,000	0,014	0,070	0,191	0,398	0,729	1,167	1,744	2,214	2,785	3,677	4,368	5,198	6,718	8,597
1991	0,000	0,014	0,075	0,203	0,408	0,707	1,156	1,709	2,403	2,898	3,511	4,500	5,221	6,100	7,766
1992	0,000	0,014	0,076	0,223	0,442	0,734	1,124	1,694	2,358	3,160	3,659	4,299	5,375	6,115	7,033
1993	0,000	0,014	0,074	0,226	0,496	0,808	1,180	1,650	2,339	3,106	4,005	4,485	5,138	6,290	7,037
1994	0,000	0,015	0,077	0,218	0,502	0,923	1,317	1,750	2,284	3,084	3,943	4,926	5,366	6,017	7,235
1995	0,000	0,015	0,078	0,222	0,475	0,934	1,524	1,975	2,442	3,017	3,919	4,856	5,907	6,289	6,926
1996	0,000	0,016	0,079	0,223	0,481	0,870	1,542	2,310	2,780	3,249	3,841	4,830	5,831	6,933	7,243
1997	0,000	0,016	0,084	0,223	0,475	0,876	1,420	2,335	3,276	3,724	4,160	4,742	5,805	6,853	7,992
1998	0,000	0,016	0,087	0,239	0,469	0,852	1,419	2,129	3,310	4,408	4,790	5,160	5,708	6,827	7,908
1999	0,000	0,017	0,089	0,247	0,506	0,832	1,365	2,115	2,996	4,451	5,682	5,959	6,234	6,724	7,883

Année	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14
2000	0,000	0,017	0,091	0,255	0,526	0,902	1,318	2,015	2,961	4,008	5,734	7,069	7,207	7,362	7,776
2001	0,000	0,017	0,091	0,260	0,543	0,940	1,434	1,927	2,798	3,945	5,148	7,129	8,532	8,509	8,527
2002	0,000	0,018	0,091	0,255	0,554	0,971	1,497	2,102	2,653	3,702	5,050	6,391	8,599	10,037	9,841
2003	0,000	0,019	0,095	0,253	0,534	0,990	1,549	2,199	2,900	3,486	4,713	6,252	7,711	10,110	11,549
2004	0,000	0,019	0,099	0,263	0,521	0,939	1,578	2,277	3,037	3,816	4,413	5,813	7,528	9,079	11,625
2005	0,000	0,019	0,099	0,273	0,541	0,906	1,477	2,316	3,146	3,999	4,833	5,418	6,980	8,851	10,468
2006	0,000	0,018	0,098	0,273	0,561	0,936	1,409	2,143	3,197	4,142	5,066	5,933	6,483	8,194	10,196
2007	0,000	0,019	0,096	0,270	0,559	0,972	1,448	2,026	2,929	4,204	5,245	6,217	7,094	7,592	9,433
2008	0,000	0,019	0,100	0,265	0,552	0,966	1,504	2,072	2,746	3,822	5,319	6,433	7,429	8,297	8,728
2009	0,000	0,019	0,102	0,273	0,541	0,954	1,493	2,152	2,797	3,558	4,806	6,517	7,682	8,681	9,520
2010	0,000	0,019	0,101	0,279	0,557	0,933	1,473	2,133	2,904	3,610	4,447	5,862	7,775	8,969	9,950
2011	0,000	0,018	0,101	0,275	0,568	0,959	1,438	2,103	2,874	3,747	4,496	5,398	6,971	9,069	10,268
2012	0,000	0,017	0,093	0,274	0,560	0,974	1,475	2,052	2,832	3,703	4,663	5,439	6,396	8,116	10,374
2013	0,000	0,016	0,088	0,254	0,557	0,959	1,495	2,098	2,761	3,648	4,604	5,638	6,425	7,425	9,278
2014	0,000	0,016	0,083	0,240	0,516	0,953	1,470	2,122	2,817	3,554	4,536	5,561	6,655	7,439	8,472
2015	0,000	0,016	0,080	0,226	0,486	0,883	1,459	2,084	2,844	3,618	4,417	5,479	6,559	7,699	8,467
2016	0,000	0,016	0,080	0,217	0,459	0,833	1,354	2,067	2,790	3,646	4,486	5,333	6,462	7,584	8,756
2017	0,000	0,016	0,079	0,216	0,440	0,787	1,278	1,921	2,765	3,575	4,513	5,407	6,290	7,472	8,621
2018	0,000	0,016	0,079	0,216	0,439	0,755	1,209	1,816	2,574	3,539	4,422	5,431	6,365	7,272	8,495
2019	0,000	0,015	0,079	0,215	0,438	0,753	1,161	1,720	2,437	3,300	4,376	5,319	6,384	7,347	8,268
2020	0,000	0,015	0,079	0,214	0,437	0,752	1,157	1,654	2,311	3,129	4,088	5,260	6,250	7,360	8,341
2021	0,000	0,015	0,078	0,213	0,435	0,750	1,156	1,648	2,225	2,972	3,882	4,923	6,178	7,204	8,345
2022	0,000	0,015	0,076	0,212	0,433	0,747	1,153	1,646	2,217	2,864	3,692	4,682	5,794	7,117	8,167
2023	0,000	0,014	0,074	0,207	0,431	0,743	1,149	1,642	2,214	2,854	3,562	4,460	5,518	6,688	8,067

Tableau A5 : Estimations du poids selon l'âge de mi-année (en kg) d'après un modèle de croissance généralisé de von Bertalanffy (VonB2) décrit dans Cadigan (2016b), ajusté par cohorte aux données sur le poids moyen selon l'âge des morues dans les relevés d'automne au chalut de fond effectués dans les divisions 2J+3KL.

Année	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14
1954	0,003	0,036	0,139	0,356	0,726	1,278	2,031	2,988	4,137	5,454	6,905	8,451	10,048	11,654	13,230
1955	0,003	0,036	0,139	0,356	0,726	1,278	2,031	2,988	4,137	5,454	6,905	8,451	10,048	11,654	13,230
1956	0,003	0,036	0,139	0,356	0,726	1,278	2,031	2,988	4,137	5,454	6,905	8,451	10,048	11,654	13,230
1957	0,003	0,036	0,139	0,356	0,726	1,278	2,031	2,988	4,137	5,454	6,905	8,451	10,048	11,654	13,230
1958	0,003	0,036	0,139	0,356	0,726	1,278	2,031	2,988	4,137	5,454	6,905	8,451	10,048	11,654	13,230
1959	0,003	0,036	0,139	0,356	0,726	1,278	2,031	2,988	4,137	5,454	6,905	8,451	10,048	11,654	13,230
1960	0,003	0,036	0,139	0,356	0,726	1,278	2,031	2,988	4,137	5,454	6,905	8,451	10,048	11,654	13,230
1961	0,003	0,036	0,139	0,356	0,726	1,278	2,031	2,988	4,137	5,454	6,905	8,451	10,048	11,654	13,230
1962	0,003	0,036	0,139	0,356	0,726	1,278	2,031	2,988	4,137	5,454	6,905	8,451	10,048	11,654	13,230
1963	0,003	0,036	0,139	0,356	0,726	1,278	2,031	2,988	4,137	5,454	6,905	8,451	10,048	11,654	13,230
1964	0,003	0,036	0,139	0,356	0,726	1,278	2,031	2,988	4,137	5,454	6,905	8,451	10,048	11,654	13,230
1965	0,003	0,035	0,138	0,356	0,726	1,278	2,031	2,988	4,137	5,454	6,905	8,451	10,048	11,654	13,230
1966	0,003	0,034	0,132	0,352	0,726	1,278	2,031	2,988	4,137	5,454	6,905	8,451	10,048	11,654	13,230
1967	0,003	0,033	0,126	0,332	0,717	1,278	2,031	2,988	4,137	5,454	6,905	8,451	10,048	11,654	13,230
1968	0,003	0,033	0,123	0,315	0,671	1,264	2,031	2,988	4,137	5,454	6,905	8,451	10,048	11,654	13,230
1969	0,003	0,033	0,122	0,305	0,631	1,174	2,008	2,988	4,137	5,454	6,905	8,451	10,048	11,654	13,230
1970	0,003	0,033	0,122	0,305	0,608	1,097	1,856	2,955	4,137	5,454	6,905	8,451	10,048	11,654	13,230
1971	0,003	0,034	0,126	0,305	0,608	1,052	1,725	2,721	4,093	5,454	6,905	8,451	10,048	11,654	13,230
1972	0,003	0,032	0,130	0,318	0,611	1,054	1,650	2,521	3,762	5,398	6,905	8,451	10,048	11,654	13,230
1973	0,003	0,030	0,121	0,333	0,643	1,062	1,655	2,407	3,478	4,960	6,838	8,451	10,048	11,654	13,230
1974	0,003	0,030	0,110	0,301	0,679	1,127	1,671	2,416	3,316	4,581	6,288	8,373	10,048	11,654	13,230
1975	0,003	0,031	0,110	0,268	0,605	1,200	1,785	2,443	3,332	4,365	5,808	7,714	9,961	11,654	13,230

Année	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14
1976	0,003	0,032	0,113	0,266	0,524	1,052	1,912	2,623	3,373	4,390	5,534	7,133	9,201	11,561	13,230
1977	0,003	0,033	0,115	0,274	0,518	0,893	1,660	2,822	3,634	4,447	5,569	6,799	8,524	10,715	13,133
1978	0,003	0,034	0,120	0,277	0,536	0,881	1,386	2,431	3,921	4,801	5,645	6,844	8,134	9,952	12,220
1979	0,003	0,034	0,119	0,289	0,539	0,913	1,362	2,004	3,361	5,188	6,100	6,941	8,190	9,509	11,385
1980	0,003	0,035	0,118	0,283	0,562	0,913	1,414	1,964	2,745	4,437	6,592	7,498	8,307	9,576	10,898
1981	0,003	0,036	0,122	0,277	0,542	0,951	1,409	2,042	2,685	3,601	5,638	8,096	8,963	9,712	10,974
1982	0,003	0,034	0,126	0,285	0,524	0,906	1,463	2,027	2,792	3,516	4,559	6,939	9,660	10,459	11,128
1983	0,003	0,035	0,121	0,294	0,537	0,865	1,378	2,101	2,764	3,657	4,446	5,604	8,311	11,243	11,953
1984	0,003	0,036	0,123	0,282	0,554	0,884	1,302	1,959	2,859	3,611	4,624	5,460	6,719	9,723	12,807
1985	0,003	0,035	0,128	0,289	0,530	0,913	1,328	1,834	2,644	3,727	4,556	5,677	6,542	7,885	11,146
1986	0,003	0,034	0,124	0,303	0,545	0,872	1,370	1,864	2,455	3,422	4,693	5,583	6,799	7,675	9,082
1987	0,003	0,033	0,123	0,295	0,577	0,899	1,308	1,923	2,488	3,157	4,285	5,740	6,676	7,969	8,840
1988	0,003	0,033	0,118	0,291	0,563	0,960	1,353	1,836	2,566	3,190	3,930	5,218	6,851	7,817	9,169
1989	0,003	0,034	0,119	0,281	0,556	0,938	1,455	1,904	2,449	3,288	3,961	4,763	6,207	8,007	8,987
1990	0,003	0,036	0,125	0,286	0,539	0,928	1,424	2,061	2,546	3,140	4,081	4,789	5,644	7,239	9,190
1991	0,003	0,036	0,136	0,308	0,556	0,902	1,411	2,020	2,769	3,269	3,898	4,931	5,663	6,563	8,298
1992	0,003	0,036	0,137	0,342	0,608	0,941	1,373	2,004	2,720	3,572	4,065	4,712	5,828	6,573	7,509
1993	0,004	0,037	0,134	0,346	0,688	1,044	1,449	1,954	2,700	3,514	4,457	4,920	5,573	6,760	7,507
1994	0,004	0,038	0,137	0,330	0,697	1,201	1,627	2,081	2,639	3,491	4,390	5,409	5,823	6,469	7,714
1995	0,004	0,039	0,138	0,336	0,654	1,215	1,894	2,360	2,831	3,418	4,366	5,336	6,415	6,763	7,388
1996	0,004	0,041	0,140	0,334	0,660	1,125	1,916	2,771	3,236	3,692	4,283	5,311	6,337	7,459	7,727
1997	0,004	0,042	0,149	0,332	0,647	1,128	1,755	2,801	3,822	4,243	4,650	5,218	6,311	7,377	8,528
1998	0,004	0,043	0,154	0,357	0,636	1,091	1,748	2,544	3,861	5,029	5,363	5,689	6,211	7,352	8,443
1999	0,004	0,044	0,158	0,371	0,687	1,059	1,673	2,520	3,485	5,077	6,364	6,575	6,792	7,247	8,419

Année	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14
2000	0,004	0,044	0,162	0,382	0,715	1,150	1,607	2,390	3,437	4,564	6,420	7,793	7,853	7,941	8,311
2001	0,004	0,045	0,160	0,390	0,739	1,200	1,751	2,276	3,235	4,484	5,758	7,857	9,282	9,173	9,117
2002	0,004	0,047	0,159	0,379	0,753	1,241	1,830	2,486	3,057	4,195	5,640	7,043	9,352	10,794	10,509
2003	0,004	0,049	0,167	0,373	0,720	1,265	1,895	2,602	3,345	3,939	5,253	6,883	8,391	10,869	12,297
2004	0,004	0,049	0,173	0,388	0,699	1,192	1,929	2,695	3,504	4,313	4,907	6,389	8,185	9,773	12,374
2005	0,004	0,048	0,173	0,402	0,724	1,143	1,794	2,740	3,629	4,520	5,374	5,944	7,582	9,523	11,162
2006	0,004	0,048	0,171	0,401	0,751	1,178	1,704	2,522	3,686	4,681	5,632	6,507	7,033	8,811	10,869
2007	0,005	0,049	0,168	0,396	0,748	1,223	1,747	2,374	3,364	4,750	5,830	6,817	7,692	8,158	10,056
2008	0,005	0,050	0,173	0,389	0,738	1,215	1,815	2,423	3,141	4,304	5,909	7,052	8,052	8,907	9,300
2009	0,005	0,050	0,177	0,401	0,722	1,199	1,800	2,516	3,193	3,994	5,326	7,140	8,322	9,315	10,134
2010	0,004	0,050	0,175	0,409	0,743	1,172	1,774	2,491	3,315	4,045	4,916	6,411	8,419	9,618	10,585
2011	0,004	0,046	0,175	0,403	0,756	1,203	1,732	2,456	3,278	4,197	4,961	5,892	7,540	9,721	10,917
2012	0,004	0,044	0,162	0,402	0,745	1,220	1,773	2,395	3,231	4,145	5,145	5,927	6,907	8,696	11,024
2013	0,004	0,041	0,153	0,372	0,741	1,201	1,796	2,446	3,148	4,084	5,076	6,143	6,929	7,947	9,860
2014	0,004	0,040	0,144	0,350	0,686	1,192	1,765	2,472	3,208	3,978	5,001	6,056	7,175	7,952	8,998
2015	0,004	0,040	0,138	0,331	0,647	1,106	1,751	2,427	3,236	4,045	4,869	5,966	7,069	8,227	8,983
2016	0,004	0,040	0,138	0,317	0,611	1,044	1,626	2,406	3,174	4,073	4,941	5,807	6,965	8,101	9,285
2017	0,004	0,040	0,137	0,316	0,586	0,986	1,536	2,237	3,144	3,992	4,967	5,882	6,779	7,983	9,140
2018	0,004	0,039	0,137	0,316	0,584	0,947	1,454	2,117	2,929	3,951	4,866	5,904	6,854	7,769	9,008
2019	0,004	0,039	0,137	0,315	0,583	0,944	1,397	2,006	2,775	3,687	4,813	5,781	6,870	7,843	8,768
2020	0,004	0,039	0,136	0,314	0,582	0,943	1,392	1,930	2,633	3,499	4,500	5,715	6,725	7,852	8,839
2021	0,004	0,038	0,135	0,312	0,580	0,940	1,390	1,923	2,536	3,325	4,276	5,355	6,646	7,685	8,839
2022	0,004	0,037	0,132	0,311	0,577	0,937	1,387	1,920	2,527	3,207	4,071	5,096	6,238	7,591	8,650
2023	0,004	0,036	0,129	0,304	0,574	0,932	1,383	1,916	2,524	3,195	3,930	4,859	5,946	7,140	8,542

Tableau A6 : Proportions estimées selon l'âge des morues femelles matures dans les divisions 2J+3KL de l'OPANO, d'après les relevés d'automne au chalut de fond effectués par le MPO. Les estimations ont été obtenues à partir d'un modèle de régression logistique binomiale propre à la cohorte ajusté aux proportions observées de poissons matures selon l'âge.

Année	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14
1954	0,000	0,000	0,000	0,000	0,001	0,011	0,158	0,763	0,987	0,999	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000
1955	0,000	0,000	0,000	0,000	0,001	0,011	0,158	0,763	0,987	0,999	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000
1956	0,000	0,000	0,000	0,000	0,001	0,011	0,158	0,763	0,987	0,999	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000
1957	0,000	0,000	0,000	0,000	0,001	0,011	0,158	0,763	0,987	0,999	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000
1958	0,000	0,000	0,000	0,000	0,001	0,011	0,158	0,763	0,987	0,999	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000
1959	0,000	0,000	0,000	0,000	0,001	0,011	0,158	0,763	0,987	0,999	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000
1960	0,000	0,000	0,000	0,000	0,001	0,011	0,158	0,763	0,987	0,999	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000
1961	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,011	0,158	0,763	0,987	0,999	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000
1962	0,000	0,000	0,000	0,000	0,001	0,001	0,158	0,763	0,987	0,999	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000
1963	0,000	0,000	0,000	0,000	0,001	0,013	0,040	0,763	0,987	0,999	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000
1964	0,000	0,000	0,000	0,001	0,003	0,020	0,186	0,649	0,987	0,999	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000
1965	0,000	0,000	0,001	0,003	0,010	0,040	0,247	0,799	0,988	0,999	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000
1966	0,000	0,000	0,002	0,005	0,016	0,066	0,335	0,842	0,986	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000
1967	0,000	0,000	0,000	0,008	0,027	0,092	0,360	0,858	0,989	0,999	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000
1968	0,000	0,000	0,000	0,001	0,039	0,129	0,385	0,826	0,986	0,999	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000
1969	0,000	0,000	0,000	0,000	0,009	0,166	0,440	0,795	0,973	0,999	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000
1970	0,000	0,000	0,001	0,000	0,004	0,066	0,496	0,812	0,960	0,996	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000
1971	0,000	0,009	0,001	0,003	0,000	0,045	0,364	0,829	0,960	0,993	0,999	1,000	1,000	1,000	1,000
1972	0,000	0,017	0,022	0,007	0,019	0,008	0,368	0,823	0,960	0,992	0,999	1,000	1,000	1,000	1,000
1973	0,000	0,000	0,042	0,054	0,037	0,092	0,200	0,879	0,974	0,992	0,999	1,000	1,000	1,000	1,000
1974	0,000	0,000	0,000	0,101	0,130	0,176	0,372	0,880	0,989	0,997	0,998	1,000	1,000	1,000	1,000
1975	0,000	0,000	0,000	0,000	0,222	0,299	0,543	0,874	0,995	0,999	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000

Année	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14
1976	0,000	0,000	0,001	0,002	0,004	0,422	0,597	0,869	0,984	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000
1977	0,000	0,000	0,001	0,005	0,015	0,043	0,650	0,847	0,973	0,997	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000
1978	0,000	0,000	0,000	0,005	0,028	0,114	0,355	0,826	0,949	0,995	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000
1979	0,000	0,000	0,000	0,002	0,031	0,140	0,519	0,871	0,924	0,982	0,999	1,000	1,000	1,000	1,000
1980	0,000	0,000	0,000	0,000	0,017	0,166	0,475	0,901	0,988	0,969	0,993	1,000	1,000	1,000	1,000
1981	0,000	0,000	0,000	0,000	0,003	0,113	0,553	0,834	0,987	0,999	0,987	0,997	1,000	1,000	1,000
1982	0,000	0,000	0,001	0,002	0,004	0,044	0,479	0,885	0,965	0,998	1,000	0,995	0,999	1,000	1,000
1983	0,000	0,000	0,000	0,005	0,019	0,059	0,398	0,869	0,980	0,994	1,000	1,000	0,998	1,000	1,000
1984	0,000	0,000	0,000	0,000	0,024	0,142	0,481	0,905	0,980	0,997	0,999	1,000	1,000	0,999	1,000
1985	0,000	0,000	0,000	0,000	0,005	0,111	0,590	0,932	0,993	0,997	0,999	1,000	1,000	1,000	1,000
1986	0,000	0,000	0,000	0,001	0,003	0,053	0,388	0,926	0,995	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000
1987	0,000	0,000	0,000	0,001	0,014	0,039	0,411	0,763	0,991	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000
1988	0,000	0,000	0,000	0,002	0,013	0,122	0,380	0,897	0,942	0,999	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000
1989	0,000	0,000	0,000	0,002	0,015	0,115	0,580	0,901	0,991	0,988	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000
1990	0,000	0,000	0,000	0,001	0,017	0,098	0,569	0,932	0,993	0,999	0,998	1,000	1,000	1,000	1,000
1991	0,000	0,000	0,000	0,000	0,018	0,130	0,434	0,931	0,993	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000
1992	0,000	0,002	0,001	0,001	0,013	0,250	0,567	0,844	0,993	0,999	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000
1993	0,000	0,000	0,008	0,009	0,037	0,276	0,859	0,920	0,975	0,999	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000
1994	0,000	0,000	0,000	0,029	0,071	0,511	0,916	0,991	0,990	0,996	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000
1995	0,000	0,000	0,000	0,003	0,098	0,405	0,966	0,997	1,000	0,999	0,999	1,000	1,000	1,000	1,000
1996	0,000	0,002	0,001	0,002	0,034	0,282	0,858	0,999	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000
1997	0,000	0,001	0,008	0,008	0,029	0,294	0,588	0,982	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000
1998	0,000	0,000	0,003	0,030	0,076	0,311	0,834	0,838	0,998	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000
1999	0,000	0,000	0,000	0,014	0,109	0,464	0,872	0,984	0,949	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000

Année	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14
2000	0,000	0,000	0,000	0,004	0,067	0,325	0,900	0,990	0,999	0,985	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000
2001	0,000	0,001	0,001	0,001	0,040	0,263	0,654	0,990	0,999	1,000	0,996	1,000	1,000	1,000	1,000
2002	0,000	0,000	0,005	0,010	0,028	0,325	0,640	0,881	0,999	1,000	1,000	0,999	1,000	1,000	1,000
2003	0,000	0,000	0,001	0,026	0,080	0,380	0,849	0,898	0,967	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000
2004	0,000	0,000	0,001	0,008	0,112	0,425	0,928	0,985	0,978	0,991	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000
2005	0,000	0,001	0,003	0,007	0,056	0,380	0,863	0,996	0,999	0,995	0,998	1,000	1,000	1,000	1,000
2006	0,000	0,000	0,004	0,019	0,089	0,315	0,748	0,982	1,000	1,000	0,999	0,999	1,000	1,000	1,000
2007	0,000	0,001	0,001	0,023	0,118	0,560	0,782	0,935	0,998	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000
2008	0,000	0,000	0,003	0,006	0,109	0,487	0,943	0,965	0,986	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000
2009	0,000	0,000	0,002	0,015	0,045	0,389	0,871	0,995	0,995	0,997	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000
2010	0,000	0,002	0,003	0,013	0,077	0,268	0,768	0,979	1,000	0,999	0,999	1,000	1,000	1,000	1,000
2011	0,000	0,000	0,009	0,017	0,086	0,314	0,739	0,945	0,997	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000
2012	0,000	0,000	0,000	0,045	0,102	0,404	0,714	0,956	0,989	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000
2013	0,000	0,000	0,001	0,004	0,199	0,425	0,830	0,932	0,994	0,998	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000
2014	0,000	0,000	0,001	0,005	0,027	0,565	0,827	0,972	0,987	0,999	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000
2015	0,000	0,000	0,001	0,010	0,047	0,176	0,872	0,969	0,996	0,998	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000
2016	0,000	0,000	0,002	0,007	0,079	0,321	0,624	0,973	0,995	0,999	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000
2017	0,000	0,000	0,000	0,011	0,050	0,429	0,819	0,928	0,995	0,999	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000
2018	0,000	0,001	0,000	0,005	0,071	0,270	0,868	0,978	0,990	0,999	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000
2019	0,000	0,001	0,004	0,002	0,049	0,347	0,722	0,983	0,998	0,999	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000
2020	0,000	0,001	0,004	0,019	0,039	0,367	0,786	0,948	0,998	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000
2021	0,000	0,001	0,003	0,019	0,083	0,489	0,866	0,962	0,992	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000
2022	0,000	0,001	0,003	0,013	0,080	0,292	0,957	0,986	0,994	0,999	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000
2023	0,000	0,001	0,003	0,013	0,067	0,281	0,654	0,998	0,999	0,999	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000

Tableau A7 : Taux normalisés de prises de morue au filet maillant (poissons/filet) dans la pêche sentinelle (maillage de 5 1/2 po) ventilés selon l'âge dans les divisions 2J+3KL de l'OPANO depuis 1995.

Année	3	4	5	6	7	8	9	10
1995	0,002	0,045	1,048	1,376	0,560	0,320	0,081	0,017
1996	0,031	0,128	0,881	4,880	2,030	0,590	0,130	0,034
1997	0,017	0,082	1,368	2,045	3,679	0,914	0,120	0,049
1998	0,032	0,079	1,050	5,164	3,346	1,835	0,510	0,067
1999	0,013	0,094	1,093	1,926	2,649	0,777	0,409	0,101
2000	0,015	0,065	0,676	1,117	0,782	0,968	0,433	0,207
2001	0,009	0,049	0,293	0,725	0,486	0,226	0,285	0,102
2002	0,019	0,051	0,367	0,579	0,482	0,216	0,117	0,140
2003	0,028	0,073	0,321	1,255	0,765	0,285	0,126	0,050
2004	0,012	0,116	0,701	1,210	1,267	0,394	0,136	0,039
2005	0,023	0,071	1,339	2,006	1,078	0,515	0,188	0,052
2006	0,012	0,306	1,045	2,474	1,203	0,409	0,190	0,066
2007	0,025	0,061	2,021	2,838	1,358	0,438	0,134	0,063
2008	0,020	0,074	0,414	4,251	2,693	0,808	0,216	0,061
2009	0,018	0,047	0,286	0,841	2,750	1,693	0,414	0,101
2010	0,010	0,024	0,244	1,277	1,225	2,139	0,997	0,234
2011	0,013	0,045	0,283	1,030	1,785	1,261	1,393	0,563
2012	0,029	0,082	1,068	2,140	2,342	1,590	0,872	0,910
2013	0,007	0,080	0,945	3,613	2,579	1,879	1,102	0,589
2014	0,027	0,103	2,024	4,468	4,434	1,816	1,018	0,433
2015	0,011	0,077	0,878	5,159	4,670	2,234	0,913	0,434
2016	0,002	0,034	0,403	1,631	4,138	2,545	1,340	0,627
2017	0,001	0,020	0,232	1,589	2,324	3,638	1,708	0,823
2018	0,003	0,013	0,140	1,291	4,253	2,756	1,858	0,834
2019	0,004	0,017	0,093	0,515	2,082	4,109	2,067	1,896
2020	0,004	0,055	0,106	0,713	2,093	2,990	3,441	1,849
2021	0,000	0,027	0,320	1,201	1,707	2,216	2,676	1,743
2022	0,001	0,059	0,235	1,352	2,207	1,866	1,846	1,306

Tableau A8 : Estimations de la biomasse acoustique (en tonnes) pour le détroit de Smith, dans la baie Trinity, de 1995 à 2009 (Rose et al. 2010).

Année	Mois	Biomasse	SE²
1995	5,5	11 000	4 000
1997	6,0	14 800	4 500
1998	6,0	15 000	4 500
1999	1,0	15 000	5 000
2000	1,0	17 558	7 000
2001	1,0	25 363	8 800
2002	1,0	22 733	6 800
2003	1,0	19 628	2 720
2004	1,0	17 800	2 000
2006	1,0	17 322	1 273
2007	2,0	14 024	3 222
2008	2,0	7 147	1 053
2009	4,0	600	350

Tableau A9 : Composition selon l'âge des morues échantillonnées lors des relevés acoustiques dans le détroit de Smith de 1995 à 2003 (Rose et al. 2010).

Année	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13
1995	0	0	0	8	69	49	17	5	2	0	0	0	0
1998	0	6	15	13	42	168	66	236	63	2	2	0	0
1999	3	22	17	144	92	99	194	63	127	34	5	8	0
2000	2	10	153	366	251	137	100	259	92	153	32	8	0
2001	5	19	38	93	80	79	46	37	66	23	38	8	0
2002	0	5	18	68	198	70	53	25	25	59	11	42	4
2003	0	2	20	152	121	105	37	13	5	1	10	3	10

Tableau A10 : Nombre d'expériences de marquage et d'étiquettes posées sur des poissons remis à l'eau dans les divisions 2J3KL et recapturés (jusqu'en décembre 2023), par type d'étiquette et année de remise à l'eau et de recapture.

Année	Étiquettes-disques			Étiquettes en T		
	expériences	remis à l'eau	recapturés	expériences	remis à l'eau	recapturés
1954	6	6 936	213	0	0	0
1955	1	1 071	787	0	0	0
1956	0	0	547	0	0	0
1957	0	0	322	0	0	0
1958	0	0	119	0	0	0
1959	0	0	81	0	0	0
1960	0	0	48	0	0	0
1961	0	0	31	0	0	0
1962	6	4 893	185	0	0	0
1963	8	8 828	924	0	0	0
1964	9	8 064	2 704	0	0	0

Année	Étiquettes-disques			Étiquettes en T		
	expériences	remis à l'eau	recapturés	expériences	remis à l'eau	recapturés
1965	3	3 069	1 774	0	0	0
1966	1	1 120	1 625	0	0	0
1967	0	0	653	0	0	0
1968	0	0	328	0	0	0
1969	0	0	159	0	0	0
1970	0	0	55	0	0	0
1971	0	0	35	0	0	0
1972	0	0	16	0	0	0
1973	0	0	4	0	0	0
1974	0	0	0	0	0	0
1975	0	0	0	0	0	0
1976	0	0	0	0	0	0
1977	0	0	0	0	0	0
1978	1	3 522	285	1	928	27
1979	3	2 441	418	3	2 547	186
1980	3	3 926	521	5	4 312	456
1981	6	3 907	504	9	4 537	386
1982	8	3 931	883	10	5 409	882
1983	6	3 882	620	7	5 360	670
1984	7	3 796	608	7	3 802	543
1985	6	2 897	769	6	2 661	699
1986	4	2 784	681	6	2 920	583
1987	5	3 200	768	5	3 067	603

Année	Étiquettes-disques			Étiquettes en T		
	expériences	remis à l'eau	recapturés	expériences	remis à l'eau	recapturés
1988	7	3 944	619	7	4 271	566
1989	6	3 084	389	7	4 456	434
1990	5	3 502	499	5	3 407	399
1991	9	7 296	917	8	8 057	869
1992	0	0	71	3	8 603	198
1993	0	0	4	2	1 089	37
1994	0	0	3	0	0	7
1995	0	0	3	3	2 769	17
1996	0	0	1	35	6 475	141
1997	0	0	3	8	3 450	110
1998	0	0	6	1	118	320
1999	0	0	2	35	8 267	1 173
2000	0	0	0	23	3 511	698
2001	0	0	1	14	5 961	1 073
2002	0	0	0	15	5 093	1 037
2003	0	0	0	1	472	534
2004	0	0	0	1	923	88
2005	0	0	0	5	1 026	77
2006	0	0	1	12	6 628	356
2007	0	0	1	9	3 792	210
2008	0	0	0	12	5 443	257
2009	0	0	0	11	3 245	213
2010	0	0	0	12	2 046	139

Année	Étiquettes-disques			Étiquettes en T		
	expériences	remis à l'eau	recapturés	expériences	remis à l'eau	recapturés
2011	0	0	0	8	2 012	118
2012	0	0	0	8	1 655	91
2013	0	0	0	7	2 308	99
2014	0	0	0	14	5 297	87
2015	0	0	0	19	5 864	140
2016	0	0	0	17	6 540	256
2017	0	0	0	12	1 562	203
2018	0	0	0	5	2 525	116
2019	0	0	0	7	2 614	124
2020	0	0	0	8	1 219	75
2021	0	0	0	10	4 143	84
2022	0	0	0	8	3 164	81
2023	0	0	0	9	3 972	69

Tableau A11 : Nombre de morues par trait selon l'âge dans les relevés sur les morues juvéniles dans le détroit de Fleming et le détroit de Newman depuis 1959. Le matériau du filet a passé du coton au nylon en 1991.

Année	Détroit de Fleming		Détroit de Newman	
	0	1	0	1
1959	55,667	16,619	-	-
1960	12,613	36,242	-	-
1961	6,532	15,404	-	-
1962	15,036	3,255	-	-
1963	6,302	12,632	-	-
1964	6,588	20,632	-	-
1992	6,882	3,456	-	-
1993	9,922	6,844	-	-
1994	10,885	10,115	-	-
1995	11,686	1,000	-	-
1996	6,129	1,774	2,910	1,460
1997	10,809	0,915	-	-
1998	-	-	31,380	0,950
1999	-	-	62,070	1,010
2000	-	-	11,090	3,880
2001	5,509	1,667	6,270	4,630
2002	-	-	16,530	2,040
2003	-	-	2,120	5,610
2004	-	-	4,660	0,550
2005	-	-	4,510	0,850
2006	-	-	1,780	0,020
2007	-	-	34,800	0,120
2008	-	-	8,680	2,150
2009	-	-	17,870	0,180
2010	-	-	1,960	0,550
2011	-	-	15,300	2,520
2012	-	-	44,080	0,930
2013	-	-	112,330	2,560
2014	-	-	54,470	12,630
2015	-	-	54,290	1,270

Année	Déroit de Fleming		Déroit de Newman	
	0	1	0	1
2016	-	-	70,180	6,440
2017	-	-	56,830	8,920
2018	-	-	10,660	4,020
2019	-	-	23,270	3,470
2020	10,691	1,345	8,970	1,120

7. COLOPHON

This version of the document was generated on 2024-03-11 16:09:00.055411.

The computational environment that was used to generate this version is as follows:

— Session info —

```
setting value
version R version 4.3.0 (2023-04-21 ucrt)
os      Windows 10 x64 (build 19044)
system  x86_64, mingw32
ui      RTerm
language (EN)
collate English_United States.utf8
ctype   English_United States.utf8
tz      America/St_Johns
date    2024-03-11
pandoc  3.1.1 @ C:/Program Files/RStudio/resources/app/bin/quarto/bin/tools/ (via rmarkdown)
```

— Packages —

! package	* version	date (UTC)	lib source
askpass	1.1	2019-01-13 [1]	CRAN (R 4.3.1)
bookdown	0.35	2023-08-09 [1]	CRAN (R 4.3.1)
cachem	1.0.8	2023-05-01 [1]	CRAN (R 4.3.1)
callr	3.7.3	2022-11-02 [1]	CRAN (R 4.3.1)
cli	3.6.1	2023-03-23 [1]	CRAN (R 4.3.1)
colorspace	2.1-0	2023-01-23 [1]	CRAN (R 4.3.1)
crayon	1.5.2	2022-09-29 [1]	CRAN (R 4.3.1)
crul	1.4.0	2023-05-17 [1]	CRAN (R 4.3.1)
csasdown	0.1.3	2024-03-11 [1]	local
curl	5.0.1	2023-06-07 [1]	CRAN (R 4.3.1)
data.table	1.14.8	2023-02-17 [1]	CRAN (R 4.3.1)
devtools	2.4.5	2022-10-11 [1]	CRAN (R 4.3.1)
digest	0.6.33	2023-07-07 [1]	CRAN (R 4.3.1)
dplyr	1.1.2	2023-04-20 [1]	CRAN (R 4.3.1)
ellipsis	0.3.2	2021-04-29 [1]	CRAN (R 4.3.1)
equatags	0.2.0	2022-06-13 [1]	CRAN (R 4.3.1)

evaluate	0.21	2023-05-05 [1] CRAN (R 4.3.1)
fansi	1.0.4	2023-01-22 [1] CRAN (R 4.3.1)
farver	2.1.1	2022-07-06 [1] CRAN (R 4.3.1)
fastmap	1.1.1	2023-02-24 [1] CRAN (R 4.3.1)
flextable	* 0.9.4	2023-10-22 [1] CRAN (R 4.3.2)
fontBitstreamVera	0.1.1	2017-02-01 [1] CRAN (R 4.3.0)
fontLiberation	0.1.0	2016-10-15 [1] CRAN (R 4.3.0)
fontquiver	0.2.1	2017-02-01 [1] CRAN (R 4.3.1)
fs	1.6.3	2023-07-20 [1] CRAN (R 4.3.1)
ftExtra	* 0.6.0	2023-05-29 [1] CRAN (R 4.3.1)
gdtools	0.3.3	2023-03-27 [1] CRAN (R 4.3.1)
generics	0.1.3	2022-07-05 [1] CRAN (R 4.3.1)
gfonts	0.2.0	2023-01-08 [1] CRAN (R 4.3.1)
ggplot2	* 3.4.4	2023-10-12 [1] CRAN (R 4.3.2)
glue	1.6.2	2022-02-24 [1] CRAN (R 4.3.1)
gridExtra	2.3	2017-09-09 [1] CRAN (R 4.3.1)
gtable	0.3.3	2023-03-21 [1] CRAN (R 4.3.1)
here	* 1.0.1	2020-12-13 [1] CRAN (R 4.3.1)
htmltools	0.5.5	2023-03-23 [1] CRAN (R 4.3.1)
htmlwidgets	1.6.2	2023-03-17 [1] CRAN (R 4.3.1)
httpcode	0.3.0	2020-04-10 [1] CRAN (R 4.3.1)
httpuv	1.6.11	2023-05-11 [1] CRAN (R 4.3.1)
httr	1.4.6	2023-05-08 [1] CRAN (R 4.3.1)
jsonlite	1.8.7	2023-06-29 [1] CRAN (R 4.3.1)
kableExtra	1.3.4	2021-02-20 [1] CRAN (R 4.3.1)
katex	1.4.1	2022-11-28 [1] CRAN (R 4.3.1)
knitr	* 1.43	2023-05-25 [1] CRAN (R 4.3.1)
labeling	0.4.2	2020-10-20 [1] CRAN (R 4.3.0)
later	1.3.1	2023-05-02 [1] CRAN (R 4.3.1)
lattice	0.21-8	2023-04-05 [2] CRAN (R 4.3.0)
lazyeval	0.2.2	2019-03-15 [1] CRAN (R 4.3.1)
lifecycle	1.0.3	2022-10-07 [1] CRAN (R 4.3.1)
magrittr	2.0.3	2022-03-30 [1] CRAN (R 4.3.1)
Matrix	1.6-5	2024-01-11 [1] CRAN (R 4.3.2)
memoise	2.0.1	2021-11-26 [1] CRAN (R 4.3.1)
mgcv	1.8-42	2023-03-02 [2] CRAN (R 4.3.0)

mime	0.12	2021-09-28 [1] CRAN (R 4.3.0)
miniUI	0.1.1.1	2018-05-18 [1] CRAN (R 4.3.1)
munsell	0.5.0	2018-06-12 [1] CRAN (R 4.3.1)
NCAM	* 0.1.0.9000	2024-03-11 [1] local
nlme	3.1-162	2023-01-31 [2] CRAN (R 4.3.0)
officer	0.6.2	2023-03-28 [1] CRAN (R 4.3.1)
openssl	2.1.0	2023-07-15 [1] CRAN (R 4.3.1)
patchwork	* 1.1.2	2022-08-19 [1] CRAN (R 4.3.1)
pillar	1.9.0	2023-03-22 [1] CRAN (R 4.3.1)
pkgbuild	1.4.2	2023-06-26 [1] CRAN (R 4.3.1)
pkgconfig	2.0.3	2019-09-22 [1] CRAN (R 4.3.1)
pkgload	1.3.2.1	2023-07-08 [1] CRAN (R 4.3.1)
plotly	* 4.10.2	2023-06-03 [1] CRAN (R 4.3.1)
png	0.1-8	2022-11-29 [1] CRAN (R 4.3.0)
prettyunits	1.1.1	2020-01-24 [1] CRAN (R 4.3.1)
processx	3.8.2	2023-06-30 [1] CRAN (R 4.3.1)
profvis	0.3.8	2023-05-02 [1] CRAN (R 4.3.1)
promises	1.2.0.1	2021-02-11 [1] CRAN (R 4.3.1)
ps	1.7.5	2023-04-18 [1] CRAN (R 4.3.1)
purrr	1.0.1	2023-01-10 [1] CRAN (R 4.3.1)
R6	2.5.1	2021-08-19 [1] CRAN (R 4.3.1)
ragg	1.2.5	2023-01-12 [1] CRAN (R 4.3.1)
Rcpp	1.0.11	2023-07-06 [1] CRAN (R 4.3.1)
RcppEigen	* 0.3.3.9.4	2023-11-02 [1] CRAN (R 4.3.2)
remotes	2.4.2.1	2023-07-18 [1] CRAN (R 4.3.2)
rlang	1.1.1	2023-04-28 [1] CRAN (R 4.3.1)
rmarkdown	2.23	2023-07-01 [1] CRAN (R 4.3.1)
rprojroot	2.0.3	2022-04-02 [1] CRAN (R 4.3.1)
rstudioapi	0.15.0	2023-07-07 [1] CRAN (R 4.3.1)
rvest	1.0.3	2022-08-19 [1] CRAN (R 4.3.1)
scales	* 1.2.1	2022-08-20 [1] CRAN (R 4.3.1)
sessioninfo	1.2.2	2021-12-06 [1] CRAN (R 4.3.1)
shiny	1.7.4.1	2023-07-06 [1] CRAN (R 4.3.1)
stringi	1.7.12	2023-01-11 [1] CRAN (R 4.3.0)
stringr	1.5.0	2022-12-02 [1] CRAN (R 4.3.1)
svglite	2.1.1	2023-01-10 [1] CRAN (R 4.3.1)

systemfonts	1.0.4	2022-02-11 [1] CRAN (R 4.3.1)
textshaping	0.3.6	2021-10-13 [1] CRAN (R 4.3.1)
tibble	3.2.1	2023-03-20 [1] CRAN (R 4.3.1)
tidyr	1.3.0	2023-01-24 [1] CRAN (R 4.3.1)
tidyselect	1.2.0	2022-10-10 [1] CRAN (R 4.3.1)
tinytex	0.45	2023-04-18 [1] CRAN (R 4.3.1)
D TMB	* 1.9.10	2023-12-12 [1] CRAN (R 4.3.2)
urlchecker	1.0.1	2021-11-30 [1] CRAN (R 4.3.1)
usethis	2.2.2	2023-07-06 [1] CRAN (R 4.3.1)
utf8	1.2.3	2023-01-31 [1] CRAN (R 4.3.1)
uuid	1.1-0	2022-04-19 [1] CRAN (R 4.3.0)
V8	4.3.3	2023-07-18 [1] CRAN (R 4.3.1)
vctrs	0.6.3	2023-06-14 [1] CRAN (R 4.3.1)
viridis	0.6.4	2023-07-22 [1] CRAN (R 4.3.1)
viridisLite	0.4.2	2023-05-02 [1] CRAN (R 4.3.1)
webshot	0.5.5	2023-06-26 [1] CRAN (R 4.3.1)
withr	2.5.0	2022-03-03 [1] CRAN (R 4.3.1)
xfun	0.39	2023-04-20 [1] CRAN (R 4.3.1)
xml2	1.3.5	2023-07-06 [1] CRAN (R 4.3.1)
xslt	1.4.4	2023-02-21 [1] CRAN (R 4.3.1)
xtable	1.8-4	2019-04-21 [1] CRAN (R 4.3.1)
yaml	2.3.7	2023-01-23 [1] CRAN (R 4.3.0)
zip	2.3.0	2023-04-17 [1] CRAN (R 4.3.1)

[1] C:/Users/RegularP/AppData/Local/R/win-library/4.3

[2] C:/Program Files/R/R-4.3.0/library

D — DLL MD5 mismatch, broken installation.