



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 2023/017

Région de Terre-Neuve-et-Labrador

**Un modèle espace-état pour l'évaluation des stocks de morue de la sous-division
3Ps**

N. Cadigan

Centre for Fisheries Ecosystems Research
Fisheries and Marine Institute de l'Université Memorial de Terre-Neuve
C. P. 4920
St. John's (T.-N.-L.) A1C 5R3

Avant-propos

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

Publié par :

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

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



© Sa Majesté le Roi du chef du Canada, représenté par le ministre du
ministère des Pêches et des Océans, 2023
ISSN 2292-4272

ISBN 978-0-660-47469-4 N° cat. Fs70-5/2022-017F-PDF

La présente publication doit être citée comme suit :

Cadigan, N. 2023. Un modèle espace-état pour l'évaluation des stocks de morue de la sous-division 3Ps. Secr. can. des avis sci. du MPO. Doc. de rech. 2023/017. iv + 71 p.

Also available in English :

Cadigan, N. 2023. A State-Space Assessment Model for 3Ps Cod (3PsSSAM). DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2023/017. iv + 68 p.

TABLE DES MATIÈRES

RÉSUMÉ.....	iv
INTRODUCTION	1
MÉTHODES.....	2
ÉQUATIONS DE PROCESSUS.....	2
ÉQUATIONS D'OBSERVATION.....	3
INTRANTS DE BASE DU MODÈLE	7
FORMULES	8
RÉSULTATS.....	9
PRÉLIMINAIRES.....	9
CADRE.....	9
M17	9
M18	10
M19	10
M20	11
M21	11
M22	12
DISCUSSION.....	12
REMERCIEMENTS	13
RÉFÉRENCES CITÉES	13
ANNEXE I – TABLEAUX	15
ANNEXE II – CHIFFRES DU MODÈLE D'ÉVALUATION DES STOCKS.....	22
ANNEXE III – CHIFFRES DES DONNÉES	47

RÉSUMÉ

Je décris une mise en œuvre d'un modèle espace-état pour l'évaluation des stocks de morue de la sous-division 3Ps. Un des défis liés à l'évaluation de ces stocks est qu'il existe des incertitudes et des biais possibles dans l'information sur les débarquements de la pêche qui sont difficiles à quantifier. J'ai utilisé l'approche de la vraisemblance censurée basée sur la meilleure information disponible sur les inexactitudes potentielles liées aux débarquements pour traiter cette incertitude. En conséquence, le modèle espace-état n'utilise que de l'information sur les limites inférieures et supérieures des véritables débarquements de la pêche. L'information sur la composition selon l'âge des prises est incluse dans l'ajustement du modèle par l'application d'une vraisemblance fondée sur les logits du rapport de continuation des proportions des prises selon l'âge.

Autrement, le modèle espace-état que je décris est formulé comme les modèles d'évaluation des stocks types utilisés dans les évaluations du CIEM, avec quelques différences dans le modèle aléatoire pour la variation des mortalités par pêche et la fonction de vraisemblance pour les indices d'après le relevé. Je suppose que les indices des relevés ont une distribution normale avec un coefficient de variation constant. L'un des avantages de cette approche est que les indices avec valeurs nulles peuvent être utilisés pour l'estimation, alors qu'ils ne peuvent pas être utilisés avec la distribution log-normale, la plus couramment employée. Il s'agit d'un problème important lorsque de nombreux zéros ne sont pas distribués aléatoirement dans les âges et les années des relevés, ce qui est le cas pour la morue de la sous-division 3Ps.

De nombreuses formules de modèle ont été présentées et comparées en ce qui concerne les résultats d'AIC/de BIC et d'autres résultats de modèle. Des biais rétrospectifs ont été présentés pour certaines formules de modèle. Les biais rétrospectifs étaient suffisamment importants pour être préoccupants. Il a été difficile de bien apparier les formules de modèle aux indices de pêches sentinelles au filet maillant des NO et du MPO. Je n'ai pas trouvé une formule de modèle d'évaluation acceptable et j'ai conclu que d'autres recherches sur les intrants d'évaluation étaient nécessaires avant de pouvoir recommander une formule fiable.

INTRODUCTION

Les modèles d'espace d'état pour l'évaluation des stocks comportent des équations de processus aléatoires qui décrivent la dynamique des stocks, et des équations d'observation stochastique qui lient les données aux quantités de stocks et expliquent les erreurs d'observation. Ces équations comportent des effets aléatoires avec des distributions statistiques présumées qui présentent des paramètres de moyenne et de covariance devant être estimés ou précisés d'une façon ou d'une autre. Une bonne façon d'estimer les paramètres du modèle est le maximum de vraisemblance fondé sur la probabilité marginale d'observations dans lesquelles des effets aléatoires ont été intégrés. Le progiciel Template Model Builder (TMB) (Kristensen *et al.*, 2016) est un outil de pointe conçu à cette fin, et je l'utilise pour mettre en œuvre un modèle espace-état pour l'évaluation des stocks de morue de la sous-division 3Ps.

Idéalement, dans un cadre intégré d'évaluation des stocks, les données seraient utilisées sous forme brute. Cependant, en pratique, il y a au moins deux raisons pour lesquelles cela n'est pas possible ou pratique :

1. certaines des données brutes ne sont pas disponibles; et
2. les distributions statistiques et les équations de vraisemblance connexes des données brutes peuvent être très complexes et comporter des aspects spatiaux reliés à l'abondance des stocks, etc.

En conséquence, l'agrégation des données en statistiques sommaires (p. ex., nombre moyen par trait de relevé) est nécessaire. Toutefois, la distribution statistique des données agrégées peut demeurer compliquée et des hypothèses et simplifications pragmatiques sont nécessaires pour réaliser des progrès. La validité de ces hypothèses doit être examinée pendant l'ajustement du modèle, ce qui crée une couche supplémentaire de construction du modèle (c.-à-d. les probabilités d'observation) en plus des équations de processus aléatoires pour la description de la dynamique des stocks.

Un des défis liés à l'évaluation des stocks de morue de la sous-division 3Ps a trait aux possibles incertitudes et biais dans l'information sur les débarquements de la pêche qui sont difficiles à quantifier. J'utilise l'approche de la vraisemblance censurée basée sur la meilleure information disponible sur les inexactitudes potentielles liées aux débarquements pour traiter cette incertitude. En conséquence, le modèle espace-état pour l'évaluation des stocks de morue de la sous-division 3Ps utilise uniquement l'information sur les limites inférieures et supérieures (tirées des connaissances spécialisées) des véritables débarquements de la pêche. C'est la principale raison pour laquelle le modèle espace-état pour l'évaluation des stocks de morue de la sous-division 3Ps repose sur les limites de débarquement et la composition des prises selon l'âge plutôt que sur une matrice basée sur les prises selon l'âge qui pourrait être dérivée des estimations des débarquements et des compositions selon l'âge. Une autre raison d'utiliser les débarquements et les compositions selon l'âge est la philosophie de modélisation intégrée, dans laquelle différentes sources de données présentent différentes probabilités d'observation. Toutefois, d'autres modèles d'espace d'état comme le modèle d'évaluation des stocks (Nielsen et Berg, 2014), couramment employés pour les évaluations du CIEM, utilisent directement les prises selon l'âge comme observations comportant uniquement des erreurs mesurées qui peuvent être corrélées. Albertsen *et al.* (2016) ont conclu que l'utilisation directe des données sur les prises selon l'âge était une meilleure approche que la modélisation séparée des compositions selon les prises totales et selon l'âge. Toutefois, dans le contexte de la morue de la sous-division 3Ps, où nous croyons qu'il y a des erreurs directionnelles (c.-à-d. sous-déclaration) dans les débarquements, l'approche censurée résout directement le

problème. À ma connaissance, les connaissances spécialisées sur l'exactitude des débarquements ne peuvent être prises en compte au moyen du modèle d'évaluation des stocks.

Autrement, le modèle espace-état pour l'évaluation des stocks de morue de la sous-division 3Ps que je propose est formulé comme le modèle d'évaluation des stocks type employé dans les évaluations du CIEM. La formule du modèle espace-état pour l'évaluation des stocks de morue de la sous-division 3Ps est décrite à la section suivante, où l'on insiste particulièrement sur la justification de quelques autres différences par rapport au modèle d'évaluation des stocks. De nombreux paramètres de moyenne et de variance à effet fixe et effets aléatoires dans le modèle espace-état pour l'évaluation des stocks de morue de la sous-division 3Ps sont initialement spécifiés comme ayant une grande dimension, c'est-à-dire un paramètre ou un effet pour chaque année et/ou âge, puis l'argument de la carte de TMB est utilisé pour limiter la plupart des paramètres de manière à ce qu'ils soient les mêmes, le cas échéant. Cela fait partie du processus d'élaboration du modèle d'évaluation des stocks et peut se faire du « côté R » plutôt que du « côté TMB », ce qui facilite la mise en œuvre. Je qualifie cette réduction de dimension de démarche cartographique, de sorte qu'un vecteur de paramètre de grande dimension est « cartographié » avec une dimension inférieure.

MÉTHODES

ÉQUATIONS DE PROCESSUS

Le modèle de cohorte stochastique du modèle espace-état pour l'évaluation des stocks de morue de la division avec groupe plus est

$$\log(N_{a,y}) = \begin{cases} \log(N_{a-1,y-1}) - Z_{a-1,y-1} + \delta_{a,y}, & a < A, \\ \log\{N_{a-1,y-1}\exp(-Z_{a-1,y-1}) + N_{a,y-1}\exp(-Z_{a,y-1})\} + \delta_{a,y}, & a = A, \end{cases} \quad y = 1, \dots, Y. \quad (1)$$

où $N_{a,y}$ représente l'abondance des stocks selon l'âge A au cours de l'année y , $Z_{a,y}$ est le taux de mortalité total, et $\delta_{a,y}$ représente les erreurs de traitement. Les âges sont de 1 à 14 ans et plus et les années sont 1959 à 2019. Le taux de mortalité total est séparé en taux de mortalité par pêche (F) et en taux de mortalité naturelle (M), $Z_{a,y} = F_{a,y} + M_{a,y}$, où

$$M_{a,y} = \begin{cases} 0.5 & a = 1 \\ 0.3 & a = 2 \\ 0.2 & a = 3 + \end{cases} \quad y = 1959 \dots, 2019$$

est une hypothèse initiale, et $F_{a,y}$ sont des effets aléatoires de modèle. La valeur de $M=0,2$ pour les 3 ans et plus est couramment utilisée dans les évaluations des stocks de morue, et j'ai choisi des valeurs plus élevées de M pour les jeunes âges afin de tenir compte du M probablement plus élevé dans le cas de la morue plus jeune et plus petite. D'autres choix pour M peuvent aussi être raisonnables. L'équation (1) est le modèle de cohorte type utilisé dans le cadre de l'évaluation des stocks de poissons. Le vecteur de recrutement, $R = (N_{11}, \dots, N_{1Y})$, est supposé être une variable vectorielle aléatoire log-normale,

$$\log(R) \sim MVN(\mu_R, \Sigma_R),$$

où le vecteur de paramètre $Y \times 1 \mu_R$ est mis en correspondance avec une valeur constante pour toutes les années, ou deux valeurs réparties en 1990, avec justification donnée dans la section **Résultats**. Σ_R est la matrice de variance-covariance stationnaire d'un processus AR(1) défini par σ_R et φ_R . La corrélation entre $\log(R_i)$ et $\log(R_j)$ est $\varphi_R^{|i-j|}$. Les nombres aux âges de 2 à 14 ans et plus la première année sont traités comme des paramètres inconnus et libres à estimer.

Les δ erreurs de traitement sont supposées présenter une distribution normale de moyenne nulle, mais aussi une autocorrélation possible par rapport aux âges et aux années, parce que les erreurs de traitement devraient être plus semblables pour les poissons dont l'âge et le temps sont proches. On suppose que ces erreurs présentent une distribution stationnaire dérivée d'un processus autorégressif à décalage 1 à la fois à l'âge et à l'année de sorte que

$$Cov\{\delta_{a,y}, \delta_{a-j,y-k}\} = \frac{\sigma_{\delta}^2 \varphi_{\delta,a}^j \varphi_{\delta,y}^k}{(1 - \varphi_{\delta,a}^2)(1 - \varphi_{\delta,y}^2)}, \quad Corr\{\delta_{a,y}, \delta_{a-j,y-k}\} = \varphi_{\delta,a}^j \varphi_{\delta,y}^k. \quad (2)$$

Toutefois, les autocorrélations d'âge et d'année peuvent être difficiles à estimer de façon fiable. Les erreurs de traitement autocorrélées peuvent être confondues avec les biais de recrutement et P. Donc, comme dans le cas des modèles d'évaluation des stocks, je présume habituellement que ces corrélations sont nulles (c.-à-d. erreur de traitement des variables indépendantes et identiquement distribuées, ou iid) et je ne prends en compte l'estimation de ces corrélations que dans des modèles exploratoires pour réduire les biais rétrospectifs.

Les prises sont modélisées à l'aide de l'équation des captures de Baranov,

$$C_{a,y} = N_{a,y} \{1 - \exp(-Z_{a,y})\} F_{a,y} / Z_{a,y}. \quad (3)$$

Les mortalités par pêche sont modélisées selon un processus aléatoire à propos de certaines valeurs moyennes similaires à celles du recrutement. Il n'y a pas de prises commerciales selon l'âge à 1 an et très peu à 2 ans, alors j'ai fixé les F à zéro pour ces âges. La morue de la sous-division 3Ps n'est pas ciblée à 3 ans et les tendances temporelles de F à cet âge sont probablement différentes des tendances temporelles de F aux âges plus avancés. En conséquence, j'ai modélisé F à 3 ans séparément de F aux âges de 4 à 14 ans et plus. Si \mathbf{F} est un vecteur $(A-3) \times 1$ de tous les $F_{a,y}$ pour les âges de 4 à 14 ans et plus, alors

$$\log(\mathbf{F}) \sim MVN(\mu_F, \Sigma_F),$$

où μ_F est mis en correspondance avec 6 valeurs, pour les âges de 4 et 5 ans et plus, avec croisement avec les périodes 1959–1993, 1994–1996 et 1997–2019. Cela permet un processus F aléatoire qui tient compte des variations de la moyenne de F en raison du moratoire de trois ans sur la pêche qui a débuté en 1994. Comme pour les erreurs de traitement, $\log(\mathbf{F})$ est modélisé comme un processus aléatoire AR(1) en âge et en année, et les éléments de Σ_F sont fondés sur

$$Cov\{\log(F_{a,y}), \log(F_{a-j,y-k})\} = \frac{\sigma_F^2 \varphi_{F,a}^j \varphi_{F,y}^k}{(1 - \varphi_{F,a}^2)(1 - \varphi_{F,y}^2)}. \quad (4)$$

Les F à 3 ans ont un paramètre $\varphi_{F,y}$ différent.

Le processus $\log(F)$ pour le modèle d'évaluation des stocks est une marche aléatoire corrélée à l'âge qui comporte implicitement une autocorrélation d'année fixée à un. Le processus $\log(F)$ pour le modèle d'évaluation des stocks ne comprend pas les changements dans la valeur $\log(F)$ moyenne, μ_F . Cela diffère du modèle espace-état pour l'évaluation des stocks de morue de la sous-division 3Ps, où μ_F est modélisé séparément pour les blocs grossiers d'âges et d'années, et la corrélation des années est estimée pour les 3 ans et les 4 à 14 ans et plus.

ÉQUATIONS D'OBSERVATION

Dans mon modèle pour la morue de la sous-division 3Ps, cela implique de préciser la matrice de variance-covariance des observations, et j'utilise le modèle de diagnostic résiduel à cette fin.

Le modèle d'observation d'indice ressemble aux approches traditionnelles utilisées pour les stocks de poissons du nord-ouest de l'Atlantique. Soit $I_{s,a,y}$, qui représente l'indice d'abondance par âge observé pour les relevés s . Soit t le point médian des dates du relevé, qu'on exprime en une fraction de l'année. L'indice prédit du modèle est

$$\mu_{s,y,a} = E(I_{s,a,y}) = q_{s,a} N_{y,a} \exp^{-t_{s,y} Z_{y,a}}. \quad (5)$$

Le $\exp^{-t_{s,y} Z_{y,a}}$ terme projette l'abondance au début de l'année au moment des relevés. J'utilise l'équation (5) pour tous les âges et toutes les années des relevés, y compris l'âge du groupe plus pour les indices d'après le relevé du groupe plus. Les $q_{s,a}$ sont des paramètres de capturabilité à estimer, s'accompagnant probablement de contraintes. L'équation d'observation d'indice est

$$I_{s,a,y} = \mu_{s,y,a} + \varepsilon_{s,a,y}. \quad (6)$$

Les erreurs d'observation d'indice additives sont inhabituelles dans les modèles d'évaluation des stocks et leur justification est décrite ci-dessous. Soit $\varepsilon_{s,y}$, le vecteur des erreurs d'indice pour tous les âges d'une année. La vraisemblance reliée à l'indice est fondée sur

$$\varepsilon_{s,y} \sim MVN(0, \Sigma_{s,y}),$$

où

$$\Sigma_{s,y} = \text{Diag}(\sigma_{s,a_{min},y}, \dots, \sigma_{s,a_{max},y}) \Pi_s \text{Diag}(\sigma_{s,a_{min},y}, \dots, \sigma_{s,a_{max},y}), \quad (7)$$

a_{min} et a_{max} sont les âges minimum et maximum de l'indice servant à l'estimation par modèle, Π_s est une matrice de corrélation AR(1) avec paramètre φ_s , et $\sigma_{s,a,y} = \gamma_{s,a,y} \mu_{s,y,a}$. Il s'agit d'un modèle de coefficient constant de variation (CV; γ); toutefois, dans le cadre du modèle espace-état pour l'évaluation des stocks de morue de la sous-division 3Ps, un tel modèle peut être créé séparément par relevé, âge et année, mais il sera mis en correspondance avec un petit nombre de groupes, habituellement les mêmes pour tous les âges et toutes les années, mais séparément pour chaque relevé. Les diagnostics résiduels sont examinés pour la détermination des âges et des années qui pourraient nécessiter des valeurs γ séparées.

Dans les modèles préliminaires, il était évident que les résidus indiciaires étaient corrélés entre les âges à l'intérieur des années. Une telle situation se produit couramment dans les évaluations des stocks. Les corrélations pourraient être causées par les variations de la fraction des stocks que couvre le relevé (c.-à-d. les effets annuels dans la capturabilité), les variations temporelles des taux de croissance, etc. Nous modélisons cette corrélation dans l'équation d'observation. Toutefois, si les tendances des résidus sont semblables pour plusieurs indices, cela peut indiquer une erreur de spécification du modèle d'évaluation des stocks, et les erreurs d'indice corrélées ne pourraient que masquer ce problème. Il s'agit d'un problème particulièrement épineux lorsqu'il n'existe qu'un seul indice pour l'estimation par modèle. Aux fins du diagnostic de modèle, nous calculons également un vecteur de diagnostics résiduels (e_{sz}) pour chaque relevé, assurant une normalisation à l'égard de cette corrélation attendue dans les résidus bruts (e_s) de l'indice en utilisant leur matrice de variance-covariance ($\hat{\Sigma}_s = \text{Diag}(\hat{\Sigma}_{symin} \dots \hat{\Sigma}_{symax})$). Nous résolvons e_{sz} dans le système linéaire d'équations $\Sigma_s^{1/2'} e_{sz} = e_s$, où $\Sigma_s^{1/2'}$ est la factorisation de Cholesky de $\hat{\Sigma}_s$. Les résidus normalisés de e_{sz} devraient être approximativement indépendants avec moyenne zéro et variance 1.

À l'instar de la plupart des autres troupes d'évaluation des stocks, le modèle d'évaluation des stocks modélise les indices logarithmiques en supposant que la variance de l'indice logarithmique ne dépend pas de la moyenne. Si $\text{Var}\{\log(I)\} = \sigma^2$, alors $\text{CV}(I) \approx \sigma$ et $\text{STD}(I) \approx \sigma\mu$. En conséquence, le modèle de variance de l'indice du modèle espace-état pour l'évaluation

des stocks de morue de la sous-division 3Ps est à peu près le même que pour le modèle d'évaluation des stocks. Une différence dans les approches est que le modèle espace-état pour l'évaluation des stocks de morue de la sous-division 3Ps peut utiliser des indices avec des valeurs nulles, alors que le modèle d'évaluation des stocks ne le peut pas. Le modèle d'évaluation des stocks suppose que tout indice zéro est une valeur manquante. Il s'agit d'une approche raisonnable lorsqu'il n'y a pas beaucoup de zéros, mais de nombreux stocks de l'Atlantique Nord-Ouest sont désormais de faible taille et des indices nuls sont courants et indiquent une faible abondance des classes d'âge correspondantes. Traiter ces indices comme manquants pourrait donner lieu à des estimations biaisées de la taille de ces classes d'âge. À proprement parler, les $\varepsilon_{s a y}$ termes de l'équation (6) devraient avoir une distribution délimitée, $\varepsilon_{s a y} \in (-\mu_{s y a}, \infty)$, de sorte que les indices prévus soient positifs. En conséquence, toujours à proprement parler, une distribution normale tronquée est davantage appropriée. Toutefois, Perreault *et al.* (2020) discutent du fait que la différence entre une distribution normale de CV constante et une distribution normale tronquée sera habituellement négligeable, sauf lorsque le CV est supérieur à 0,5, et même là, elle n'affecte que les indices de pondération obtenus lorsqu'ils ont des termes de CV différents (c.-à-d. σ) dans la formule du modèle.

Le modèle espace-état pour l'évaluation des stocks de morue de la sous-division 3Ps utilise les débarquements déclarés et les estimations des compositions selon l'âge des prises pour déduire au niveau interne les prises selon l'âge. Le total des prises de pêche est dérivé des débarquements et des compositions selon l'âge; par conséquent, les prises totales ne sont pas indépendantes des compositions selon l'âge, ce qui explique pourquoi je préfère modéliser les débarquements et les compositions selon l'âge, qui sont des sources de données plus indépendantes. Les débarquements prévus dans le cadre du modèle espace-état pour l'évaluation des stocks de morue de la sous-division 3Ps peuvent différer des débarquements déclarés, selon l'exactitude des débarquements déclarés.

La fiabilité des débarquements est quantifiée par les limites inférieures et supérieures qui doivent être fournies par des experts possédant des connaissances sur la pêche actuelle et historique de la morue de la sous-division 3Ps. Idéalement, les scientifiques, les gestionnaires et les pêcheurs devraient s'entendre sur le fait que les débarquements réels se situent dans les limites avec une forte probabilité. Le modèle espace-état pour l'évaluation des stocks de morue de la sous-division 3Ps utilise une vraisemblance censurée (p. ex., voir Cadigan, 2016; Van Beveren *et al.*, 2017) pour garantir que les débarquements prévus par le modèle sont très peu susceptibles de dépasser les limites. Toutefois, à l'intérieur des limites, la surface de vraisemblance sera presque plate de sorte que le modèle espace-état pour l'évaluation des stocks de morue de la sous-division 3Ps n'affichera à peu près aucune préférence quant aux valeurs des débarquements dans les limites. Si L_y désigne les débarquements réels, mais inconnus dans l'année y , et que L_{Ly} et L_{Uy} sont les limites inférieures et supérieures (c.-à-d. les données), alors la logvraisemblance négative (nll) censurée pour les paramètres du modèle d'évaluation des stocks (recueillis dans un vecteur θ) est

$$nll(\theta|L_{Ly}, L_{Uy}) = - \sum_{y=1}^Y \log \left[\phi_N \left\{ \frac{\log(L_{Uy}) - \log(L_y)}{\sigma_l} \right\} - \phi_N \left\{ \frac{\log(L_{Ly}) - \log(L_y)}{\sigma_l} \right\} \right]. \quad (8)$$

Le paramètre σ_l contrôle la précision des limites et est fixé à $\sigma_l = 0.02$ dans le modèle espace-état pour l'évaluation des stocks de morue de la sous-division 3Ps. La logvraisemblance négative censurée est illustrée à la figure 1.

Les séries chronologiques de la proportion d'abondance des prises selon l'âge, que j'appelle plus simplement les compositions selon l'âge de prise, sont modélisées à l'aide de la

distribution multinormale logistique multiplicative, fondée sur les logits du rapport de continuation (crl), que l'on calcule comme suit.

1. Pour chaque âge et chaque année, calculer $P_{a,y} = \frac{C_{a,y}}{\sum_{a=1}^A C_{a,y}}$,
2. Calculer $\pi_{a,y} = Prob(age = a | age \geq a) = \frac{P_{a,y}}{P_{a,y} + \dots + P_{A,y}}$,
3. Calculer le logit du rapport de continuation, $X_{a,y} = \log\left(\frac{\pi_{a,y}}{1-\pi_{a,y}}\right)$ $a = 1, \dots, A-1$,

Cela est fait à la fois pour les prises observées et pour les prises prédites par le modèle. Il convient de noter qu'il n'y a que des logits du rapport de continuation (crl) $A-1$ qui sont dérivés des proportions de prises A , parce que les proportions de prises ne contribuent que des observations indépendantes $A-1$ puisque $\sum_{a=1}^A P_{a,y} = 1$. Si une prise observée à l'âge est nulle, les logits du rapport de continuation (crl) ne sont pas définis. Pour la morue de la sous-division 3Ps, les prises estimées chez les 10 à 14 ans et plus en 1995 étaient nulles, et ces valeurs ont été remplacées par la moitié des prises estimées minimales non nulles à ces âges.

L'équation d'observation pour le vecteur X_{oy} des logits du rapport de continuation (crl) observées dans l'année y est

$$X_{oy} = X_y + \varepsilon_{X,y}, \varepsilon_{X,y} \sim MVN(0, \Sigma_X),$$

où Σ_X est AR(1), avec paramètre de variance σ_X^2 et corrélation ϕ_X .

Le relevé par navire océanographique du MPO a été élargi pour inclure les strates côtières en 1997, et les indices pour toutes les strates sont appelés indices RV_IO, tandis que les indices des strates visées par les relevés avant 1997 sont appelés indices RV_OFF. La répartition selon l'âge de la morue de la sous-division 3Ps varie dans l'espace, de sorte que les poissons plus jeunes se trouvent plus près de la rive. Dans la plupart des relevés depuis 1997, le nombre moyen par trait pour RV_IO est légèrement supérieur à RV_OFF aux jeunes âges et légèrement inférieur à RV_OFF aux âges plus avancés. Une approche pour composer avec ce changement de plan de relevé consiste à traiter les RV_OFF et RV_IO comme des indices distincts avec des paramètres q de capturabilité différents, ce qui est fait dans le cadre du modèle espace-état pour l'évaluation des stocks de morue de la sous-division 3Ps. Toutefois, cela impliquera une certaine perte d'information sur les tendances des stocks avant et après 1997, puisque nous nous attendons à ce que les différences de q pour RV_OFF et RV_IO soient faibles. À cela s'ajoute l'absence d'autres indices qui s'étendent de nombreuses années avant et après 1997. Par exemple, les indices de pêches sentinelles commencent seulement en 1995. Dans le modèle espace-état pour l'évaluation des stocks de morue de la sous-division 3Ps, j'inclus également les différences fondées sur l'âge dans RV_IO moins RV_OFF depuis 1997 pour limiter les différences dans les q pour ces deux indices. La différence logarithmique prévue dans les indices d'après le relevé est

$$E\{\log(I_{RV_IO,a,y}) - \log(I_{RV_OFF,a,y})\} = \log(q_{RV_IO,a}) - \log(q_{RV_OFF,a}).$$

L'équation d'observation finale du modèle espace-état pour l'évaluation des stocks de morue de la sous-division 3Ps pour $D_{RV\ a\ y} = \log(I_{RV_IO\ a\ y}) - \log(I_{RV_OFF\ a\ y})$ est

$$D_{RV,a,y} = \log(q_{RV_IO,a}) - \log(q_{RV_OFF,a}) + \varepsilon_{D,a,y}, \varepsilon_{D,a,y} \stackrel{iid}{\sim} N(0, \sigma_D^2). \quad (9)$$

Cela fournit des renseignements sur l'ampleur potentielle et l'incertitude quant aux différences logarithmiques dans les q pour les indices RV_OFF et RV_IO. Si les indices RV_OFF ou RV_IO sont nuls, la différence logarithmique n'est pas utilisée. Certaines différences entre les relevés

par navire océanographique comportent de longues traînes, alors j'explore également l'utilisation d'une loi de t avec 3 degrés de liberté pour ε_{Day} .

INTRANTS DE BASE DU MODÈLE

Les estimations des débarquements de 1959 à 2018 (voir la figure D1) et les estimations des prises selon l'âge de 1959 à 2017 et entre 1 et 14 ans et plus (figures D2 à D5) étaient disponibles comme intrants du modèle. Cela a défini les années (de 1959 à 2019) et les âges (de 1 à 14 ans et plus) du modèle. Veuillez noter que l'année finale du modèle est 2019, car nous pouvons estimer la taille des stocks au début de l'année en 2019 en fonction des débarquements en 2018.

On suppose que les estimations des débarquements comportent des erreurs qui variaient au fil du temps. J'ai utilisé la méthode censurée des prises décrite précédemment. Les limites ont été calculées comme multiplicateurs inférieurs (L) et supérieurs (U) des débarquements déclarés. Des modèles ont été élaborés pour deux scénarios d'incertitude concernant les débarquements :

Bons multiplicateurs de débarquements (L/U) :

Période	1959–75	1976–77	1978–86	1987–93	1994–96	1997–2009	2010+
L/U	0,99/1,1	0,7/1,3	0,99/1,1	0,5/1,5	0,99/1,05	0,99/1,3	0,99/1,1

Multiplicateurs de débarquements incertains (L/U) :

Période	1959–93	1994–96	1997–99	2000+
L/U	0,5/1,5	0,9/1,1	0,35/1,75	0,75/1,25

J'ai choisi les multiplicateurs incertains pour refléter mon impression des erreurs potentielles dans les prises. Toutefois, les bons multiplicateurs étaient ceux qui étaient recommandés pendant le processus du cadre.

Les indices d'après le relevé disponibles pour l'estimation par modèle sont les suivants :

- Indice du chalutage de fond des navires océanographiques canadiens pour les strates côtières et hauturières (Can_RV_IO), 1997–2018 (et non 2006); 1 à 14 ans et plus (voir figures D6 à D8).
- Indice du relevé par navire océanographique canadien pour les strates hauturières (CAN_RV_OFF), 1983–1996; âges de 1 à 14 ans et plus (voir figures D9 à D11).
- Relevé par navire océanographique dans le cadre de la campagne ERHAPS (en français), 1978–1992, âges de 2 à 14 ans et plus (voir figures D12 à D14).
- Relevés de l'industrie (GAEC), 1998–2005, âges de 2 à 13 ans Aucun indice 14 et plus n'était disponible pour ce relevé (voir figures D15 à D17).
- Indice de pêches sentinelles au filet maillant (SENT_GN), 1995–2017, de 3 à 10 ans (voir figures D18 à D20).
- Indice de pêches sentinelles à la palangre (SENT_GN), 1995–2017, de 3 à 10 ans (voir figures D21 à D23).

La différence entre le Can_RV_IO et le CAN_RV_OFF entre 1997 et 2018, et pour les 2 à 14 ans et plus (non 2006), est également utilisée comme composante de vraisemblance pour fournir des renseignements sur le ratio de capturabilité de ces deux indices d'après le relevé. Remarque : Les âges 1 ne sont pas utilisés à cette fin en raison d'une conversion incertaine d'Engel à Campelen à cet âge. En conséquence, les q des âges 1 ne sont pas limitées par la composante de probabilité de différence. Les différences entre les navires océanographiques sont illustrées aux figures D24 et D25.

Les autres intrants du modèle d'évaluation étaient les valeurs des taux de mortalité naturelle : 1 $M=0,5$, 2 $M=0,3$ et $M=0,2$ pour les autres âges. On présume que cette situation continuera de s'observer au fil du temps. Poids des stocks provenant d'un modèle simple avec effets de cohorte (voir Cadigan, sous presse¹). Les poids des prises du modèle simple (voir Cadigan, sous presse¹) ont été utilisés dans les cycles antérieurs aux réunions sur le cadre, mais pendant le processus relatif au cadre, il a été décidé d'utiliser des poids de prise bruts dans les cycles antérieurs aux réunions sur le cadre. On a également supposé que le poids des prises selon l'âge en 2018 était égal au poids selon l'âge en 2017.

FORMULES

De nombreux modèles préliminaires ont été examinés et présentés lors d'une réunion préalable au cadre le 3 octobre 2019. Les descriptions de ces modèles se trouvent au tableau 1; ces formulations étaient fondées sur les « multiplicateurs de débarquement incertains » indiqués ci-dessus. Lors de la réunion préalable au cadre, il a été recommandé que j'adopte également des modèles faisant appel aux multiplicateurs de débarquement basés sur les commentaires d'experts, qui sont les « bonnes limites de débarquement » décrites ci-dessus. Ces dernières limites impliquent beaucoup plus de précision dans les débarquements déclarés. J'ai également utilisé les poids des prises déclarées selon l'âge plutôt que les valeurs modélisées pour la réunion sur le cadre. Cela a mené aux nouvelles formules suivantes :

1. **M17.** Formule M10 provenant de la réunion préalable au cadre, mais avec les bonnes limites de débarquement (GL).
2. **M18.** M17, mais aucune corrélation d'année dans les logits du rapport de continuation (crl). Cette corrélation a été estimée à seulement 0,19 dans M10, et la suppression de la corrélation temporelle simplifie le modèle et peut améliorer les temps d'exécution.
3. **M19.** M18, mais avec des M invariants selon l'âge et variables dans le temps fondés sur des indices de M dérivés de l'état de la morue (voir Ings *et al.*, sous presse²).
4. **M20.** M18, mais avec erreurs de traitement AR(1), pour examiner les effets sur les biais rétrospectifs.
5. **M21.** M18, mais une loi de t pour les différences dans les indices des relevés par navire océanographique.

¹ Cadigan, N.G. Sous presse. Un modèle simple à effets aléatoires pour lisser et extrapoler les poids selon l'âge pour la morue de la sous-division 3Ps. Secr. can. des avis sci. du MPO. Doc. de rech.

² Ings, D.W., Varkey, D., Regular, P., Rideout, R.M. et Vigneau, J. Sous presse. Assessing the status of the cod (*Gadus morhua*) stock in NAFO Subdivision 3Ps in 2019 (Évaluation de l'état des stocks de morue [*gadus morhua*] dans la sous-division 3Ps de l'OPANO en 2019) Secr. can. des avis sci. du MPO. Doc. de rech.

-
6. **M22.** M21, mais avec erreurs de traitement AR(1) (autocorrélations fixées à 0,5) et seulement entre 5 et 14 ans et plus pour les différences dans les indices de relevé par navire océanographique.

RÉSULTATS

PRÉLIMINAIRES

Ces modèles préliminaires sont résumés au tableau 1. La figure 2 présente un résumé AIC/BIC pour ces modèles. La plus grande amélioration de l'ajustement s'est produite pour le modèle 4 (c.-à-d. M4) dans lequel des erreurs de mesure corrélées à l'âge AR(1) ont été supposées pour les indices des logits du rapport de continuation (CRL) et les indices d'après le relevé, bien que l'inclusion de l'erreur de traitement des variables indépendantes et identiquement distribuées (IID) dans le modèle (c.-à-d. M3) ait également entraîné une amélioration substantielle de l'ajustement du modèle, telle que mesurée par AIC et BIC. M11, avec une structure de corrélation AR(1) séparable en fonction de l'année et de l'âge et des variances hétérogènes des erreurs de traitement, a également entraîné une amélioration substantielle de l'ajustement, même si ce type de formule de modèle n'est pas courant dans les évaluations ICES-SAM et a donné lieu à des résultats d'évaluation sensiblement différents par rapport aux formules présentant des erreurs de traitement indépendantes. Les modèles avec erreurs de traitement corrélées sont mis en œuvre à des fins de diagnostic seulement.

Les modèles M5-M7, M9, M10 et M16 avec erreurs de traitement des variables indépendantes et identiquement distribuées (IID) ont tous donné lieu à des évaluations similaires. La grappe de résidus positifs chez les jeunes âges au cours des dernières années pour l'indice RV_IO (p. ex., voir les résultats de M7 à la figure 3) est préoccupante. Tous ces modèles présentaient cette tendance résiduelle. Il y a également une grappe de résidus négatifs pour l'indice SENT_LT âge 3 au cours des dernières années, et deux grands résidus négatifs de logits du rapport de continuation (CRL) à 3 et 4 ans en 2017 (figure 4). Il semble que les tendances de recrutement de l'indice RV_IO au cours des dernières années soient quelque peu incompatibles avec l'indice SENT_LT et les compositions des prises selon l'âge.

Le modèle M6 a donné lieu à certains biais rétrospectifs (figure 5) qui indiquent un biais d'évaluation. L'inclusion d'erreurs de traitement corrélées a amélioré les biais rétrospectifs (figures 6 et 7), mais a donné lieu à des échelles BSR et P sensiblement différentes (comparaison : figures 5 à 7). Les erreurs de traitement prévues par M14 sont surtout négatives (figure 8), surtout aux âges plus avancés depuis la fin des années 1990.

CADRE

M17

Ce modèle incorporait des limites plus étroites sur les débarquements que dans les cycles antérieurs au cadre. Cela a un effet important sur les résultats de l'évaluation des stocks (figure 9), plus pour l'abondance des stocks et la biomasse que pour P. Le resserrement des limites de débarquement dans M17 obligeait les débarquements estimés à se rapprocher des débarquements déclarés, et une variation accrue de P était nécessaire pour y parvenir. M10 a des limites de débarquement plus larges avec moins de contraintes sur les débarquements estimés. Dans ce cas, l'autocorrélation dans les valeurs P a été estimée comme plus élevée, ce qui donne des estimations plus lisses de P avec moins de variations entre les années et entre les âges. Cette question est examinée plus en détail dans la discussion. Les débarquements

prévus par le modèle pour M17 sont beaucoup plus importants dans l'ensemble que pour M10 (figure 10).

Lorsqu'il y a beaucoup d'incertitude au sujet des débarquements, le modèle agit comme un modèle d'évaluation fondé sur les relevés (SURBA; Cadigan 2010; Cook 1997, 2013; Needle 2002), dans lequel les estimations de P, conditionnellement à l'hypothèse de M, sont absolues, mais les estimations de la taille des stocks sont relatives. Voici le comportement de base que nous observons lorsque nous comparons M10 et M17 à la figure 9. Les valeurs P ont une échelle plus semblable pour les M10 et M17, mais les valeurs BSR et de recrutement sont plus différentes. Le CV de l'estimation de la BSR de 1959 est de 72 % pour M10, mais seulement de 18 % pour M17 (figure 11). Le CV de 1970 est de 29 % pour M10 et de 12 % pour M17. Cela reflète la plus grande précision des débarquements utilisés dans le code M17. Toutefois, les biais rétrospectifs sont prononcés (voir M18).

M18

Le modèle espace-état pour l'évaluation des stocks de morue de la sous-division 3Ps fonctionne lentement et les cycles rétrospectifs prennent de nombreuses heures. L'une des raisons en est peut-être le manque de dispersion dans les effets aléatoires. La structure de corrélation des logits du rapport de continuation (CRL) est à la fois en âge et en année, bien que l'estimation de M17 de l'autocorrélation de l'année soit faible (0,18; voir le tableau 2). Dans M18, j'ai fixé la corrélation d'année à zéro pour simplifier le modèle et améliorer les temps d'exécution en augmentant la dispersion des effets aléatoires. AIC pour M18 est légèrement supérieur à M17 et BIC est inférieur (tableau 2). Les résultats de l'évaluation des stocks (tableau 3) sont presque identiques (figure 12), à l'instar des diagnostics résiduels (non illustrés). Je considère M18 comme une simplification utile. Toutefois, les temps d'exécution de M18 ne sont que légèrement plus rapides que ceux de M17.

M18 présente des biais rétrospectifs prononcés (figure 13), de sorte que les intervalles de confiance de l'année terminale ne couvrent pas les estimations ultérieures. Les biais rétrospectifs pour M17 sont presque identiques à ceux de M18.

Remarque : La lenteur d'exécution de 3PsSSAM a été résolue après la réunion sur le cadre (voir Discussion). Le problème tenait à la façon dont les erreurs de traitement étaient mises en œuvre. Toutefois, cela n'a pas d'incidence sur les résultats du modèle.

M19

Une spécification erronée de M est une cause possible des biais rétrospectifs. Dans M19, j'ai utilisé les estimations M de la condition agrégée selon l'âge M pour déterminer si l'ajustement du modèle s'améliorait. J'ai supposé que les valeurs M chez les 3 à 14 ans et plus étaient égales aux estimations annuelles de la condition M (cM), et que les valeurs M à 1 an étaient cM + 0,2, et que les valeurs M à 2 ans étaient cM + 0,1. Les différences pour les âges 1 et 2 ont été choisies pour être cohérentes avec mes autres formules dans lesquelles M à ces âges était plus élevé que M à 3 à 14 ans et plus.

M19 n'a pas amélioré l'ajustement (tableau 2), mais a donné des résultats d'évaluation des stocks très différents (figure 14a). Toutefois, les biais rétrospectifs pour BSR et la valeur moyenne P pour les 6 à 9 ans (figure 14b) ont été améliorés par rapport à M18 (figure 13), bien que la tendance du M19 pour le recrutement n'était pas meilleure et opposée à M18. Toutefois, les biais rétrospectifs réduits de M19 indiquent que des variations réalistes de M qui sont compatibles avec les variations de la fraction de morue en très mauvais état (et la mortalité implicite due à la famine) peuvent améliorer les biais rétrospectifs. Toutefois, il faut approfondir l'examen de la fiabilité des estimations de la condition M et de la façon dont elles contribuent à

la valeur totale de M, afin que cette information puisse être utilisée pour améliorer la formulation du modèle d'évaluation.

M20

Une autre façon de tenir compte des biais rétrospectifs est d'utiliser des erreurs de traitement corrélées. Si les biais rétrospectifs sont causés par une spécification erronée de M ou des limites de prise, alors les erreurs de traitement, qui sont incluses pour tenir compte de la spécification erronée du modèle, peuvent corriger cette situation. Toutefois, les erreurs de traitement des variables indépendantes et identiquement distribuées (iid) peuvent ne pas offrir suffisamment de souplesse pour tenir compte des erreurs de spécification du modèle qui varient facilement au fil du temps et de l'âge (p. ex., M18; figure 13). M20, avec erreurs de traitement autocorrélées, peut fournir des biais rétrospectifs améliorés, ce qui pourrait être une bonne chose si le type d'erreurs de traitement que prévoit le modèle apporte une correction réaliste de l'erreur de spécification du modèle ou fournit une quantification fiable de l'incertitude due à l'erreur de spécification du modèle. Ce dernier peut présenter l'avantage le plus réaliste d'utiliser des erreurs de traitement autocorrélées.

M20 donne un meilleur ajustement du modèle comparativement à M17 à M19 (tableau 2), et les CV d'indice sont généralement un peu plus petits, ce qui indique un meilleur ajustement du mode aux indices. Toutefois, les CV pour les estimations d'évaluation de M20 sont beaucoup plus élevés que ceux de M18 (comparer les tableaux 3 et 4). Dans l'ensemble, M20 donne les meilleurs résultats aux indices, bien que les tendances résiduelles soient très semblables à celles de M7 (comparer les figures 3 et 15) et des modèles subséquents. Les résultats de l'évaluation récente des stocks de M20, sauf pour le recrutement, sont plus semblables à ceux de M19 qu'à ceux de M18 (figure 16a), mais moins sur le plan historique. Les biais rétrospectifs sont beaucoup améliorés comparativement à M18 (figure 16b), mais les intervalles de confiance sont beaucoup plus larges pour la prise en compte de l'incertitude supplémentaire liée aux erreurs de traitement. Les erreurs de traitement prévues par M20 sont essentiellement négatives depuis 2008 (figure 17), comme c'est le cas pour M14, ce qui implique une diminution de la survie des cohortes.

Les estimations de la taille des stocks selon M20 ne sont peut-être pas plus exactes que celles selon M18, mais les intervalles de confiance selon M20 peuvent couvrir les valeurs réelles des stocks de façon plus fiable. Par exemple, les intervalles de confiance de M18 ne comprennent souvent pas d'estimations rétrospectives qui démontrent que ces intervalles de confiance sont trop étroits et non fiables. Ce problème ne se produit pas avec M20.

M21

Il existe des résidus assez importants dans l'ajustement aux différences entre les indices RV_OFF et RV_IO (c.-à-d. l'équation 9), et la distribution des résidus avait une longue traîne. Cette information sur la relation entre les valeurs q 's de RV_OFF et de RV_IO pourrait être importante dans l'évaluation parce qu'elle relie ces deux relevés, qui ensemble fournissent les séries chronologiques d'indice les plus longues. Dans M21, le modèle d'erreur d'observation pour ces données est passé de la loi normale à une loi de t avec 3 degrés de liberté, qui sera moins touchée par un petit nombre de valeurs aberrantes que la loi normale. Autrement, la formulation de M21 était identique à celle de M18.

Bien que M21 ait donné un bien meilleur ajustement comparativement à M18 (tableau 2), les résultats de l'évaluation des stocks étaient très semblables (figure 18). L'ajustement aux différences entre les indices RV_OFF et RV_IO (figure 19) était bon dans l'ensemble, mais il y a quelques années (2005, 2007 et 2017) où les différences étaient considérablement plus

importantes que les autres années, peut-être parce qu'un plus grand nombre de morues ont migré dans les zones côtières visées par le relevé plus tôt dans la saison au cours de ces années anormales. Un petit nombre de grands résidus (c.-à-d. $>\pm 5$) est prévu en raison de la nature robuste de l'ajustement avec une loi de t avec 3 degrés de liberté.

M22

Une décision prise au cours de la réunion sur le cadre consistait à estimer des valeurs q de relevés distincts pour les RV_OFF et RV_IO aux âges plus jeunes. Je n'ai pas compris la justification de cette décision et j'étais mal à l'aise avec celle-ci. Toutefois, pour résoudre partiellement cette question, j'ai supprimé les âges de 2 à 4 ans dans la composante de vraisemblance pour les différences entre les indices RV_OFF et RV_IO. Cela signifie essentiellement que les valeurs q de 2 à 4 ans sont estimées librement pour les indices RV_OFF et RV_IO. Il convient de souligner que comme ce changement de modèle comporte un changement dans les données, AIC et BIC ne sont pas comparables à d'autres formulations. J'ai aussi inclus des erreurs de traitement corrélées âge x année, mais j'ai fixé les corrélations à 0,5 parce que je crains que ces paramètres de corrélation soient difficiles à estimer et que lorsque les corrélations sont élevées, les erreurs de traitement soient confondues avec un changement de P. La correction des corrélations à 0,5 pourrait être une solution de compromis à ce problème.

Les CV de l'indice ont été estimés légèrement inférieurs à **M18** (tableau 2), ce qui indique que cette formulation a donné lieu à un ajustement légèrement supérieur aux indices d'après le relevé. Les résultats de l'évaluation (figure 20) étaient se situaient entre ceux de **M18** et de **M20**. Les biais rétrospectifs de la formulation de M22 ont été améliorés comparativement à **M18** (comparer les figures 21 et 13); toutefois, des erreurs de traitement graves et systématiques (figure 22), surtout chez les 10 à 14 ans, sont nécessaires pour réaliser cette amélioration des biais rétrospectifs. Il existe une certaine association entre l'erreur de traitement prévue et les valeurs P (figure 23). De faibles erreurs de traitement négatives sont souvent associées à des valeurs P proches de zéro, particulièrement chez les 6 à 9 ans, et des valeurs P plus élevées sont souvent associées à des erreurs de traitement proches de 0. Cela nécessite des recherches plus approfondies afin de mieux comprendre la confusion potentielle entre les erreurs de traitement et les valeurs F. Les résidus entre 1 et 3 ans au cours des dernières années sont positifs pour les OI des navires océanographiques (figure 24), comme pour les autres formulations. La formule **M22** ne correspond pas très bien à cet indice (figure 25) aux âges 1 à 3. Toutefois, l'ajustement est meilleur chez les 4 à 8 ans, mais il est pire chez les 9 à 14 ans, qui sont plus mal échantillonnés.

DISCUSSION

Je n'ai pas trouvé de formulation de modèle d'évaluation qui convenait raisonnablement bien aux indices d'après le relevé et aux renseignements sur la composition par âge des pêches. Les divers indices d'après le relevé présentent souvent une variabilité élevée d'une année à l'autre, ce qui est bien supérieur à la variation potentielle de la taille des stocks d'une année à l'autre. Ces indices sont également en désaccord les uns avec les autres dans une certaine mesure. Il semble difficile pour un modèle de bien ajuster tous les indices en même temps. Un certain manque d'ajustement peut être inévitable. Toutefois, la plupart des formulations de modèles d'évaluation que j'ai considérées comportaient des tendances rétrospectives sérieuses dans lesquelles les intervalles de confiance pour la taille actuelle des stocks dans les tranches rétrospectives ne couvraient pas les valeurs de l'année finale. Cela indique la possibilité que le modèle d'évaluation donne des conseils de gestion mal orientés. J'ai été en mesure de réduire considérablement les biais rétrospectifs en utilisant des erreurs de traitement corrélées, mais

pour que cette approche soit efficace, il faut mener des recherches plus poussées avant de pouvoir la recommander comme option privilégiée pour l'évaluation des stocks. J'ai également conclu que d'autres recherches sur les intrants des évaluations sont nécessaires avant de pouvoir recommander une formulation fiable du modèle d'évaluation.

Les formulations de modèles que j'ai examinées ont donné lieu à des délais de longue durée liés au manque de dispersion dans l'estimation du modèle de type espace-état. Après la réunion sur le cadre, j'ai déterminé que c'était en raison de la façon particulière dont j'avais modélisé les erreurs de traitement. Il existe une autre façon de produire les mêmes estimations du modèle, mais avec des temps d'exécution beaucoup plus courts.

Le resserrement des limites des débarquements a donné lieu à des estimations de P avec une variation plus importante d'une année à l'autre. En général, les modèles à effets mixtes avec effets aléatoires de moyenne nulle estimeront ou prévoiront que ces effets seront aussi proches de zéro que possible, mais en même que les données seront bien ajustées. L'estimation comporte un compromis entre bien ajuster les données et avoir de faibles effets aléatoires. Cela est semblable à la démarche consistant à traiter les effets aléatoires comme des paramètres d'effets fixes à estimer, avec une fonction de pénalité pour limiter la variation (p. ex. entre les années) des estimations. Si un plus grand nombre de données comportent des erreurs de mesure plus petites, cela aura tendance à entraîner une plus grande variation dans les estimations des effets aléatoires. Le modèle espace-état pour l'évaluation des stocks de morue de la sous-division 3Ps était basé sur un processus P stochastique comprenant l'autocorrélation temporelle. En conséquence, lorsque les limites des débarquements sont larges, l'estimation accorde plus de poids à l'obtention de valeurs P lisses au fil du temps. Inversement, lorsque les limites des débarquements sont serrées, les estimations des débarquements sont forcées de se situer dans les limites, ou très près de ces dernières, parce que la logvraisemblance négative augmente rapidement à l'extérieur des limites. Dans ce cas, l'estimation accorde beaucoup moins de poids à l'obtention de valeurs P lisses.

REMERCIEMENTS

Le financement de la recherche a été fourni par l'Ocean Frontier Institute grâce à une subvention du fonds d'excellence en recherche Apogée Canada. Le financement de la recherche a également été fourni par le programme de la chaire de recherche internationale sur l'industrie Ocean Choice du Fisheries and Marine Institute de l'Université Memorial de Terre-Neuve-et-Labrador. Je remercie le personnel scientifique de l'évaluation des stocks du ministère des Pêches et des Océans au Centre des pêches de l'Atlantique nord-ouest et les scientifiques du Center for Fisheries Ecosystems Research de l'Université Memorial de Terre-Neuve-et-Labrador pour les nombreuses discussions et contributions qui ont contribué à l'élaboration du présent document.

RÉFÉRENCES CITÉES

- Albertsen, C.M., Nielsen, A., and Thygesen, U.H., 2016. Choosing the observational likelihood in state-space stock assessment models. *Can. J. Fish. Aqua. Sci.* 74: 779–789.
- Cadigan, N. 2010. [Trends in Northwest Atlantic Fisheries Organization \(NAFO\) Subdivision 3Ps Cod \(*Gadus morhua*\) stock size based on a separable total mortality model and the Fisheries and Oceans Canada Research Vessel survey index](#). DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2010/015. iv + 43 p.
- Cadigan, N.G. 2016. A state-space stock assessment model for northern cod, including under-reported catches and variable natural mortality rates. *Can. J. Fish. Aqua. Sci.* 73: 296–308.

-
- Cook, R.M. 1997. [Stock trends in six North Sea stocks as revealed by an analysis of research vessel surveys](#). ICES J. Mar. Sci. 54(5): 924–933.
- Cook, R.M. 2013. [A fish stock assessment model using survey data when estimates of catch are unreliable](#). Fish. Res. 143: 1–11.
- Kristensen, K., Nielsen, A., Berg, C.W., Skaug, H., and Bell, B.M. 2016. TMB: Automatic Differentiation and Laplace Approximation. J. Stat. Soft. 70: 1–26.
- Needle, C. 2002. Preliminary analyses of survey indices for whiting in IV and VIId. Working Document WD2 to the ICES Working Group on the Assessment of Demersal Stocks in the North Sea and Skagerrak, Copenhagen.
- Nielsen, A., and Berg, C.W. 2014. [Estimation of time-varying selectivity in stock assessments using state-space models](#). Fish. Res. 158: 96–101.
- Perreault, A.M.J, Wheeland, L.J., Morgan, M.J., and Cadigan, N.G. 2020. A state-space stock assessment model for American plaice on the Grand Bank of Newfoundland. J. Northw. Atl. Fish. Sci. 51: 45–104.
- Van Beveren, E., Duplisea, D., Castonguay, M., Doniol-Valcroze, T., Plourde, S., and Cadigan, N. 2017. [How catch underreporting can bias stock assessment and advice in northwest Atlantic mackerel and a possible resolution using censored catch](#). Fish. Res. 194: 146–154.

ANNEXE I – TABLEAUX

Tableau 1. Le résumé des modèles préliminaires convient avant la réunion sur le cadre de préévaluation.
Remarque : IID - variables indépendantes et identiquement distribuées; ID – indépendant.

M	Description du modèle de base et des changements	Modèle de comparaison/lmpact	NLL (logvraisemblance négative)	AIC	BIC
1	Simplicité : Pas d'erreur de traitement AR1(année, âge) logF_dev. Constante sd CRL tous âges 1 moyenne cer	-	1896,86	3957,72	4371,54
2	2 blocs horaires sd CRL (95–97 et O/W)	peu / M1	1833,37	3832,74	4251,61
3	Erreur de traitement IID	modérée / M2	1750,91	3669,81	4093,73
4	Erreurs CRL dans l'indice AR1(âge) et AR1(âge, année)	modérée / M3	1442,30	3068,61	3532,90
5	Valeurs P 3 ans non corrélées avec valeurs P 4 ans et plus	peu / M4	1434,43	3056,85	3531,24
6	Erreur de traitement l'année dernière = Erreur de traitement l'année précédente, selon l'âge	aucune / M5	1434,43	3056,85	3531,24
7	sd CRL, âges 3–5, 6–8 et 9+	peu / M6	1386,85	2969,71	3464,28
8	AR1(année, âge), erreur de traitement.	beaucoup / M7	1328,65	2855,30	3354,92
9	Erreur de traitement, sd selon l'âge	peu / M7	1337,04	2894,07	3449,21
10	sd erreur de traitement ID, âges 1–4, 5–9 et 9+	peu / M7	1345,47	2890,94	3395,60
11	Erreur de traitement AR1(année, âge); sd 1–4, 5–9, 10+	modérée / M8	1299,89	2803,78	3318,54
12	Erreur de traitement AR1(année); sd 1–9, 10+	beaucoup / M11	1322,57	2845,14	3349,81
13	Erreur de traitement AR1(année, âge) avec corr. âge/année = répar. 0,5; sd 1–9, 10+	modérée / M11	1315,11	2828,23	3327,85
14	Erreur de traitement AR1=0,5; sd 1–9, 10+ et <=1977/>1977	peu / M13	1307,02	2816,04	3325,75
15	Erreur de traitement AR1=0,5 avec blocs sd + blocs rec moyens, <=1990/>1990	beaucoup / M14	1301,56	2807,12	3321,88
16	Erreur de traitement ID avec blocs sd + blocs rec moyens	mineure / M10	1330,41	2862,81	3372,52

Tableau 2. Estimations de l'écart-type du modèle et des paramètres d'autocorrélation. *nll* est la logvraisemblance négative, *AIC* est le critère d'information d'Akaike et *BIC* est le critère d'information bayésien.

Quantité	M17		M18		M19		M20		M21		M22	
	AIC	BIC	AIC	BIC	AIC	BIC	AIC	BIC	AIC	BIC	AIC	BIC
-	2988	3491	2991	3489	3022	3521	2912	3421	2812	3296	2931	3430
	EST	CV	EST	CV	EST	CV	EST	CV	EST	CV	EST	CV
std_log_F_3	0,95	23,5	0,99	25,6	1,02	23,1	1,01	31,1	0,99	22,1	0,98	22,9
std_log_F_4p	1,08	27,1	0,94	22,9	0,92	19,3	0,93	20,7	0,90	22,1	0,80	24,8
std_pe_1-4	0,17	18,8	0,17	18,3	0,20	15,8	0,29	14,7	0,13	25,2	0,20	17,7
std_pe_5-9	0,12	14,8	0,12	14,8	0,18	9,5	0,30	9,7	0,13	13,9	0,21	12,2
std_pe_10+	0,48	8,7	0,49	8,4	0,44	8,4	0,68	9,5	0,50	8,4	0,63	8,5
std_log_R	0,37	14,2	0,37	14,1	0,49	16,4	0,46	21,1	0,37	13,6	0,40	18,9
cv_Can_RV_IO	0,78	12,9	0,77	12,6	0,65	10,0	0,71	11,7	0,79	13,0	0,69	11,6
cv_CAN_RV_OFF	0,66	13,9	0,67	14,2	0,78	16,2	0,62	13,9	0,68	14,2	0,64	16,3
cv_ERHAPS	0,65	14,5	0,66	14,6	0,66	14,2	0,60	13,8	0,66	14,7	0,62	13,9
cv_GEAC	0,97	22,0	0,97	21,8	0,98	21,9	0,91	19,8	0,97	22,0	0,99	22,0
cv_SENT_GN	0,89	14,9	0,89	15,0	0,91	15,5	0,86	15,8	0,71	14,4	0,85	15,3
cv_SENT_LT	0,38	11,2	0,38	11,3	0,40	10,8	0,36	10,7	0,35	10,6	0,37	11,6
ar_logF_age	0,98	1,2	0,97	1,5	0,95	1,7	0,96	1,7	0,96	1,6	0,95	2,5
ar_logF_year	0,97	1,7	0,96	2,0	0,95	2,1	0,94	2,6	0,95	2,1	0,94	2,9
ar_logF1_year	0,80	14,6	0,83	13,1	0,81	13,5	0,85	13,8	0,78	15,1	0,79	15,2
ar_pe_year	-	-	-	-	-	-	0,06	187	-	-	0,50	-
ar_pe_age	-	-	-	-	-	-	0,81	4,4	-	-	0,50	-
ar_logRec	0,13	161,4	0,13	163	0,64	22,4	0,50	36,5	0,16	128,1	0,36	58,3
ar_ERHAPS	0,80	4,6	0,80	4,6	0,73	6,4	0,76	5,5	0,82	4,2	0,77	5,3
ar_GEAC	0,81	5,4	0,81	5,5	0,82	4,9	0,76	6,7	0,80	5,6	0,83	5,7
ar_SENT_LT	0,76	6,2	0,77	6,1	0,76	5,7	0,73	7,5	0,77	6,0	0,74	6,9
ar_Can_RV_IO	0,64	12,6	0,64	12,8	0,63	12,9	0,58	15,2	0,64	12,6	0,62	13,4
ar_SENT_GN	0,63	10,2	0,64	10,1	0,68	8,1	0,67	9,8	0,73	7,8	0,65	10,4
ar_CAN_RV_OFF	0,68	10,9	0,68	10,8	0,66	10,7	0,62	12,9	0,62	12,6	0,63	13,8

Quantité	M17		M18		M19		M20		M21		M22	
-	AIC	BIC	AIC	BIC	AIC	BIC	AIC	BIC	AIC	BIC	AIC	BIC
	2988	3491	2991	3489	3022	3521	2912	3421	2812	3296	2931	3430
	EST	CV	EST	CV	EST	CV	EST	CV	EST	CV	EST	CV
ar_crl_year	0,19	42,3	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
ar_crl_age	0,44	12,9	0,42	14,3	0,44	13,9	0,42	15,3	0,42	14,5	0,43	14,1

Tableau 3. Taille des stocks M18 et moyenne des valeurs P. Les variables rssb correspondent aux variables ssb (bsr) se rapportant aux valeurs de 1994.

-	biomasse	cv	bsr	cv	Rec	cv	rssb	cv	aveF_46	cv	aveF_69	cv
1959	340,0	0,07	122,5	0,16	115,9	0,25	3,28	0,19	0,33	0,11	0,35	0,16
1960	343,3	0,07	119,4	0,14	115,2	0,25	3,19	0,17	0,40	0,11	0,44	0,16
1961	316,6	0,07	120,9	0,13	114,9	0,25	3,23	0,17	0,51	0,10	0,56	0,14
1962	275,8	0,08	116,0	0,14	154,8	0,26	3,10	0,18	0,36	0,11	0,40	0,16
1963	263,6	0,08	111,1	0,14	172,7	0,27	2,97	0,18	0,35	0,11	0,39	0,15
1964	259,6	0,07	106,4	0,14	155,0	0,28	2,85	0,17	0,40	0,10	0,44	0,14
1965	260,2	0,07	110,5	0,13	188,5	0,27	2,95	0,17	0,39	0,11	0,44	0,14
1966	276,0	0,07	111,9	0,12	144,4	0,26	2,99	0,16	0,49	0,10	0,55	0,14
1967	280,0	0,07	106,2	0,12	116,0	0,25	2,84	0,16	0,48	0,10	0,53	0,14
1968	304,7	0,07	122,3	0,14	95,6	0,25	3,27	0,17	0,54	0,10	0,60	0,13
1969	275,9	0,06	102,2	0,12	126,3	0,25	2,73	0,16	0,48	0,09	0,53	0,13
1970	258,6	0,06	99,1	0,10	93,4	0,25	2,65	0,15	0,61	0,09	0,65	0,13
1971	213,9	0,06	86,9	0,10	87,9	0,26	2,32	0,14	0,58	0,09	0,63	0,13
1972	175,9	0,06	78,7	0,10	107,1	0,25	2,10	0,14	0,46	0,09	0,53	0,13
1973	156,0	0,06	69,9	0,10	97,7	0,25	1,87	0,14	0,66	0,09	0,68	0,13
1974	142,4	0,06	62,3	0,10	112,1	0,25	1,67	0,14	0,73	0,09	0,75	0,12
1975	136,5	0,07	59,6	0,10	133,2	0,26	1,59	0,14	0,64	0,10	0,64	0,13
1976	143,5	0,08	57,5	0,11	84,4	0,26	1,54	0,15	0,71	0,12	0,63	0,14
1977	136,7	0,09	48,6	0,13	63,4	0,27	1,30	0,16	0,59	0,18	0,53	0,19
1978	126,8	0,07	40,9	0,10	80,2	0,26	1,09	0,14	0,41	0,10	0,40	0,13
1979	155,7	0,06	52,1	0,09	123,0	0,25	1,39	0,13	0,43	0,10	0,40	0,13
1980	170,4	0,06	67,9	0,08	74,6	0,26	1,82	0,13	0,43	0,10	0,41	0,12
1981	162,7	0,06	79,7	0,08	124,8	0,23	2,13	0,12	0,41	0,09	0,40	0,12
1982	173,7	0,06	85,7	0,09	116,5	0,21	2,29	0,13	0,38	0,10	0,36	0,13
1983	172,5	0,06	82,8	0,08	109,9	0,22	2,22	0,12	0,40	0,09	0,35	0,12
1984	180,5	0,06	93,6	0,08	66,0	0,23	2,50	0,12	0,30	0,09	0,29	0,11
1985	203,4	0,06	108,3	0,08	81,9	0,23	2,90	0,12	0,44	0,10	0,40	0,12
1986	191,1	0,07	89,7	0,09	110,0	0,21	2,40	0,13	0,52	0,10	0,48	0,12
1987	164,7	0,10	78,1	0,11	113,7	0,21	2,09	0,14	0,57	0,17	0,53	0,18
1988	136,2	0,10	66,6	0,12	132,1	0,21	1,78	0,14	0,53	0,18	0,53	0,19
1989	124,0	0,10	60,7	0,12	56,0	0,25	1,62	0,14	0,43	0,17	0,46	0,18
1990	113,3	0,09	49,9	0,11	149,3	0,21	1,34	0,14	0,51	0,17	0,55	0,17
1991	102,7	0,08	49,7	0,09	42,8	0,24	1,33	0,13	0,92	0,15	1,04	0,15
1992	80,0	0,09	40,0	0,11	23,9	0,26	1,07	0,13	0,87	0,16	1,02	0,17
1993	70,4	0,08	35,1	0,09	31,9	0,25	0,94	0,06	0,49	0,11	0,62	0,14
1994	66,3	0,10	37,4	0,10	29,9	0,24	1,00	0,00	0,01	0,12	0,02	0,16
1995	87,3	0,08	62,5	0,09	24,3	0,24	1,67	0,06	0,01	0,11	0,01	0,14
1996	95,7	0,08	74,0	0,08	26,5	0,23	1,98	0,08	0,01	0,09	0,01	0,13
1997	109,3	0,07	89,1	0,08	21,3	0,24	2,38	0,09	0,12	0,10	0,13	0,13
1998	110,0	0,08	93,1	0,08	33,6	0,22	2,49	0,10	0,26	0,23	0,27	0,25

-	biomasse	cv	bsr	cv	Rec	cv	rssb	cv	aveF_46	cv	aveF_69	cv
1999	102,4	0,08	84,9	0,09	49,6	0,23	2,27	0,11	0,41	0,11	0,42	0,13
2000	95,8	0,10	75,9	0,11	33,3	0,20	2,03	0,12	0,42	0,17	0,45	0,18
2001	74,4	0,08	48,9	0,10	18,8	0,19	1,31	0,12	0,40	0,18	0,49	0,20
2002	67,8	0,07	45,3	0,08	25,7	0,21	1,21	0,11	0,38	0,10	0,46	0,12
2003	66,2	0,07	49,4	0,08	24,0	0,22	1,32	0,11	0,37	0,09	0,43	0,12
2004	65,5	0,08	51,8	0,09	21,1	0,24	1,39	0,11	0,38	0,18	0,40	0,19
2005	65,6	0,07	51,6	0,08	28,8	0,23	1,38	0,10	0,36	0,10	0,42	0,12
2006	58,1	0,08	45,4	0,08	20,0	0,23	1,21	0,10	0,37	0,10	0,43	0,13
2007	52,3	0,08	38,9	0,09	41,9	0,18	1,04	0,10	0,40	0,10	0,45	0,13
2008	44,5	0,08	30,8	0,10	17,8	0,22	0,82	0,11	0,43	0,10	0,48	0,13
2009	43,2	0,09	28,0	0,11	24,0	0,19	0,75	0,11	0,40	0,18	0,43	0,20
2010	42,3	0,08	26,5	0,10	29,6	0,21	0,71	0,11	0,33	0,10	0,37	0,14
2011	37,4	0,08	25,4	0,10	21,4	0,24	0,68	0,11	0,33	0,11	0,35	0,15
2012	36,9	0,09	25,5	0,10	61,6	0,17	0,68	0,11	0,23	0,10	0,26	0,16
2013	35,8	0,09	22,5	0,10	28,6	0,18	0,60	0,11	0,20	0,10	0,24	0,18
2014	36,4	0,09	24,1	0,10	23,2	0,20	0,64	0,11	0,28	0,12	0,32	0,19
2015	37,0	0,10	23,6	0,11	12,7	0,25	0,63	0,12	0,24	0,12	0,29	0,18
2016	35,7	0,11	23,9	0,12	16,6	0,23	0,64	0,12	0,28	0,14	0,30	0,20
2017	34,2	0,12	25,8	0,14	26,2	0,24	0,69	0,14	0,27	0,16	0,29	0,20
2018	37,0	0,15	29,3	0,16	25,2	0,28	0,78	0,16	0,19	0,18	0,21	0,22
2019	38,1	0,18	29,4	0,20	27,4	0,39	0,79	0,20	-	-	-	-

Tableau 4. Taille des stocks M20 et moyenne des valeurs P. Les variables rssb correspondent aux variables ssb (bsr) se rapportant aux valeurs de 1994.

-	biomasse	cv	bsr	cv	Rec	cv	rssb	cv	aveF_46	cv	aveF_69	cv
1959	360,3	0,24	136,5	0,33	118,1	0,40	2,77	0,41	0,32	0,28	0,32	0,35
1960	363,5	0,22	133,4	0,31	115,7	0,40	2,70	0,38	0,37	0,27	0,40	0,35
1961	325,8	0,22	130,3	0,29	113,4	0,40	2,64	0,37	0,50	0,28	0,52	0,34
1962	269,5	0,24	117,2	0,32	160,6	0,41	2,38	0,39	0,38	0,28	0,39	0,37
1963	262,6	0,23	114,4	0,32	175,3	0,41	2,32	0,39	0,37	0,27	0,37	0,35
1964	255,6	0,22	106,5	0,30	162,0	0,42	2,16	0,38	0,43	0,26	0,43	0,34
1965	268,3	0,23	123,9	0,30	183,4	0,41	2,51	0,37	0,38	0,26	0,39	0,34
1966	279,5	0,21	119,2	0,27	147,7	0,41	2,41	0,35	0,50	0,25	0,51	0,33
1967	305,8	0,21	117,5	0,27	128,9	0,40	2,38	0,35	0,44	0,25	0,45	0,32
1968	335,7	0,20	134,9	0,26	108,1	0,41	2,73	0,35	0,49	0,24	0,51	0,31
1969	274,2	0,20	104,3	0,26	142,1	0,40	2,11	0,34	0,48	0,24	0,50	0,31
1970	288,7	0,19	112,1	0,24	113,2	0,40	2,27	0,33	0,54	0,24	0,55	0,31
1971	240,0	0,20	98,7	0,24	104,7	0,41	2,00	0,32	0,51	0,24	0,52	0,33
1972	188,6	0,20	89,7	0,25	127,7	0,41	1,82	0,33	0,43	0,24	0,44	0,33
1973	177,1	0,19	83,2	0,24	116,4	0,41	1,69	0,32	0,58	0,23	0,53	0,33
1974	165,5	0,20	75,5	0,24	119,8	0,42	1,53	0,31	0,63	0,24	0,59	0,32
1975	146,2	0,20	67,0	0,23	122,1	0,44	1,36	0,30	0,58	0,24	0,52	0,32
1976	155,6	0,20	64,0	0,22	68,0	0,46	1,30	0,29	0,64	0,24	0,50	0,31
1977	144,9	0,23	55,0	0,26	45,3	0,49	1,12	0,32	0,60	0,26	0,47	0,30
1978	102,2	0,18	39,5	0,21	51,8	0,48	0,80	0,25	0,51	0,21	0,42	0,26
1979	131,1	0,16	55,1	0,19	87,7	0,42	1,12	0,24	0,51	0,21	0,41	0,25
1980	153,0	0,17	71,2	0,20	63,2	0,40	1,44	0,24	0,49	0,22	0,42	0,25
1981	162,6	0,18	86,2	0,20	127,3	0,37	1,75	0,24	0,42	0,21	0,35	0,26
1982	193,5	0,19	107,3	0,22	140,7	0,35	2,17	0,23	0,35	0,22	0,27	0,29
1983	197,7	0,19	106,3	0,22	148,3	0,36	2,15	0,21	0,35	0,23	0,26	0,29
1984	206,9	0,19	114,8	0,22	91,9	0,36	2,33	0,21	0,27	0,22	0,22	0,27
1985	258,4	0,19	149,6	0,22	124,3	0,36	3,03	0,22	0,37	0,23	0,28	0,29
1986	276,8	0,20	134,6	0,23	175,0	0,36	2,73	0,22	0,35	0,23	0,28	0,29
1987	235,8	0,21	116,1	0,24	193,1	0,37	2,35	0,22	0,45	0,32	0,37	0,36
1988	186,7	0,22	97,3	0,24	192,2	0,37	1,97	0,22	0,49	0,32	0,44	0,37
1989	155,1	0,23	76,2	0,25	104,2	0,40	1,54	0,23	0,42	0,30	0,41	0,34
1990	172,2	0,21	73,8	0,24	249,1	0,38	1,50	0,22	0,41	0,32	0,44	0,34
1991	152,3	0,20	74,7	0,21	93,7	0,39	1,51	0,23	0,54	0,39	0,58	0,41
1992	76,9	0,23	38,3	0,23	30,2	0,40	0,78	0,22	0,48	0,41	0,54	0,44
1993	75,9	0,25	39,4	0,26	35,6	0,39	0,80	0,20	0,41	0,36	0,47	0,41
1994	84,4	0,26	49,3	0,28	29,6	0,39	1,00	0,00	0,01	0,29	0,01	0,33
1995	178,2	0,23	133,9	0,24	29,2	0,40	2,71	0,17	0,00	0,26	0,00	0,29
1996	177,3	0,24	137,5	0,25	33,9	0,39	2,79	0,20	0,01	0,25	0,01	0,29
1997	163,8	0,24	129,0	0,25	33,0	0,40	2,61	0,22	0,08	0,26	0,09	0,30
1998	150,3	0,22	124,2	0,22	48,2	0,39	2,52	0,20	0,17	0,25	0,18	0,28

-	biomasse	cv	bsr	cv	Rec	cv	rssb	cv	aveF_46	cv	aveF_69	cv
1999	113,7	0,20	89,5	0,21	67,1	0,38	1,81	0,20	0,37	0,23	0,38	0,26
2000	154,0	0,21	121,3	0,21	65,0	0,38	2,46	0,21	0,32	0,22	0,33	0,25
2001	108,6	0,21	66,8	0,22	35,2	0,36	1,35	0,21	0,31	0,28	0,36	0,31
2002	93,1	0,21	59,1	0,21	41,5	0,37	1,20	0,21	0,30	0,22	0,37	0,25
2003	92,9	0,21	69,0	0,21	33,4	0,37	1,40	0,21	0,30	0,27	0,34	0,29
2004	101,3	0,21	80,2	0,21	33,2	0,40	1,63	0,21	0,29	0,23	0,31	0,25
2005	88,0	0,21	68,3	0,21	45,2	0,39	1,38	0,21	0,28	0,23	0,32	0,27
2006	97,7	0,22	75,1	0,22	42,8	0,39	1,52	0,23	0,26	0,28	0,29	0,31
2007	78,2	0,21	57,5	0,21	74,3	0,35	1,17	0,21	0,27	0,23	0,29	0,26
2008	71,8	0,21	49,9	0,23	33,5	0,38	1,01	0,22	0,27	0,26	0,29	0,30
2009	76,6	0,22	51,0	0,23	41,9	0,36	1,03	0,21	0,24	0,27	0,23	0,31
2010	69,5	0,22	42,6	0,23	55,2	0,39	0,86	0,21	0,20	0,23	0,21	0,28
2011	65,4	0,22	42,8	0,22	52,9	0,41	0,87	0,21	0,18	0,24	0,18	0,28
2012	67,1	0,23	46,5	0,23	119,7	0,36	0,94	0,21	0,12	0,24	0,12	0,28
2013	76,2	0,24	43,9	0,24	77,7	0,38	0,89	0,21	0,10	0,24	0,10	0,29
2014	57,4	0,23	37,2	0,22	43,6	0,36	0,75	0,21	0,17	0,24	0,17	0,29
2015	53,4	0,22	32,8	0,22	25,3	0,38	0,66	0,21	0,17	0,23	0,18	0,28
2016	51,5	0,21	34,1	0,21	27,6	0,36	0,69	0,21	0,19	0,23	0,18	0,28
2017	46,4	0,22	34,4	0,22	40,5	0,36	0,70	0,21	0,19	0,25	0,19	0,29
2018	49,4	0,25	38,0	0,26	41,6	0,40	0,77	0,25	0,14	0,28	0,14	0,32
2019	49,6	0,35	36,2	0,38	44,1	0,52	0,73	0,36	-	-	-	-

ANNEXE II – CHIFFRES DU MODÈLE D'ÉVALUATION DES STOCKS

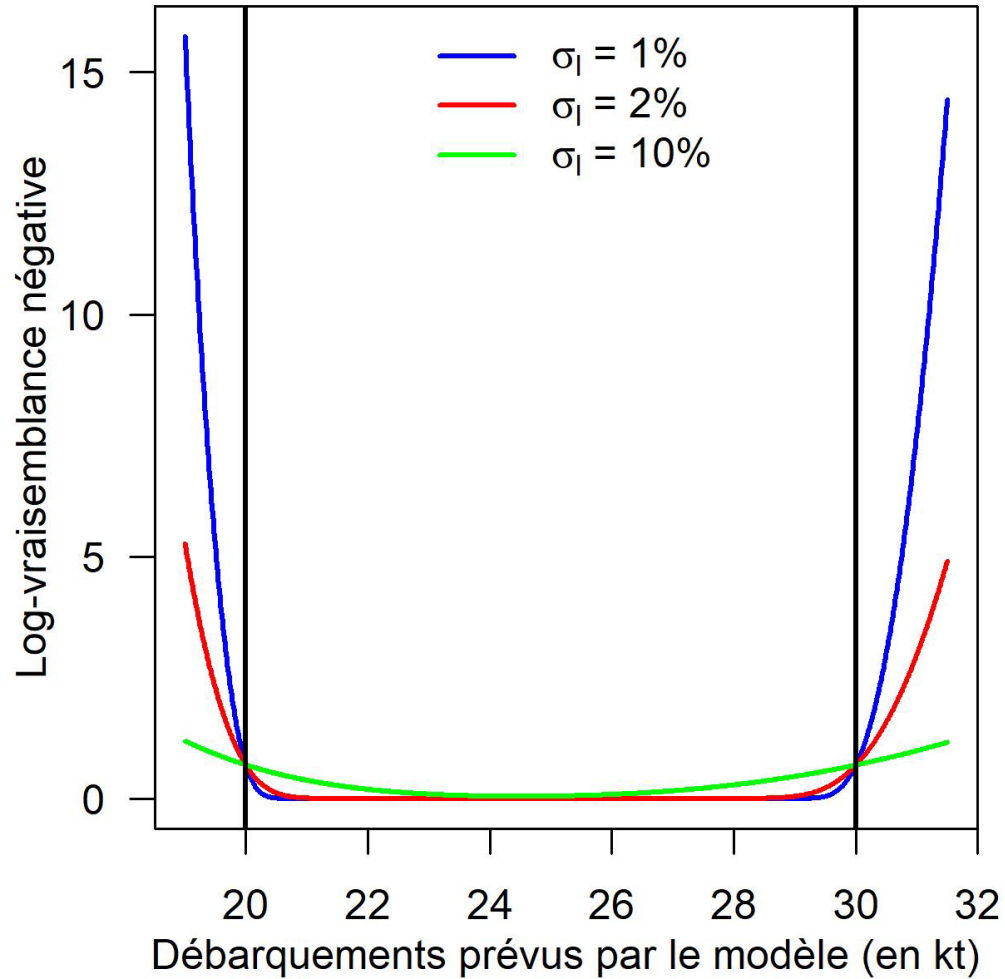


Figure 1. Logvraisemblance négative censurée pour une gamme de débarquements prévus par modèle, utilisant trois choix de σ_1 . Les lignes noires verticales indiquent les limites inférieures et supérieures.

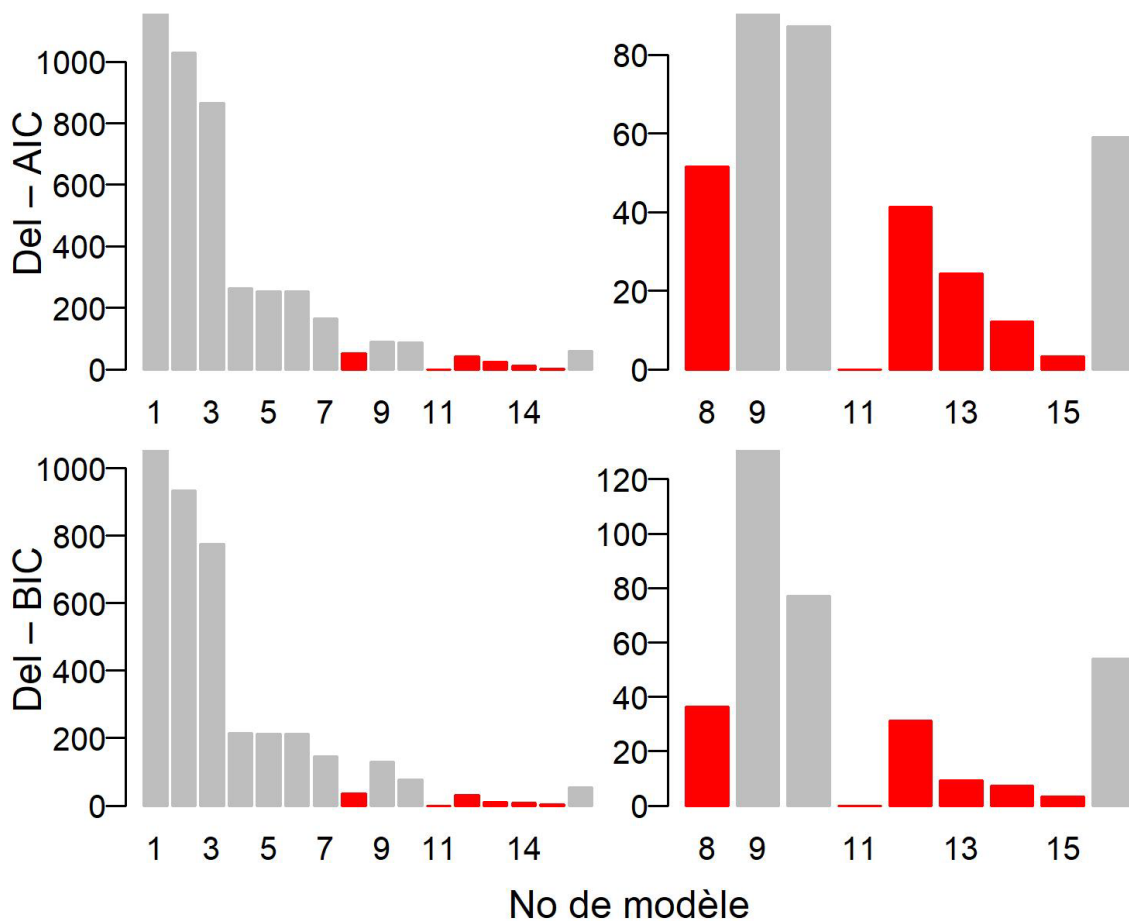


Figure 2. Résumé des changements apportés à AIC/BIC pour les modèles préliminaires avant la réunion sur le cadre d'évaluation préalable. Les barres grises indiquent les modèles comportant des erreurs de traitement iid, et les barres rouges, les modèles comportant des erreurs de traitement autocorrélées. Les sections de la colonne de gauche s'appliquent à tous les modèles et les sections de la colonne de droite s'appliquent aux modèles 8 à 16.

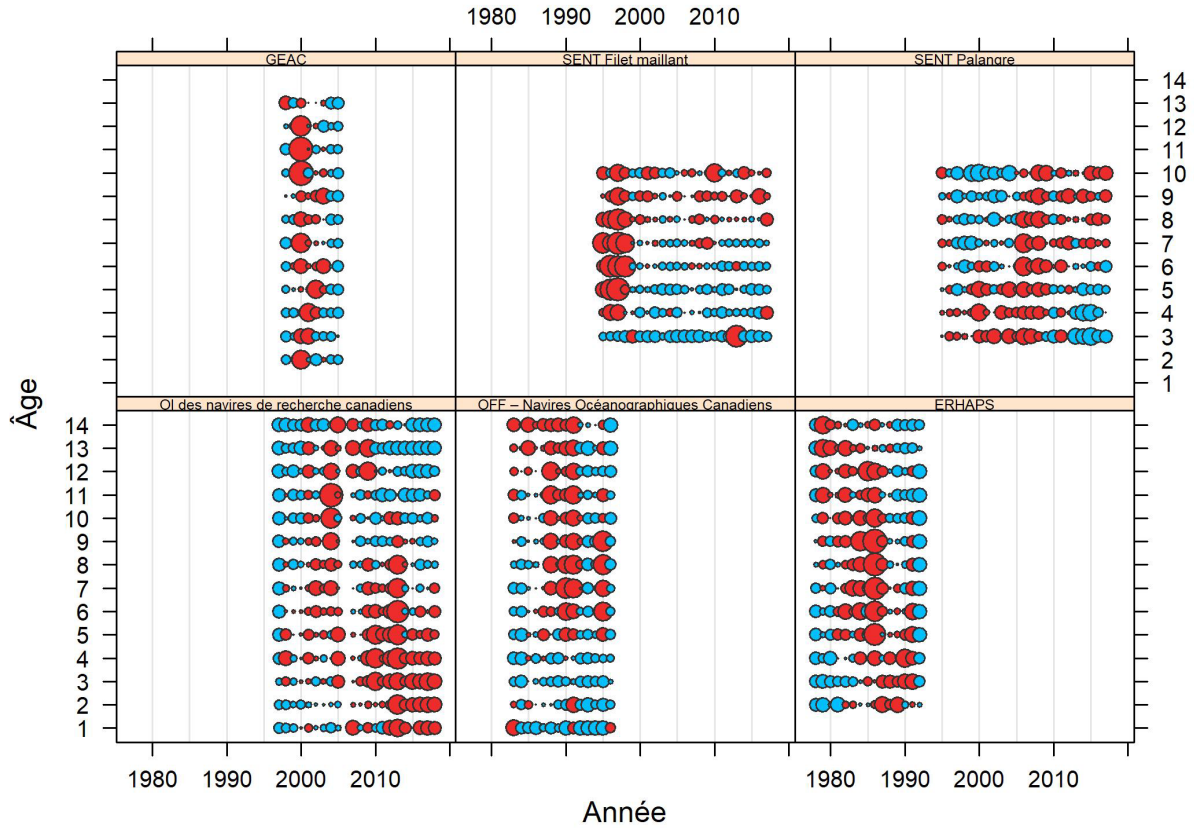


Figure 3. Résidus des indices normalisés, e_z , de M7. Les cercles rouges sont positifs, et les cercles bleus, négatifs. La taille d'un cercle est proportionnelle à $|e_z|^{1/2}$. Ces résidus devraient être approximativement non corrélés entre les âges, à l'intérieur des relevés et des années. Chaque section porte sur un relevé distinct.

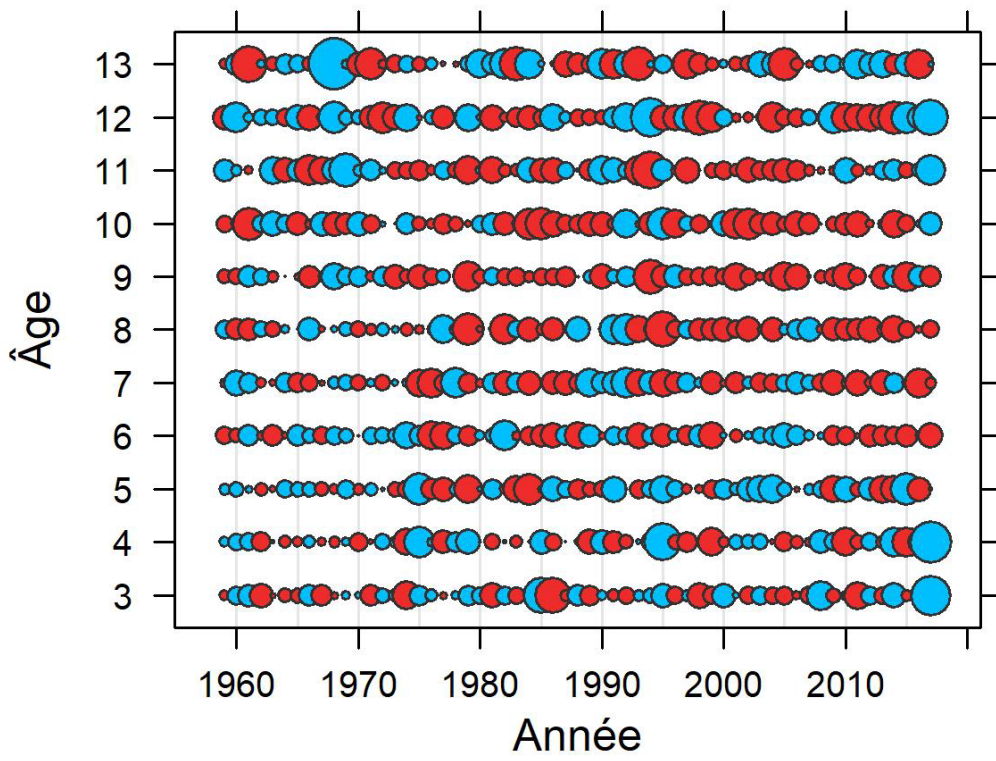


Figure 4. Résidus CRL normalisés M7.

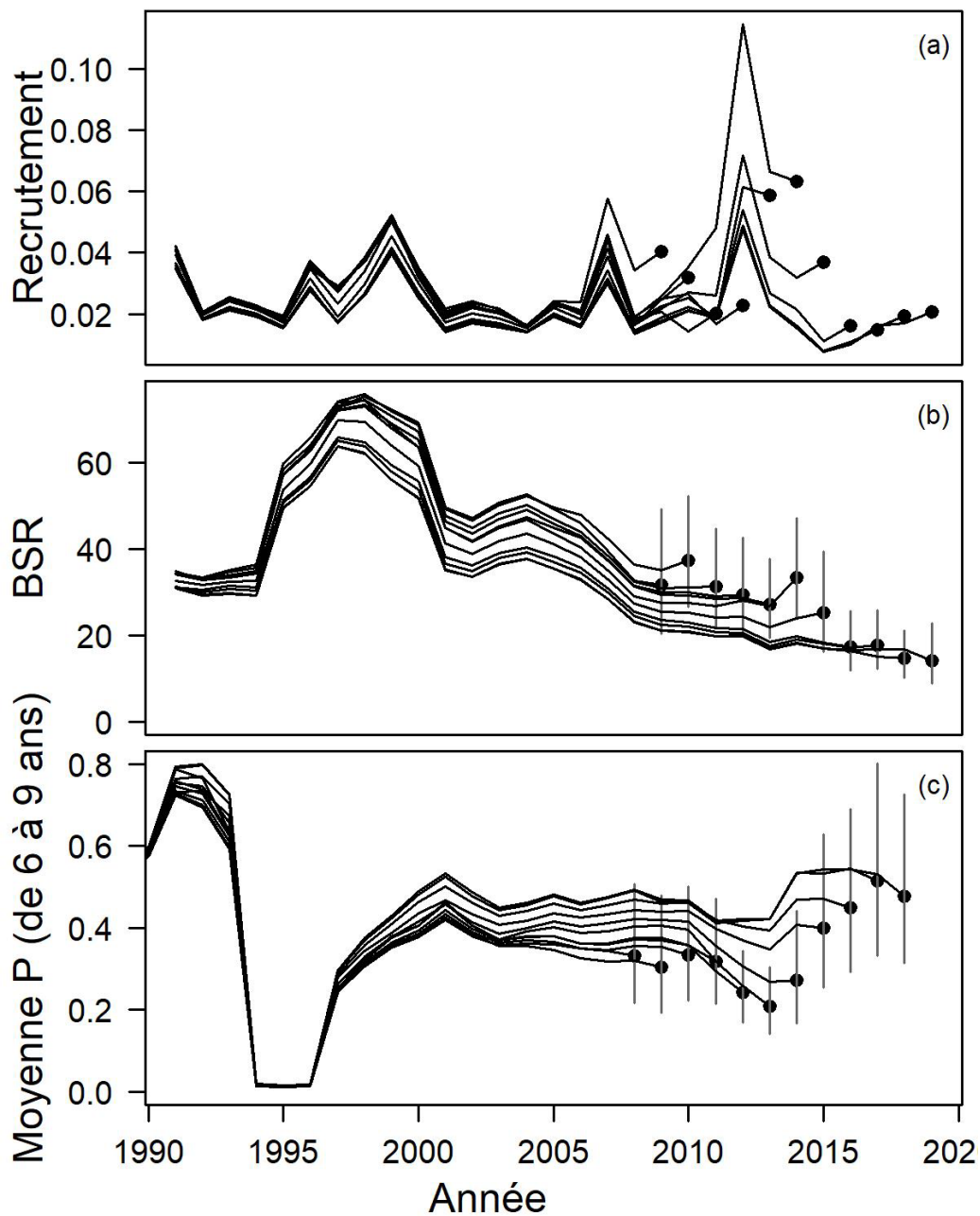


Figure 5. Estimations rétrospectives de M6 au chapitre du recrutement, de la BSR et de la moyenne P aux âges 6 à 9 ans. Les points forts indiquent des estimations rétrospectives de fin d'année et les segments de ligne verticale pleins indiquent des intervalles de confiance de 95 %.

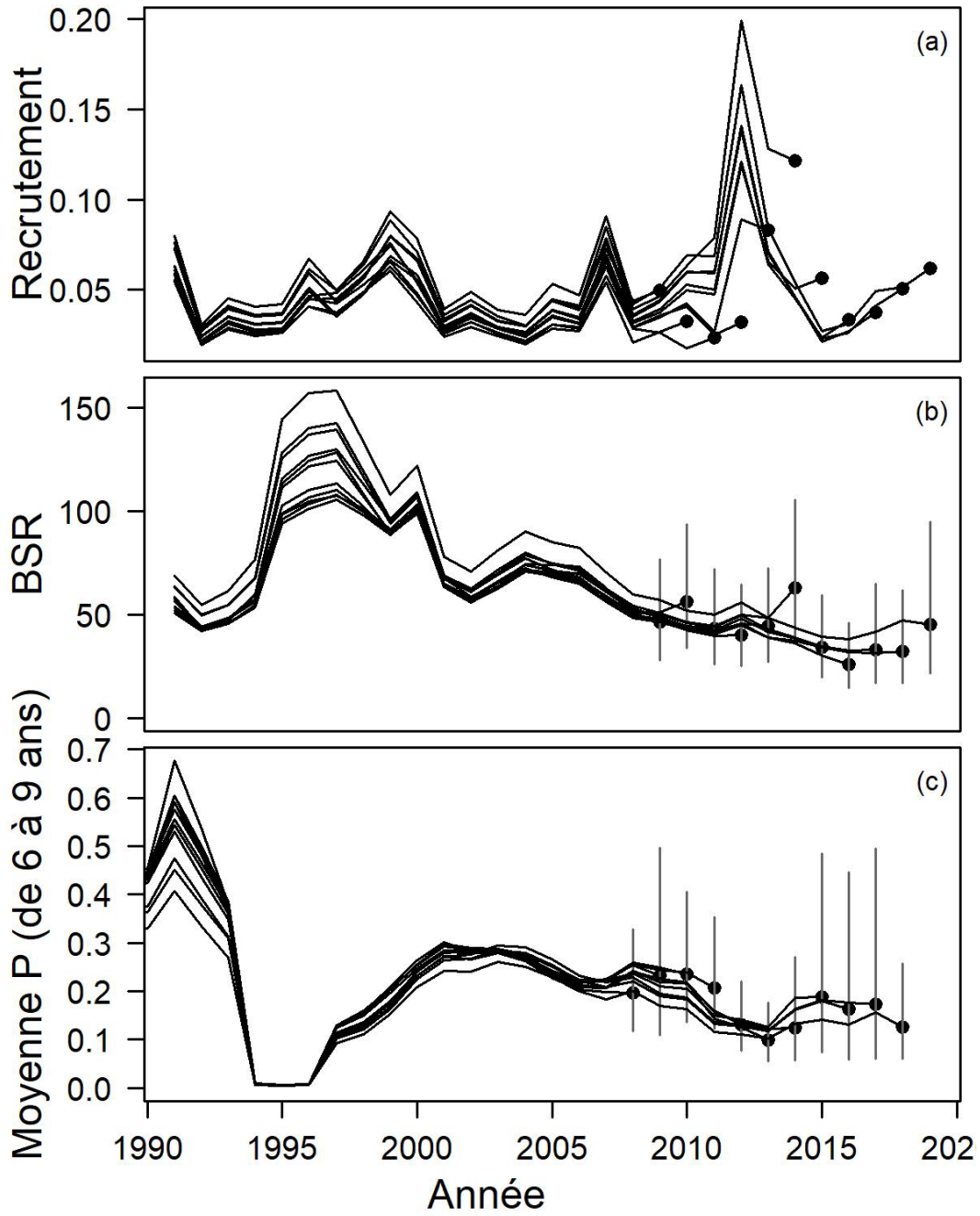


Figure 6. Estimations rétrospectives de M13.

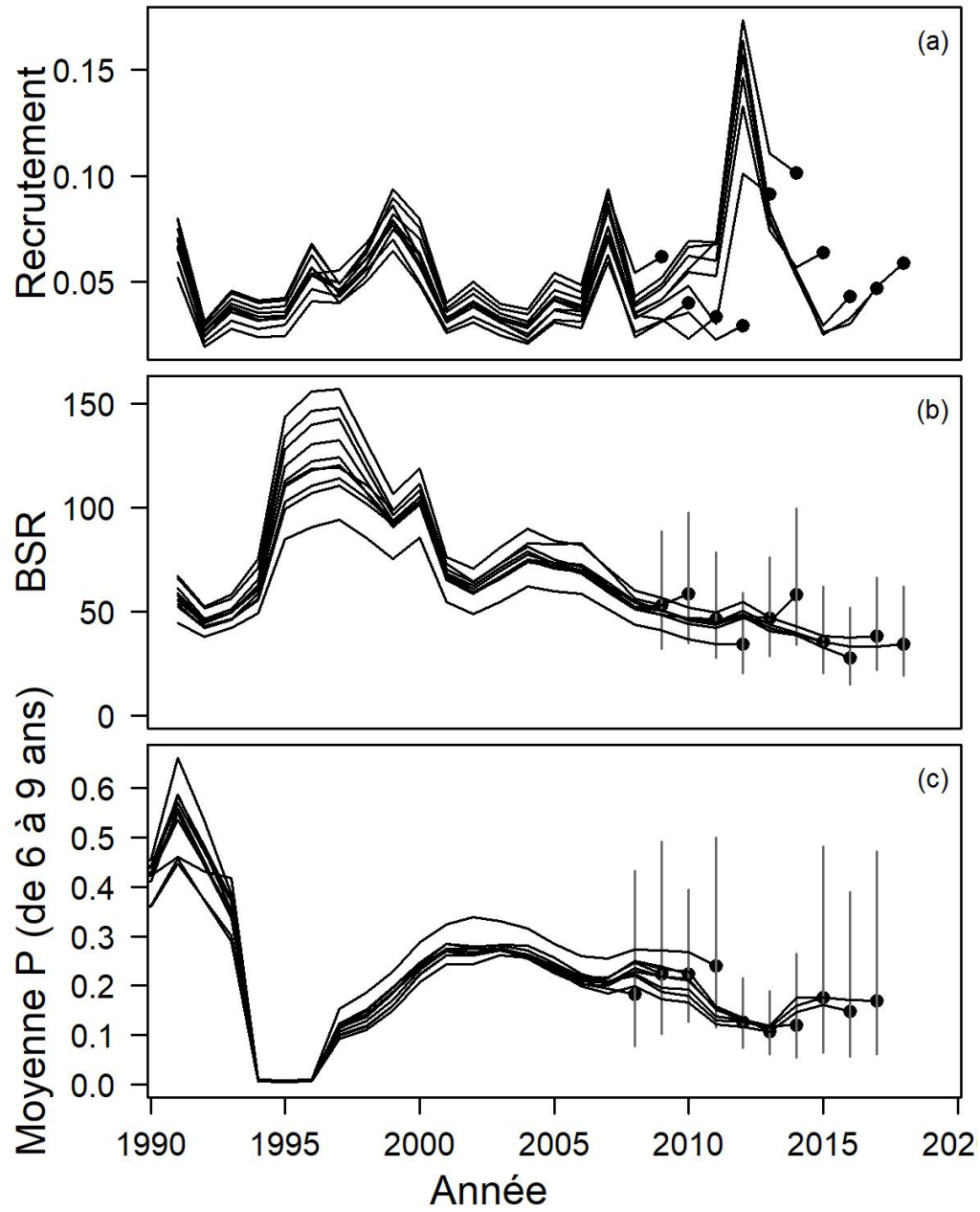


Figure 7. Estimations rétrospectives de M14.

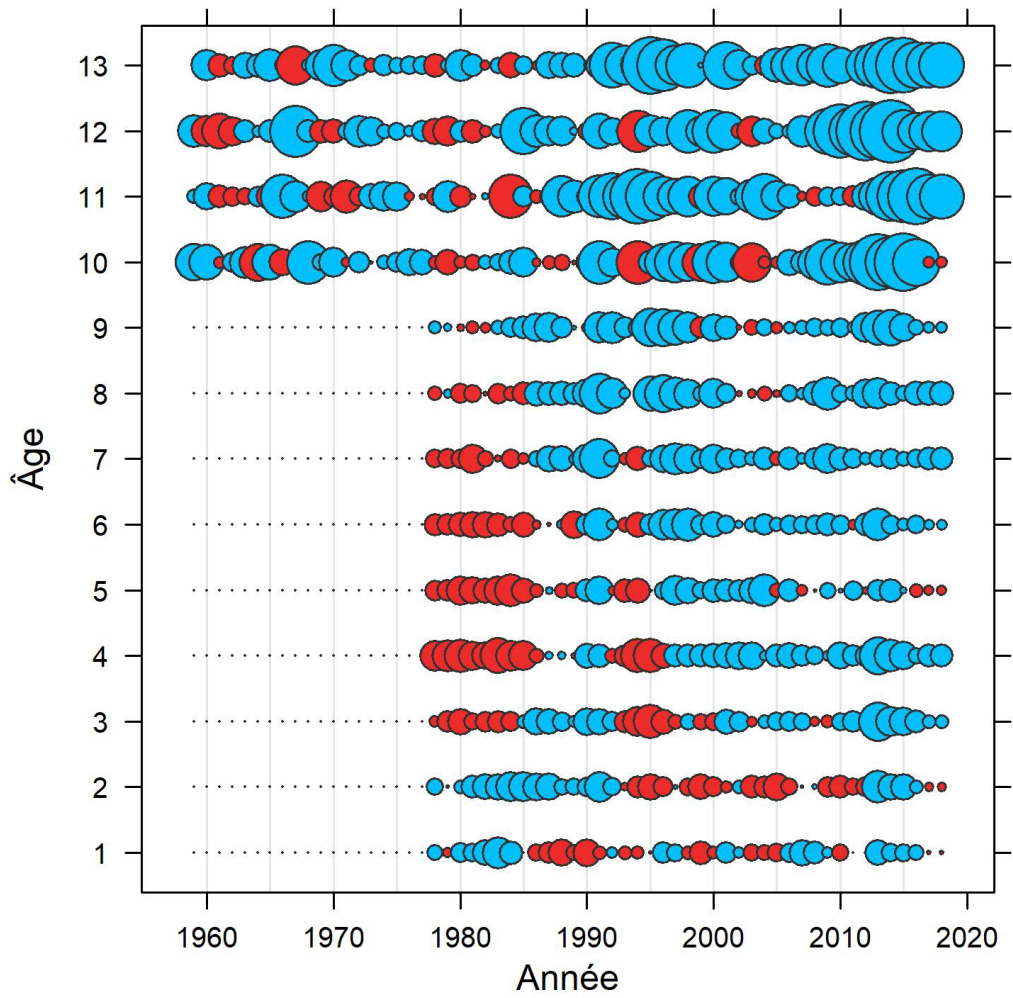


Figure 8. Erreurs de traitement prévues M14 (δ). Les cercles rouges sont positifs, et les cercles bleus, négatifs. La taille d'un cercle est proportionnelle à $|\hat{\delta}|^{1/2}$.

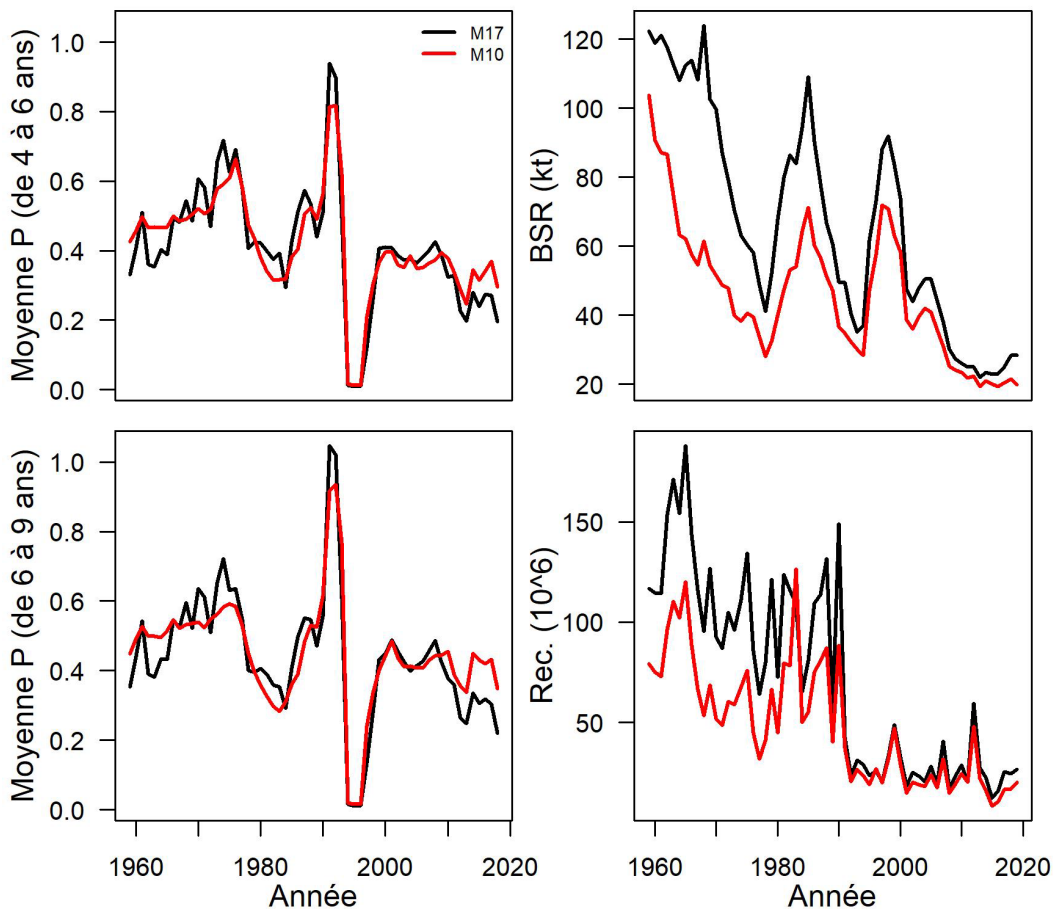


Figure 9. Une comparaison de la moyenne des valeurs P, de la BSR et du recrutement pour M17 et M10.

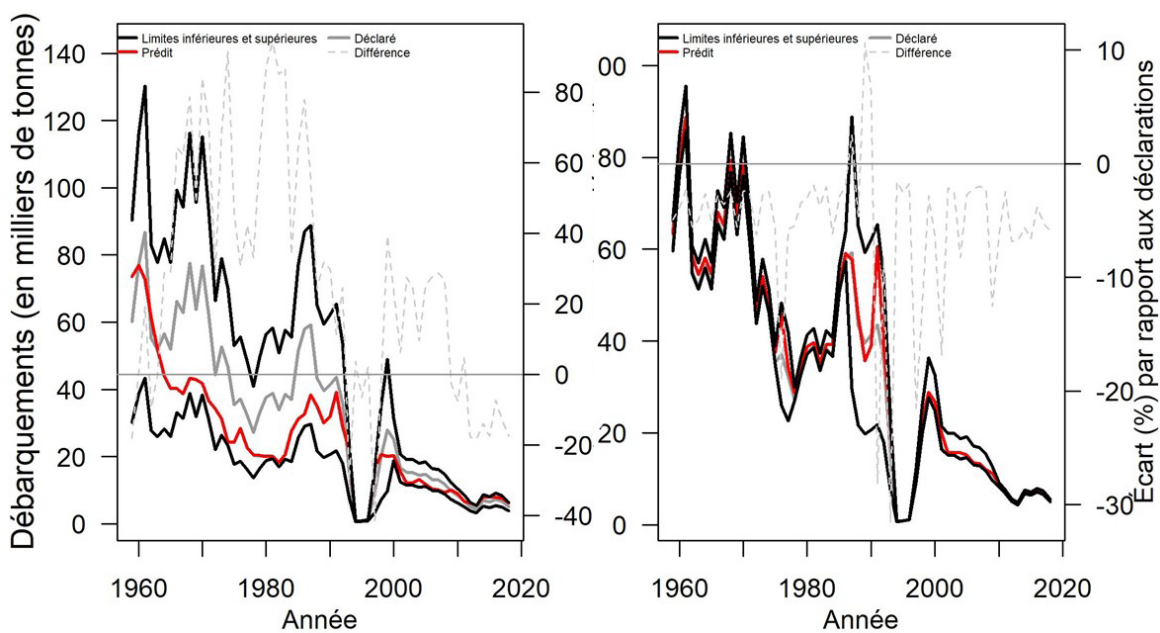


Figure 10. Une comparaison des limites des débarquements prédits et présumés du modèle pour M10 (gauche) et M17 (droite).

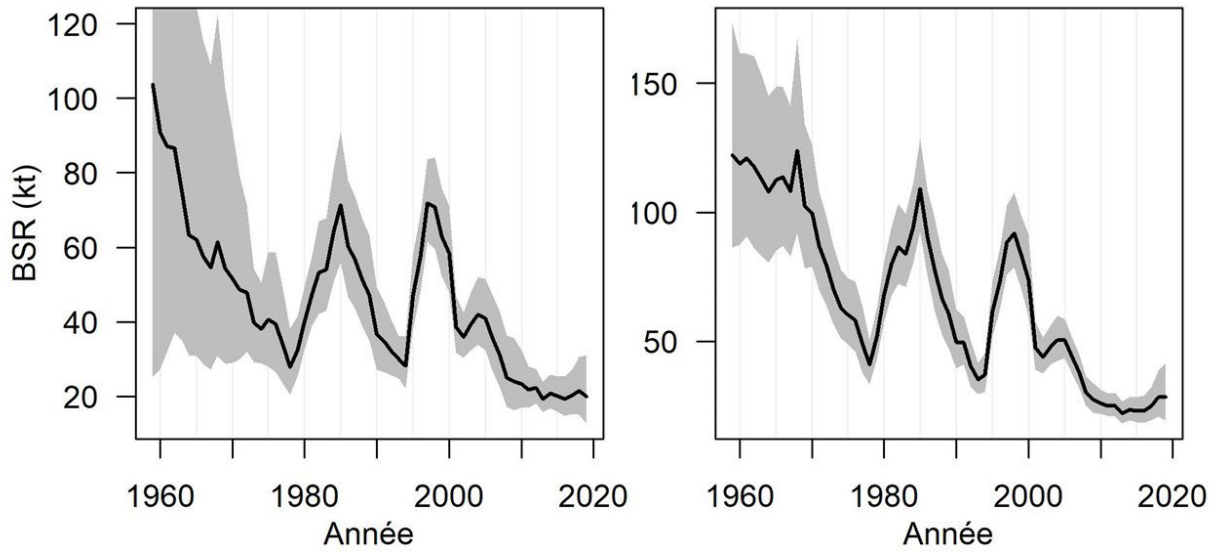


Figure 11. Une comparaison de l'incertitude de la BSR pour M10 (gauche) et M17 (droite).

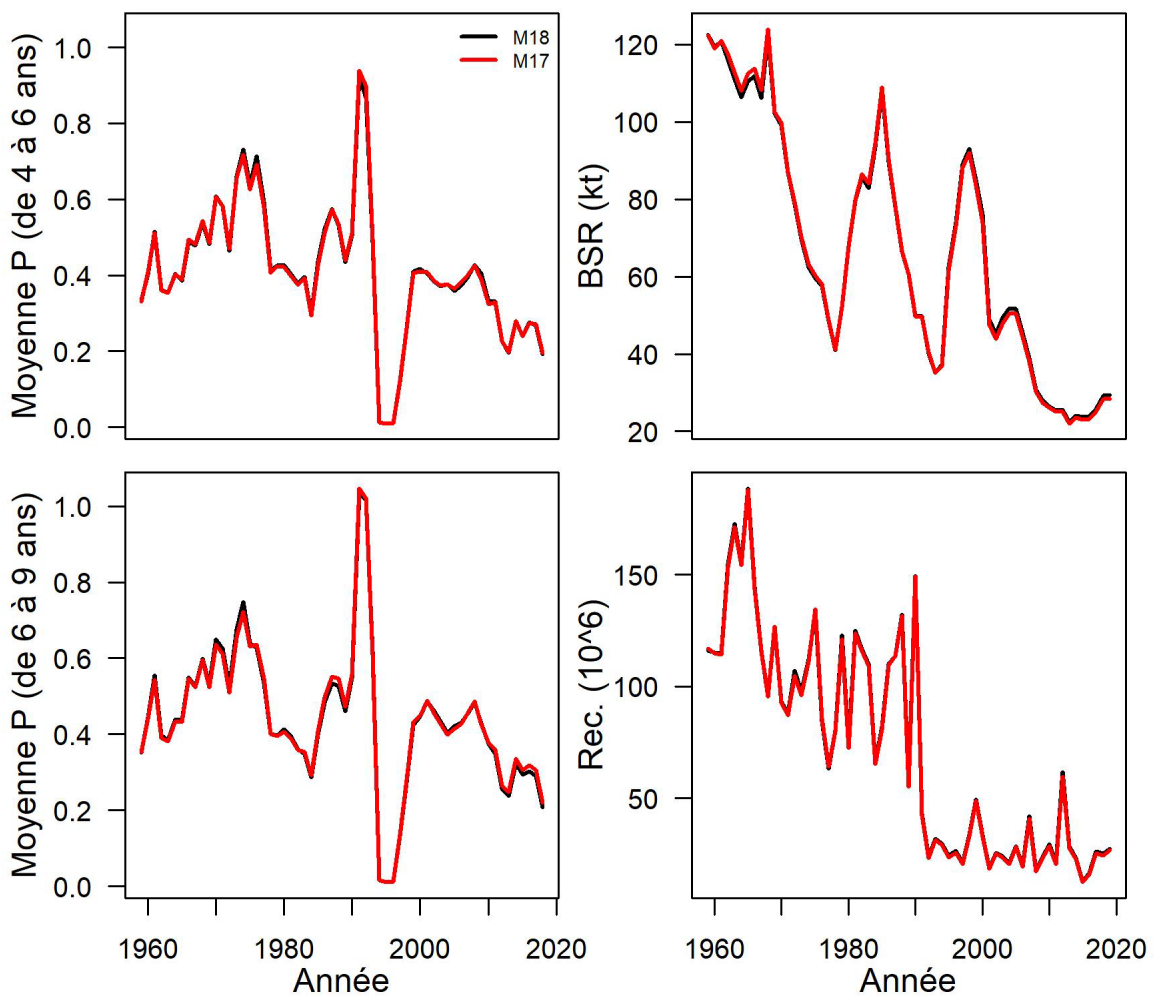


Figure 12. Une comparaison de la moyenne des valeurs P, de la BSR et du recrutement pour M17 et M18.

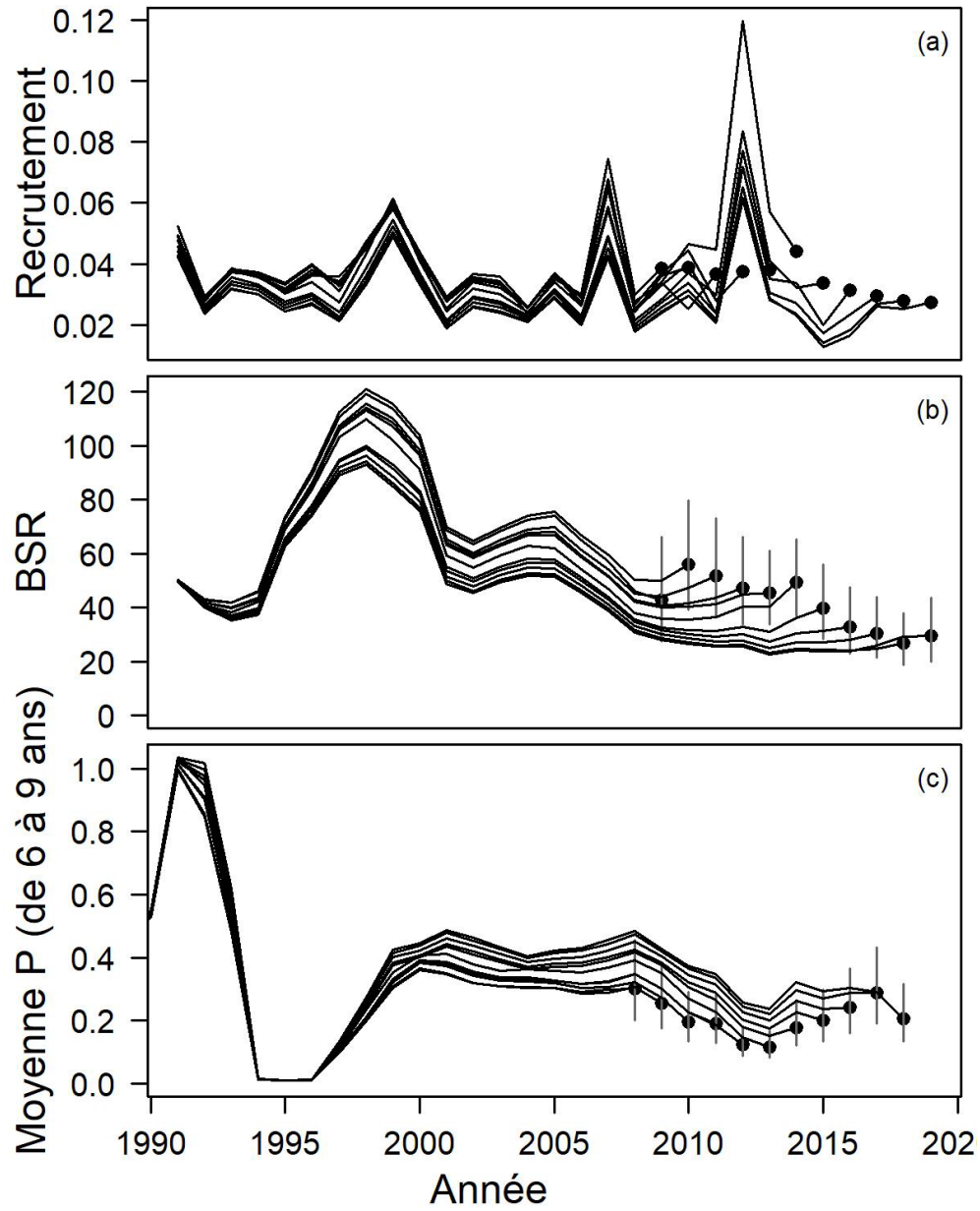


Figure 13. Estimations rétrospectives de M18.

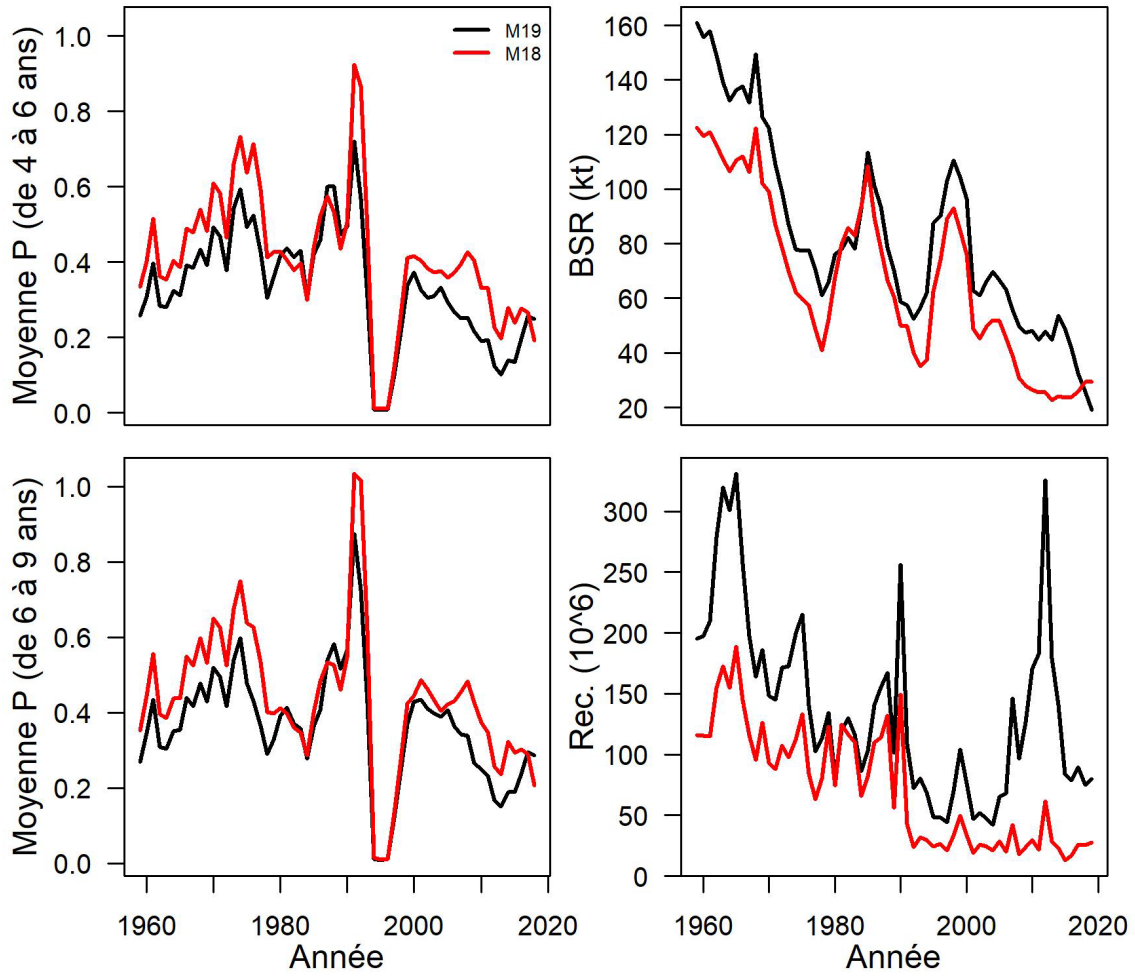


Figure 14a. Une comparaison de la moyenne des valeurs P, de la BSR et du recrutement pour M18 et M19.

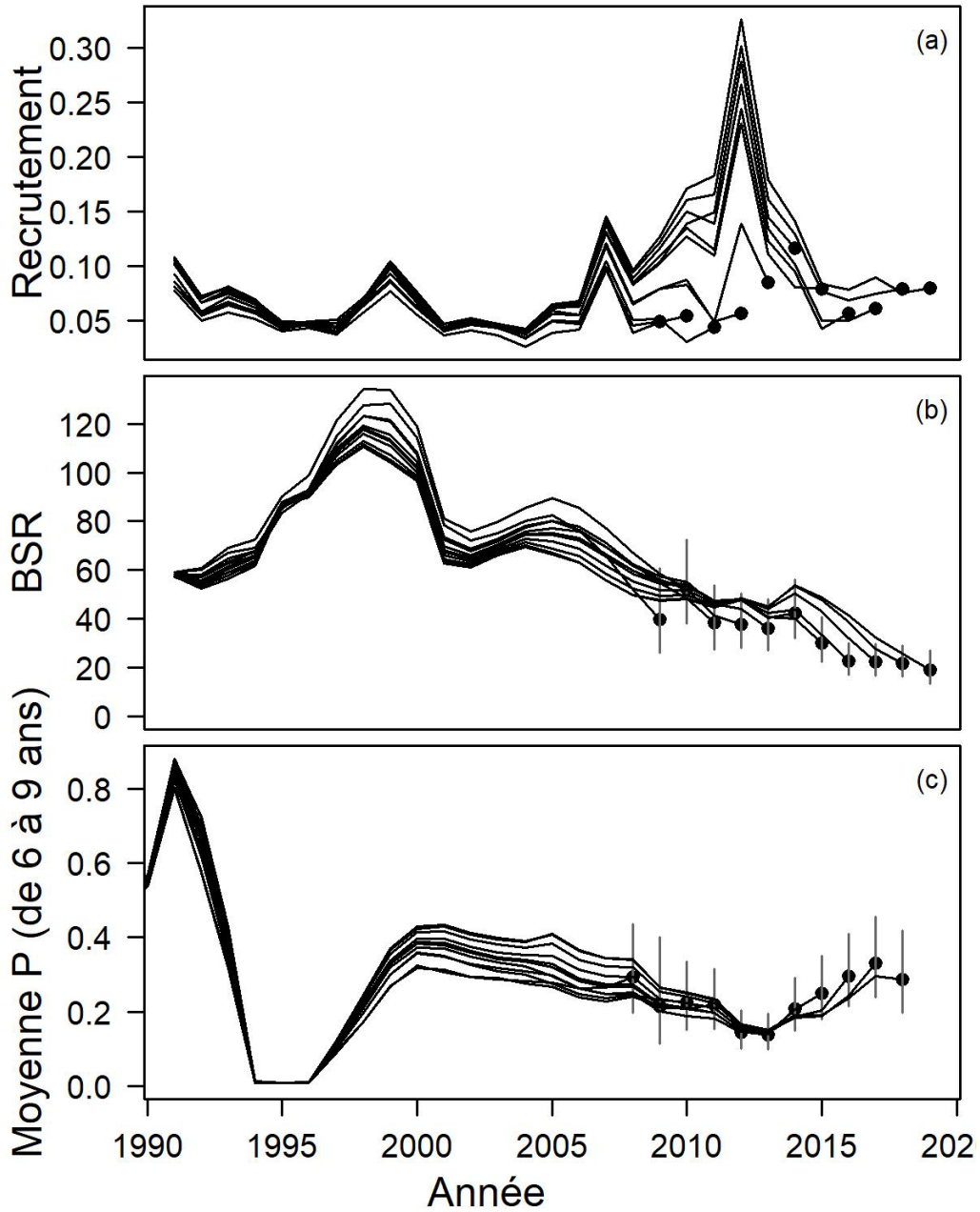


Figure 14b. Estimations rétrospectives de M19.

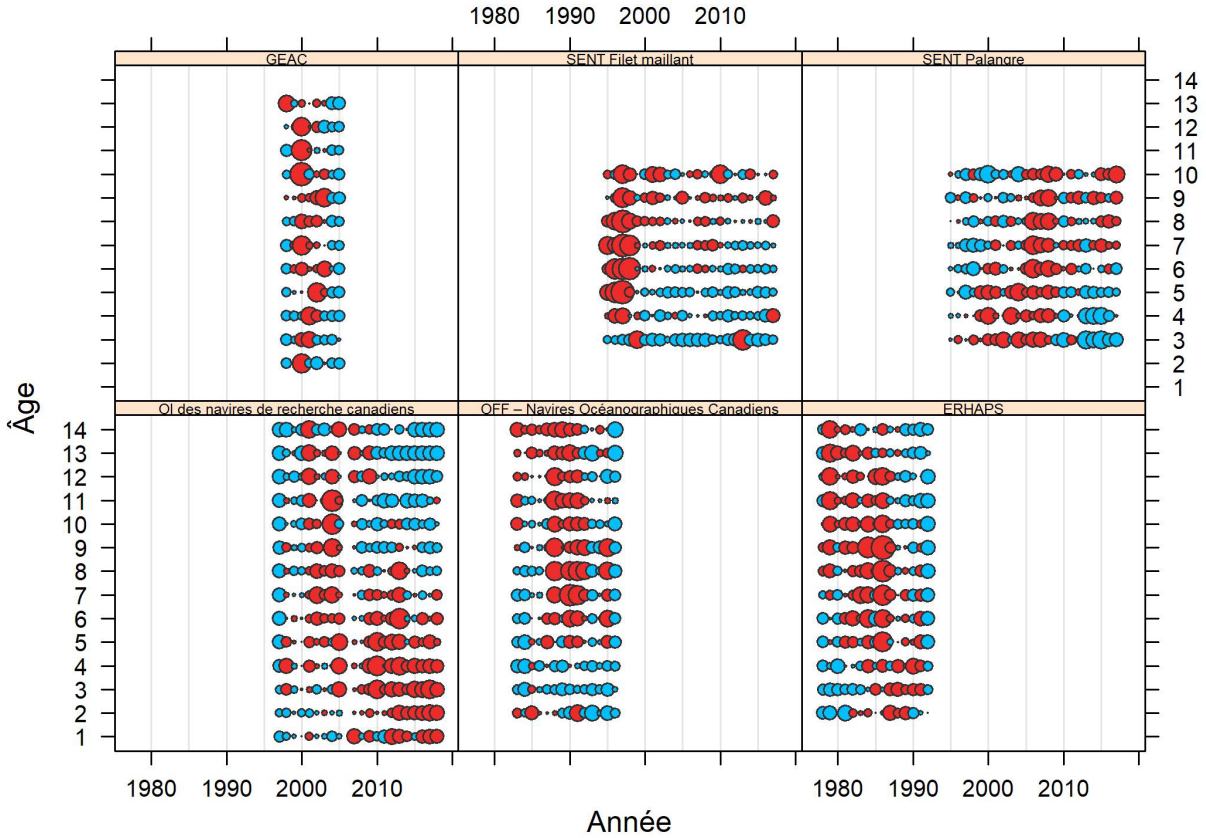


Figure 15. Résidus des indices normalisés, e_z , de M20. Les cercles rouges sont positifs, et les cercles bleus, négatifs. La taille d'un cercle est proportionnelle à $|e_z|^{1/2}$. Ces résidus devraient être approximativement non corrélés entre les âges, à l'intérieur des relevés et des années. Chaque section porte sur un relevé distinct.

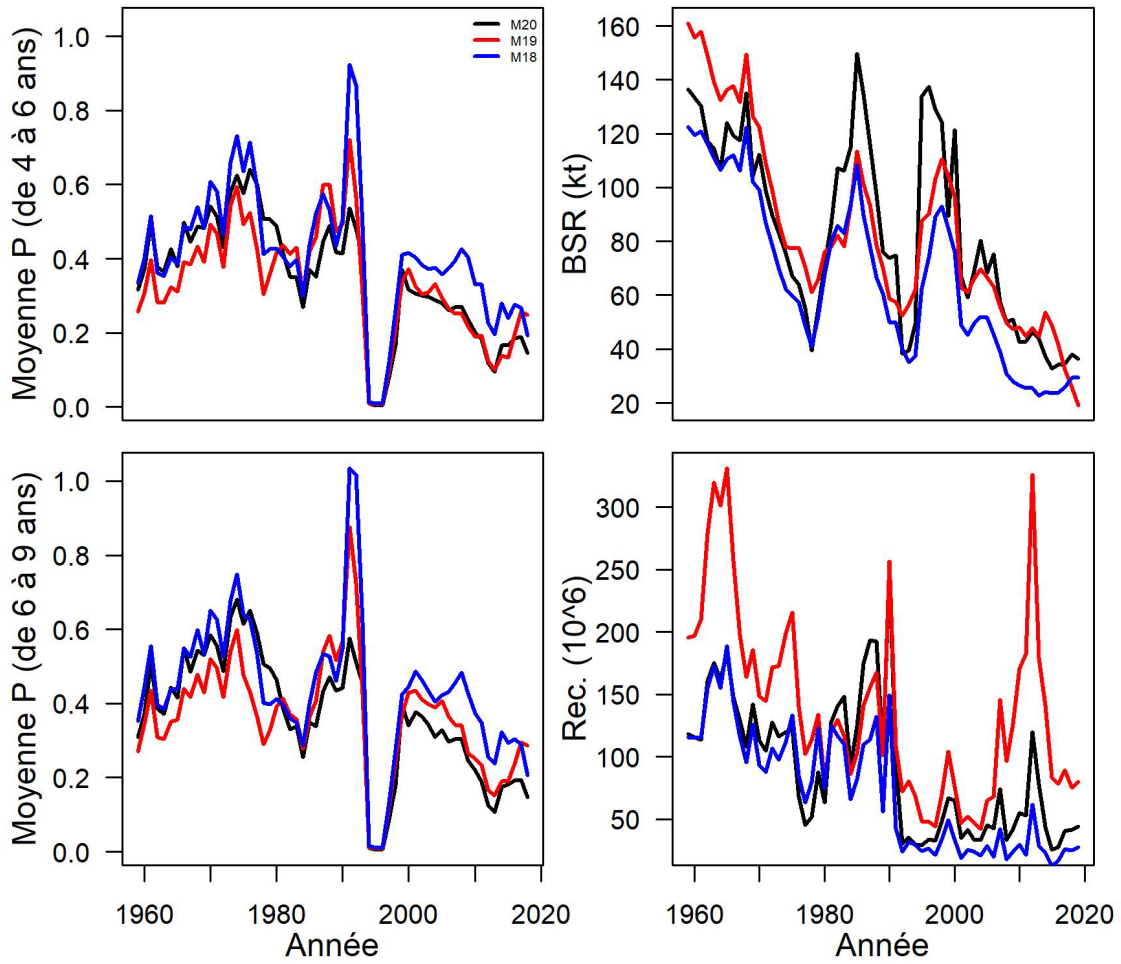


Figure 16a. Une comparaison de la moyenne des valeurs P , de la BSR et du recrutement pour M18 à M20.

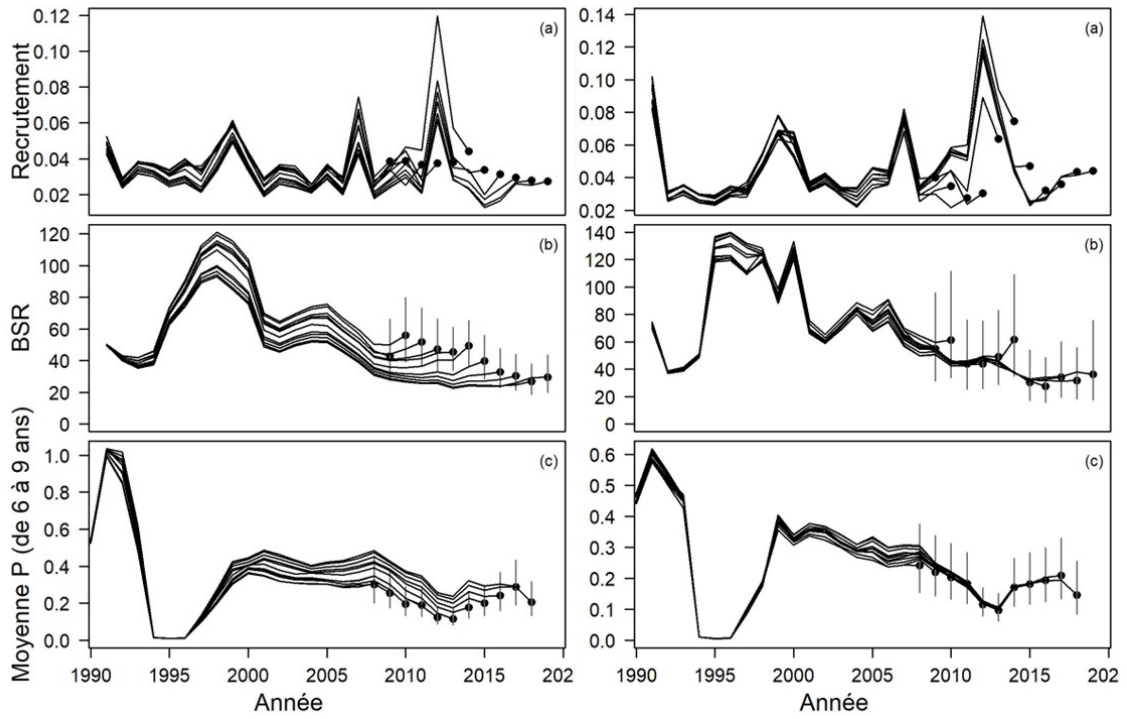


Figure 16b. Une comparaison des biais rétrospectifs pour M18 (gauche) et M20 (droite).

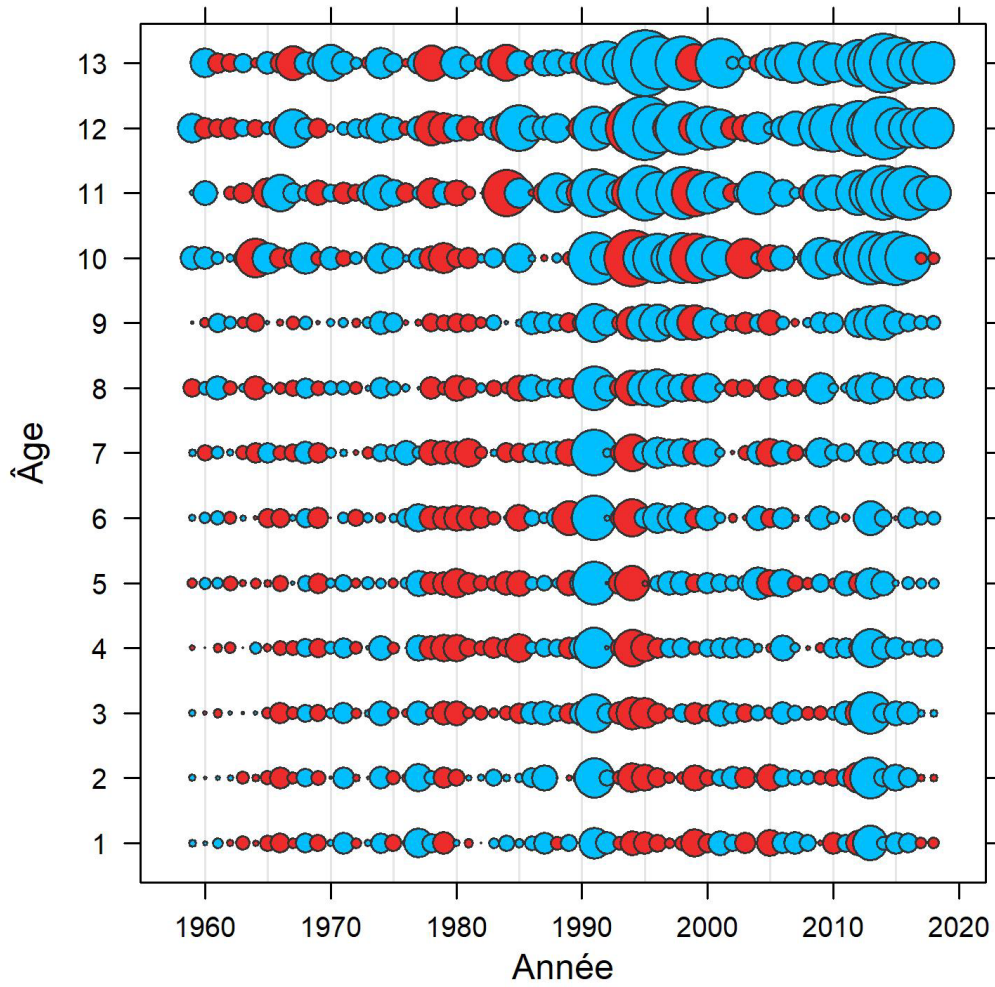


Figure 17. Erreurs de traitement prévues M20 (δ). Les cercles rouges sont positifs, et les cercles bleus, négatifs. La taille d'un cercle est proportionnelle à $|\hat{\delta}|^{1/2}$.

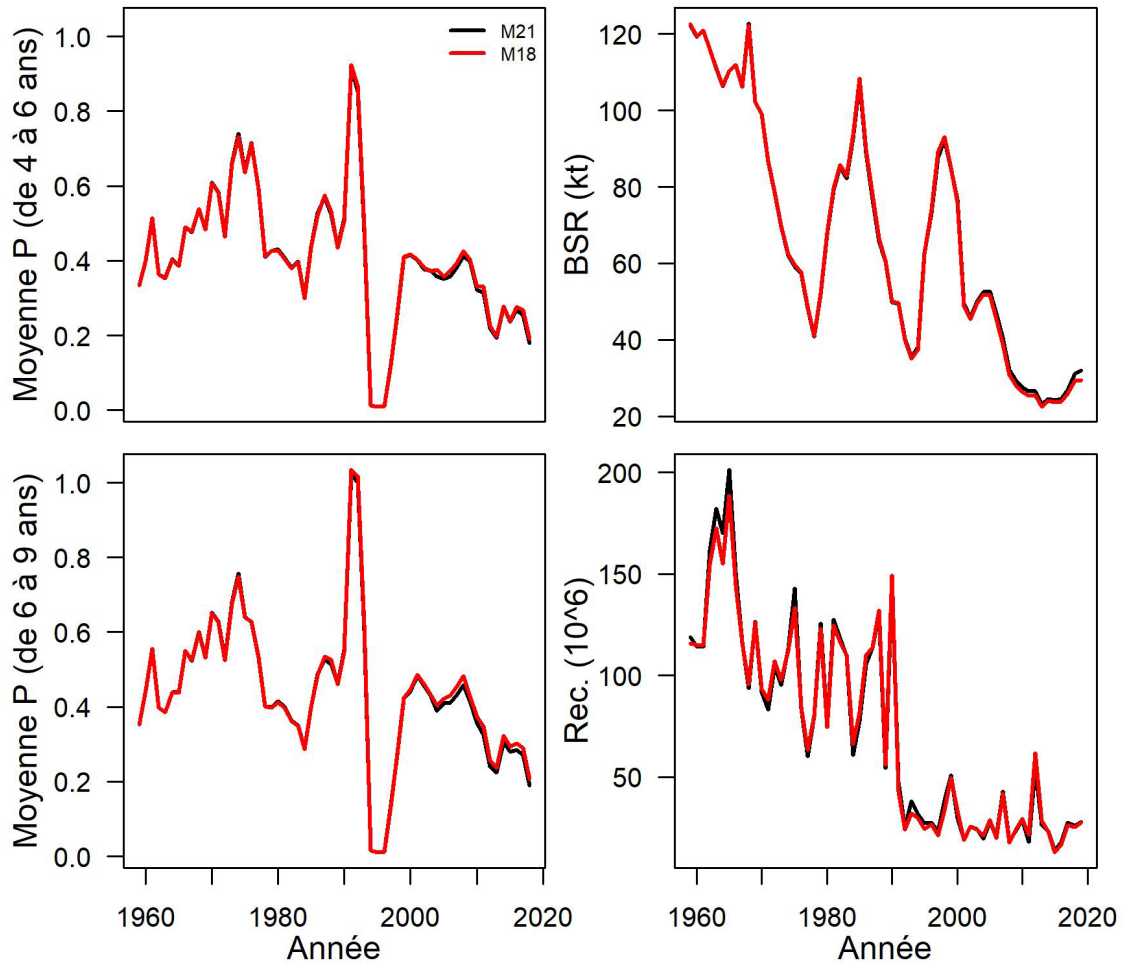


Figure 18. Une comparaison de la moyenne des valeurs P , de la BSR et du recrutement pour M18 et M21.

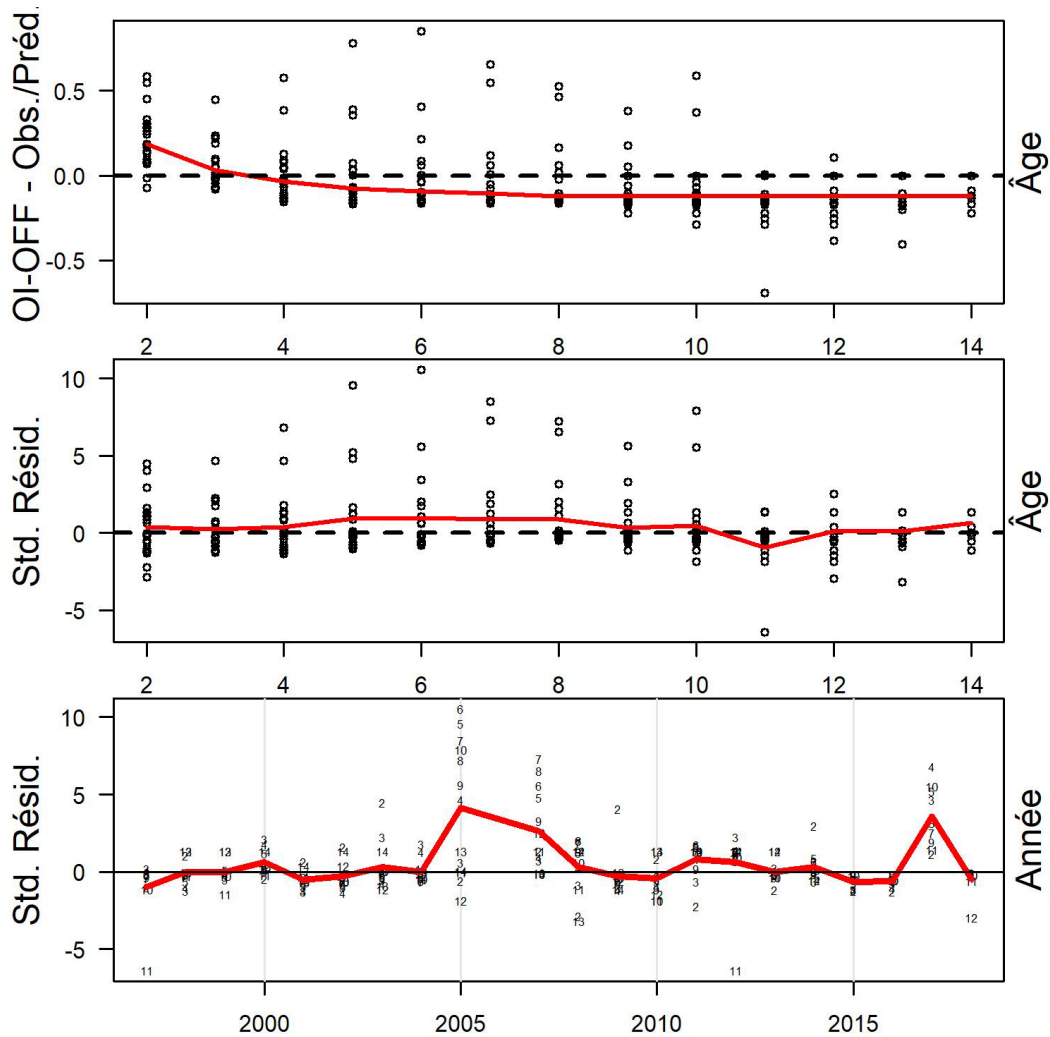


Figure 19. Résidus normalisés M21 pour la différence entre les indices RV_IN et RV_OFF entre 1997 et 2018. La section supérieure montre les différences observées par le navire océanographique (points) et les prévisions du modèle (lignes). Les prédictions du modèle sont les différences de $\log(q)$ pour les deux ensembles de strates. Les résidus sont représentés par rapport à l'âge (section du milieu) et à l'année (section du bas).

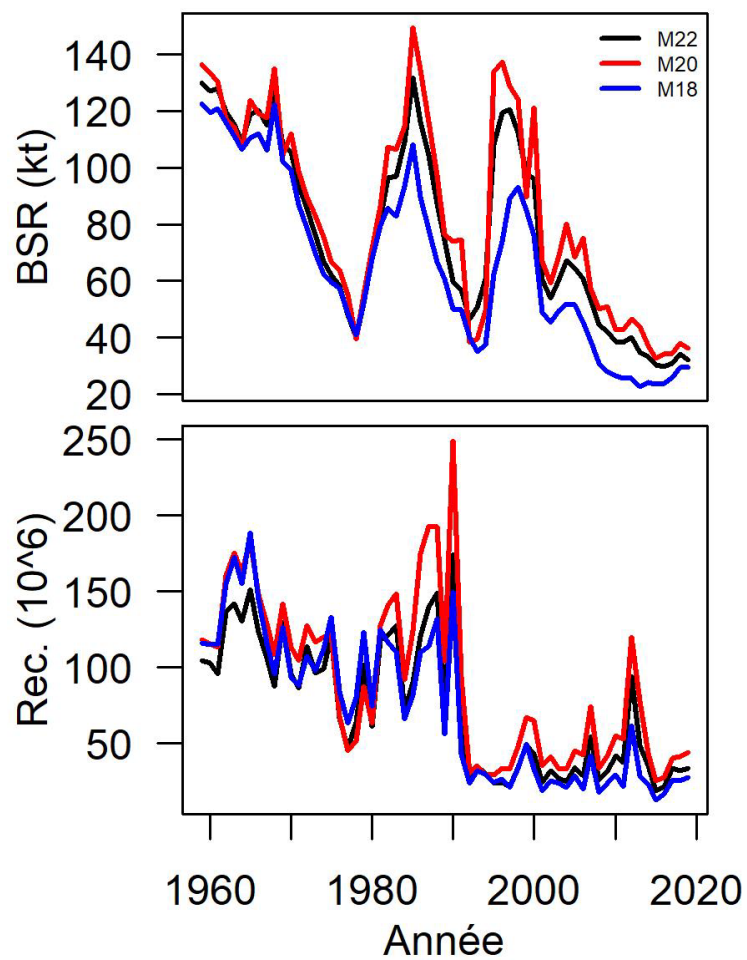


Figure 20. Une comparaison de la moyenne des valeurs de la BSR et du recrutement pour M18, M20 et M22.

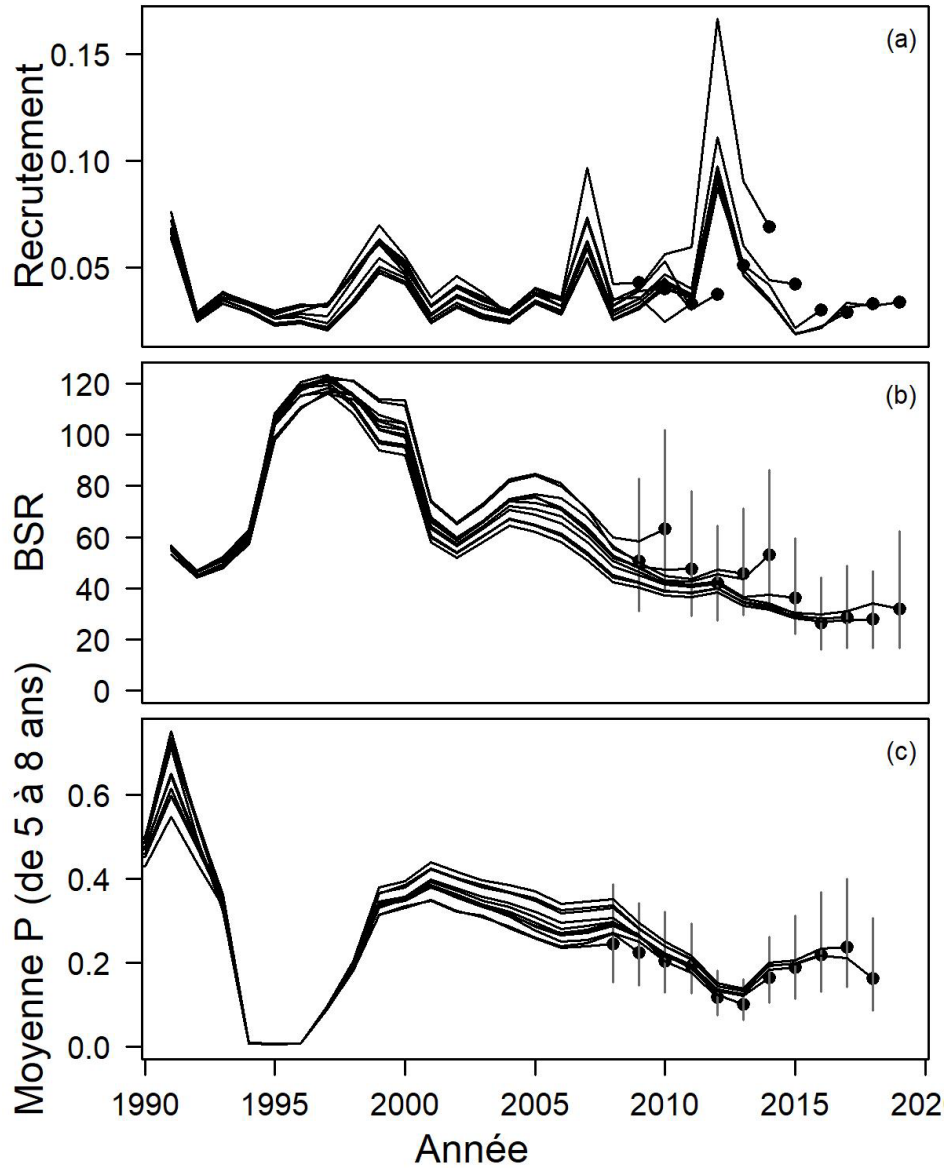


Figure 21. Estimations rétrospectives de M22.

Erreurs de traitement

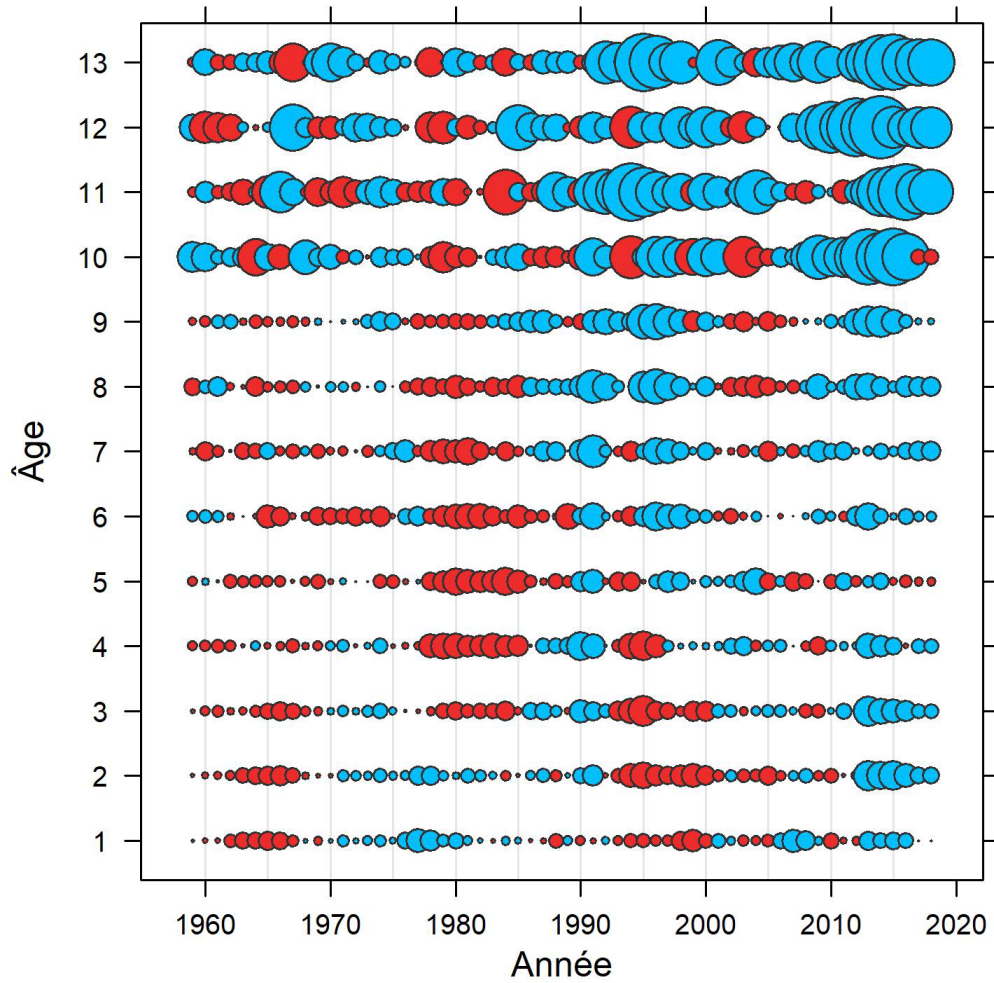


Figure 22. Erreurs de traitement prévues M22 (δ). Les cercles rouges sont positifs, et les cercles bleus, négatifs. La taille d'un cercle est proportionnelle à $|\hat{\delta}|^{1/2}$.

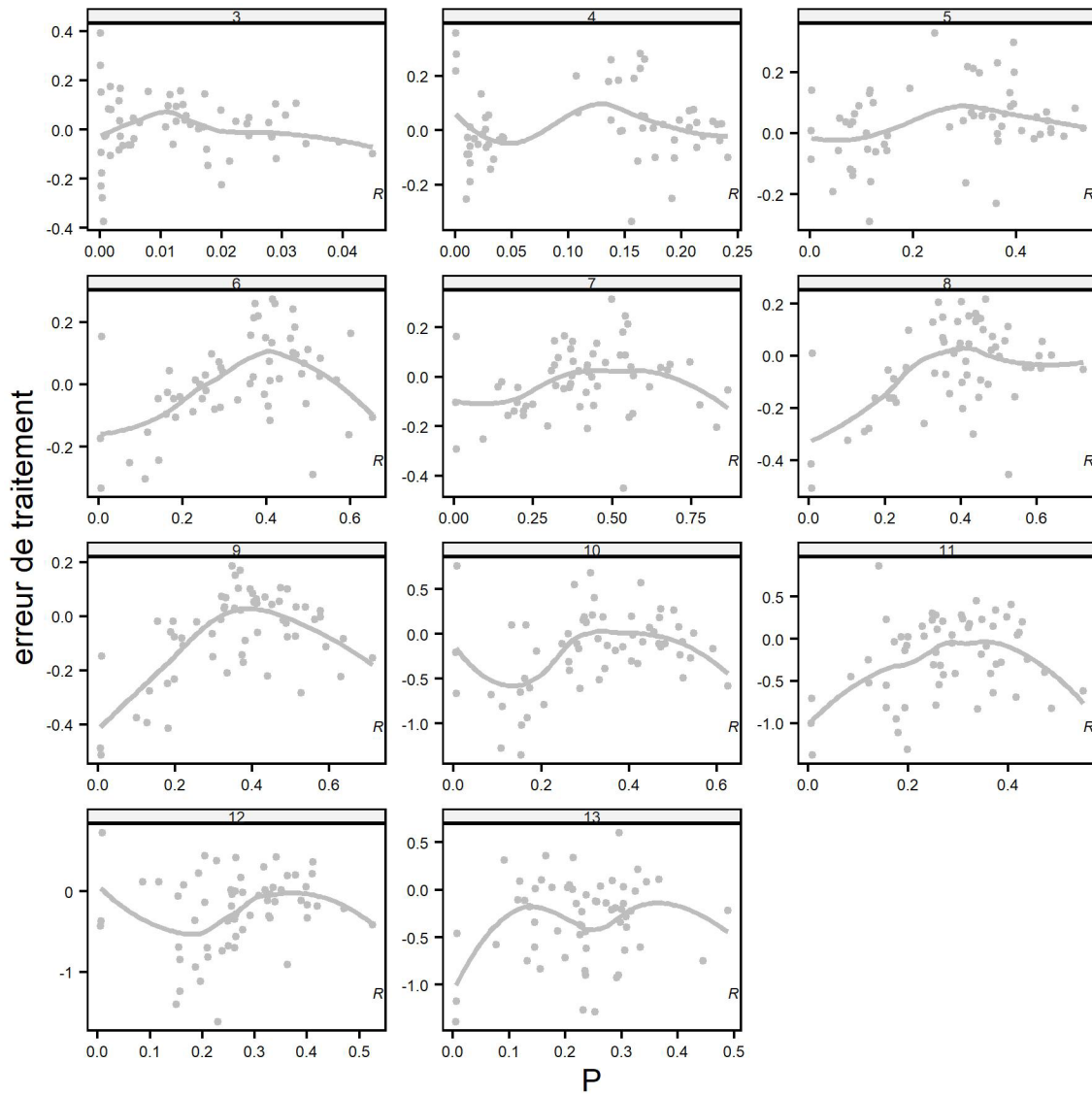


Figure 23. Erreurs de processus prédites par M22 en fonction des valeurs P , avec coefficients de corrélation (r) et valeurs p . Les courbes grises indiquent des résultats de lissage LOESS.

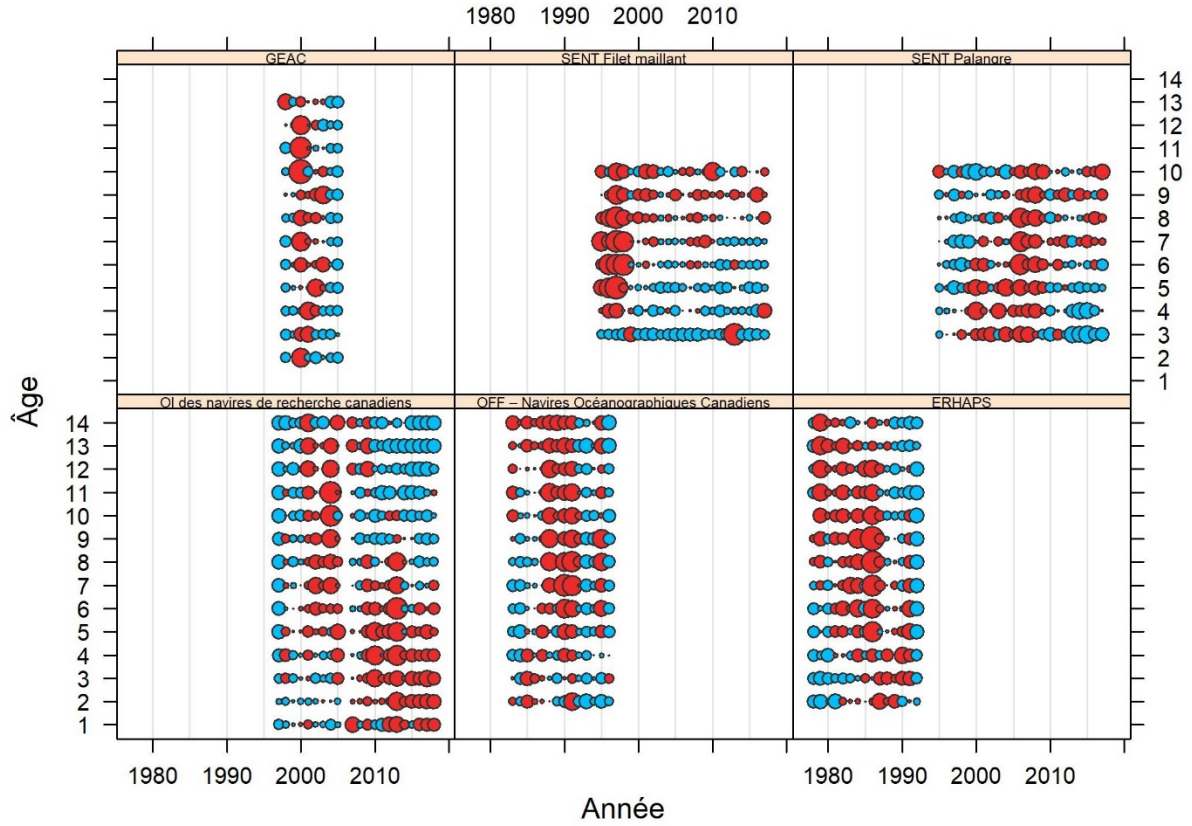


Figure 24. Résidus des indices normalisés, e_z , de M22. Les cercles rouges sont positifs, et les cercles bleus, négatifs. La taille d'un cercle est proportionnelle à $|e_z|^{1/2}$. Ces résidus devraient être approximativement non corrélés entre les âges, à l'intérieur des relevés et des années. Chaque section porte sur un relevé distinct.

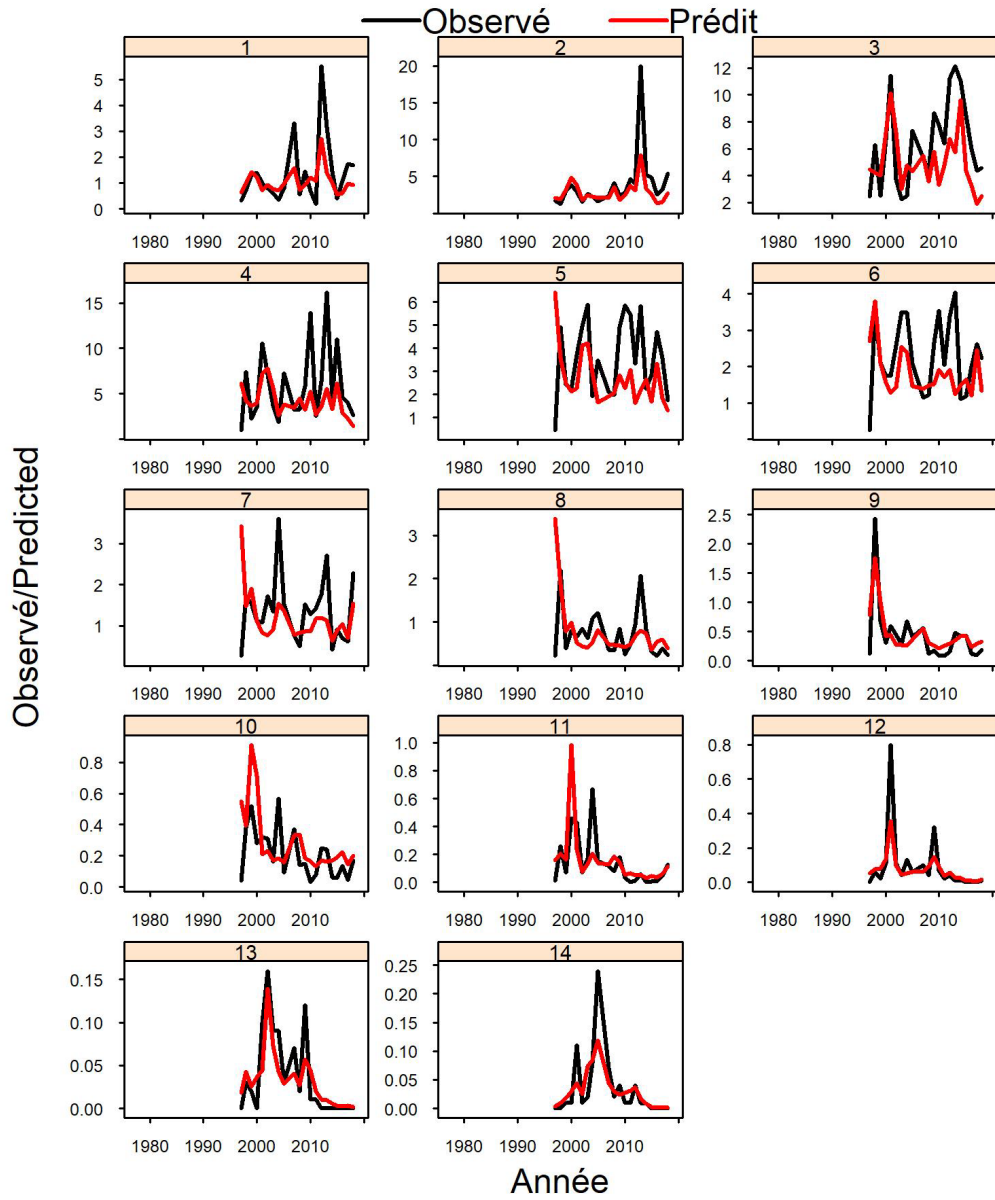


Figure 25. Indices OI observés par navire océanographique (rouge) prédits M22 et observés (noir).

ANNEXE III – CHIFFRES DES DONNÉES

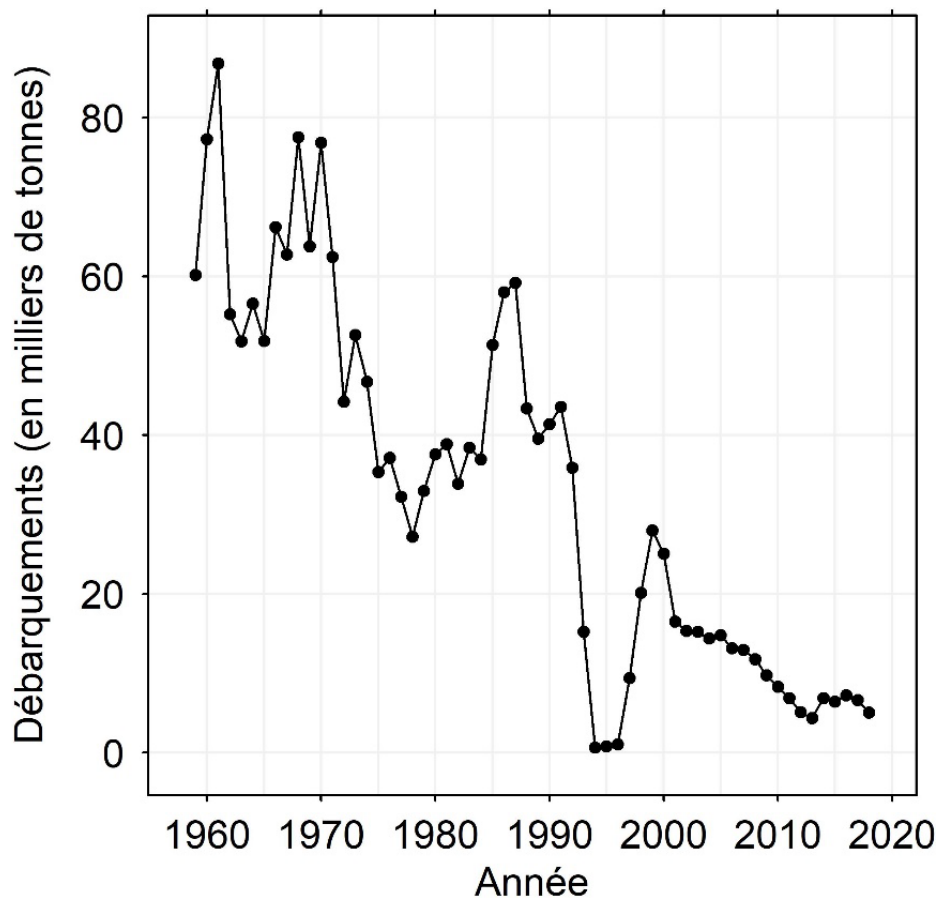


Figure D1. Série chronologique des débarquements déclarés pour la morue de la sous-division 3Ps.

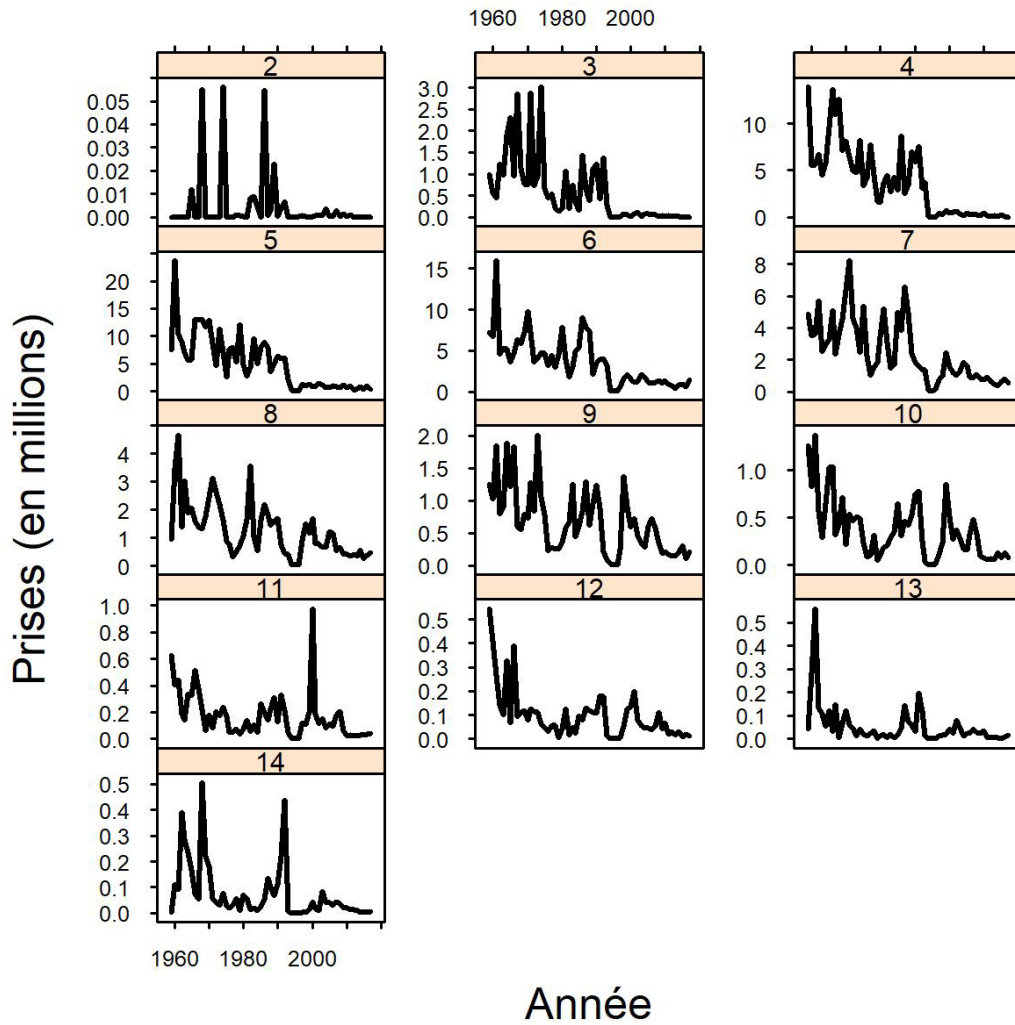


Figure D2. Série chronologique du nombre de prises estimé entre 2 et 14 ans et plus.

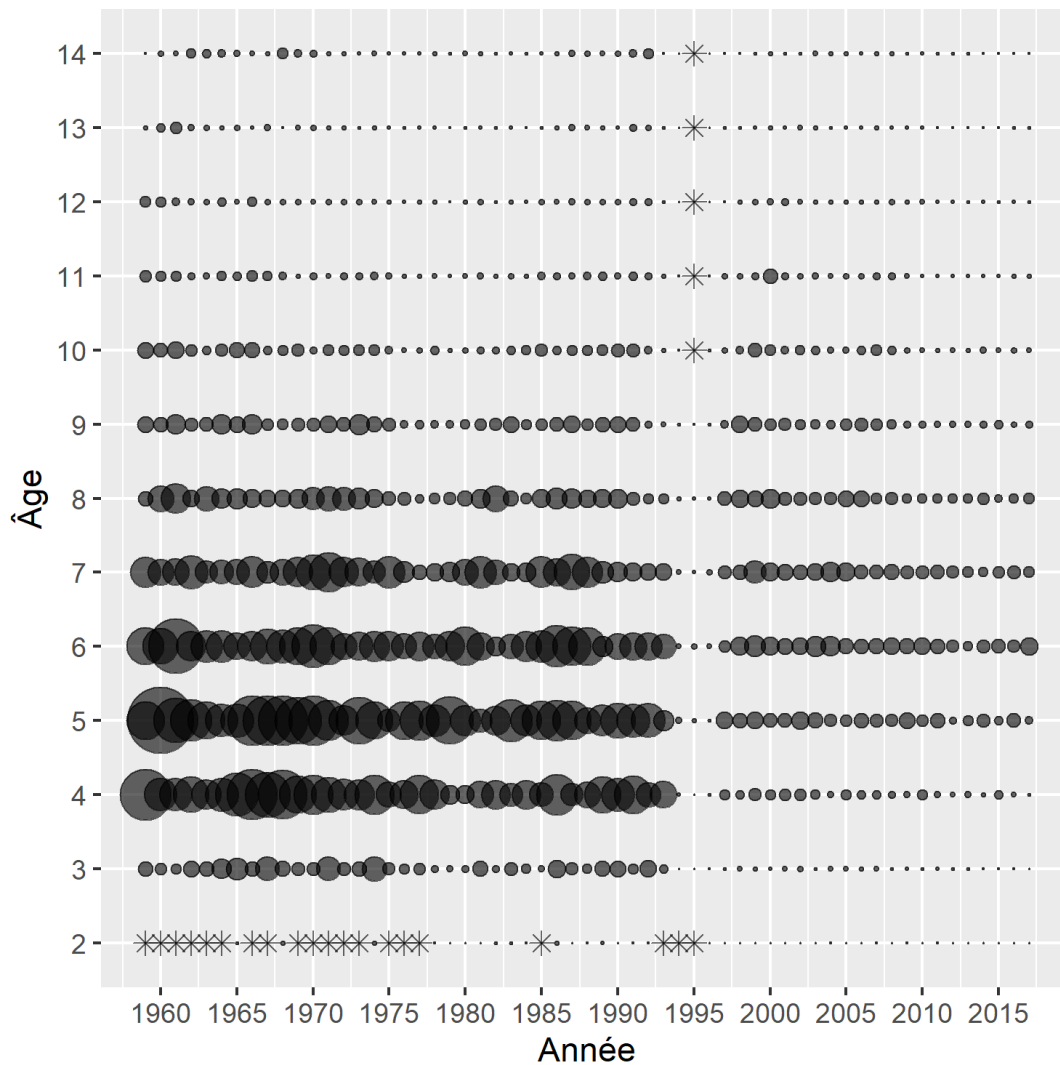


Figure D3. Représentation, sous forme de bulles, des prises selon l'âge La taille de la bulle est proportionnelle à l'ampleur de la prise. Le symbole * indique une prise nulle.

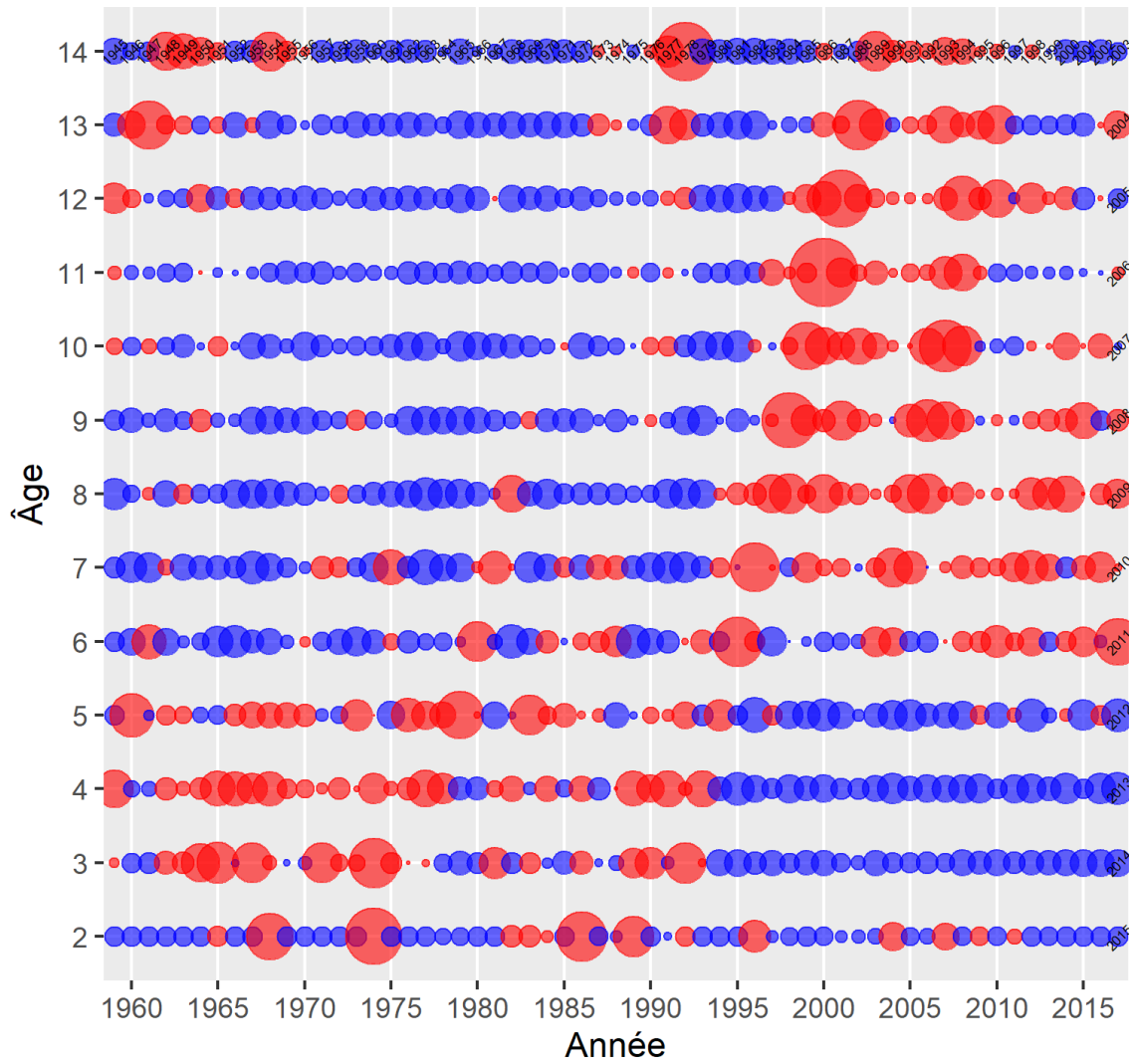


Figure D4. Représentation, sous forme de bulles, de la proportion normalisée par âge par année des prises selon l'âge. Les cohortes sont indiquées le long des marges supérieure et droite. Rouge : positif; bleu : négatif. La taille de la bulle est proportionnelle à la valeur absolue de la proportion normalisée.

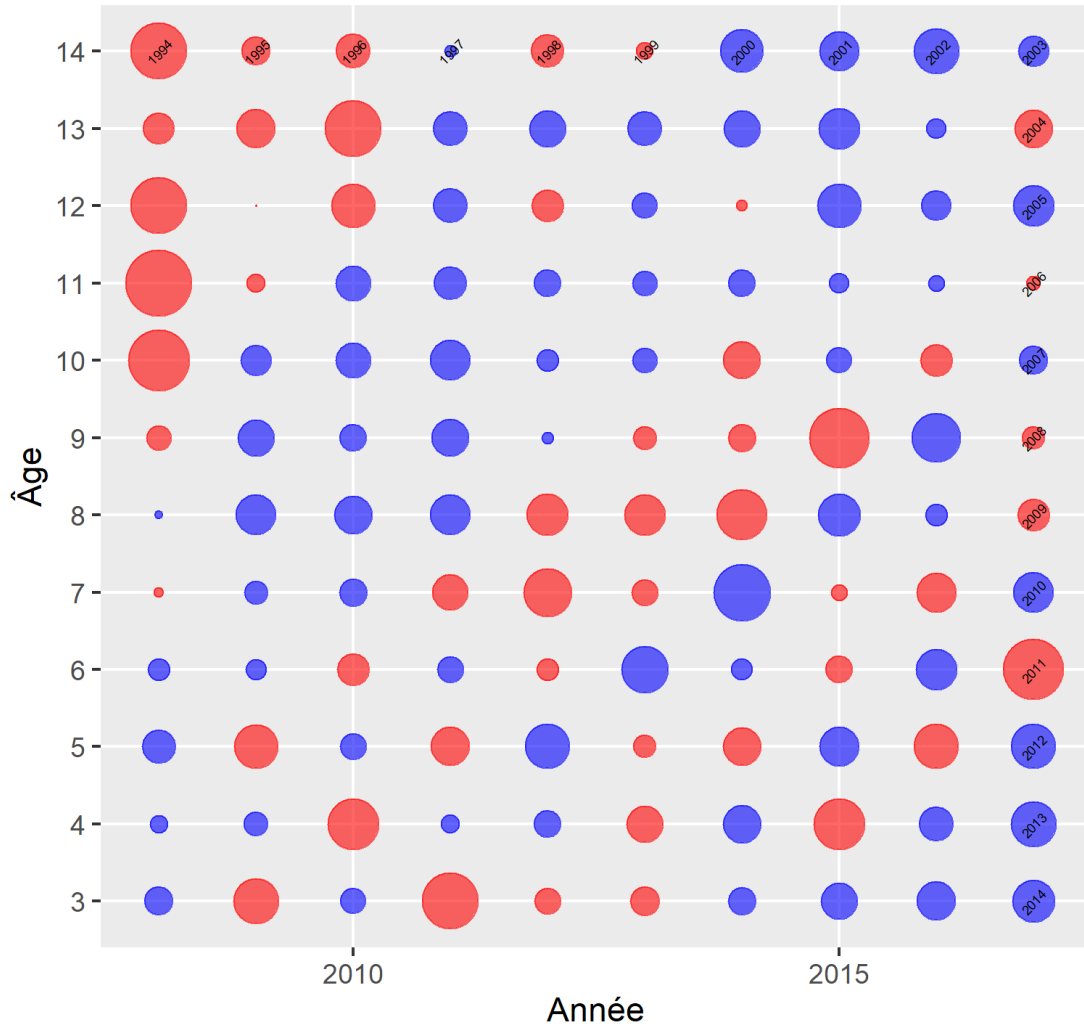


Figure D5. Tracé de la proportion normalisée par âge par année depuis 2008. Reportez-vous à la figure D4 pour obtenir plus de détails.

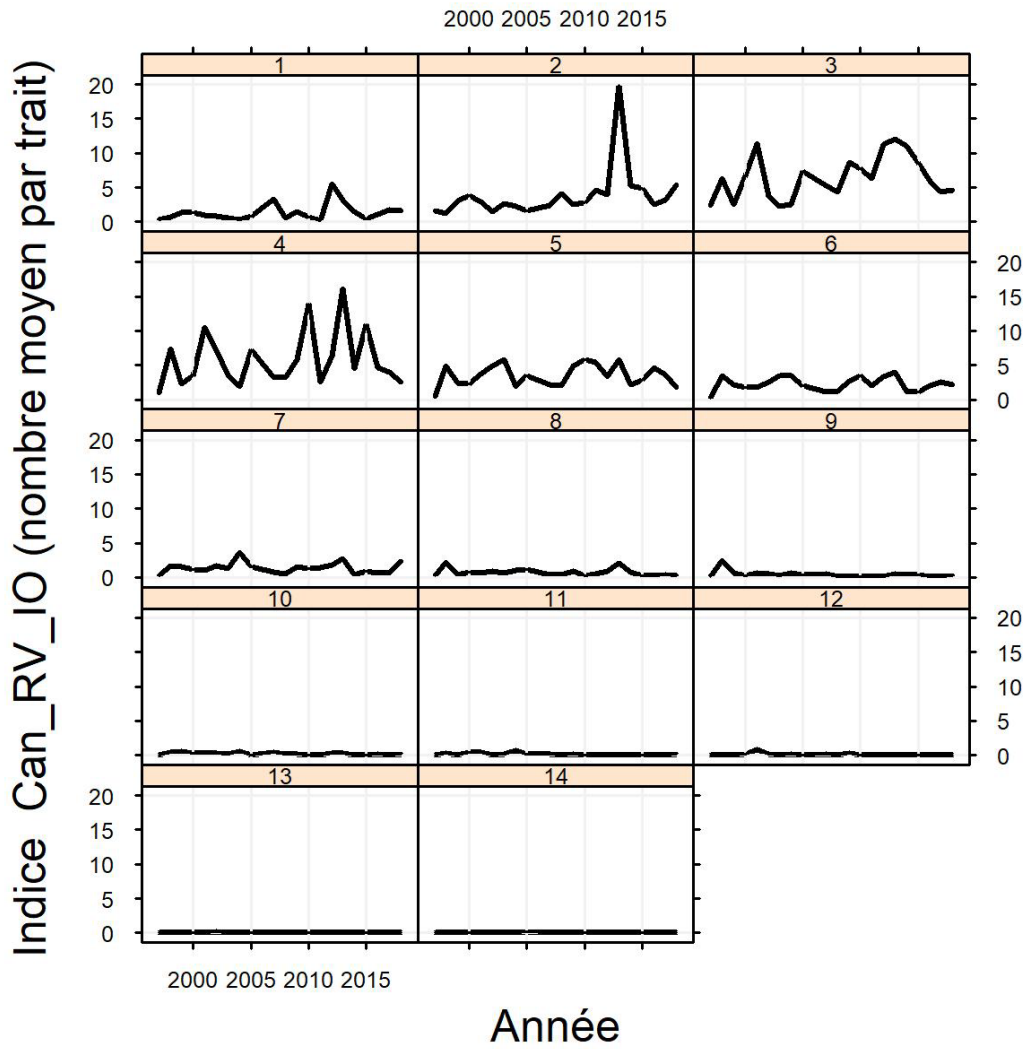


Figure D6. Séries chronologiques de l'indice du relevé par navire océanographique canadien (nombre moyen par trait, nombre moyen par trait) pour les strates côtières et hauturières, depuis 1997.

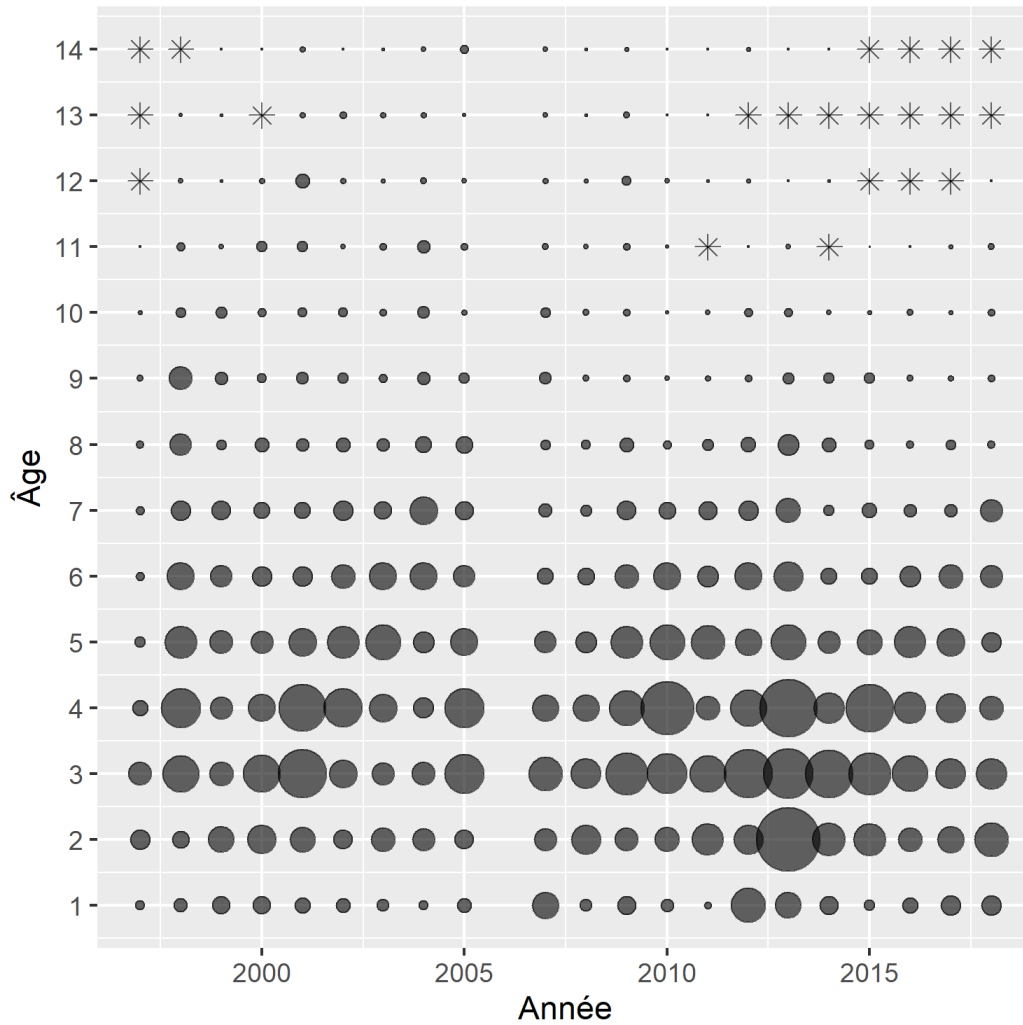


Figure D7. Représentation, sous forme de bulles, de l'indice du relevé par navire océanographique canadien pour les strates côtières et hauturières. Reportez-vous à la figure D3 pour obtenir plus de détails.

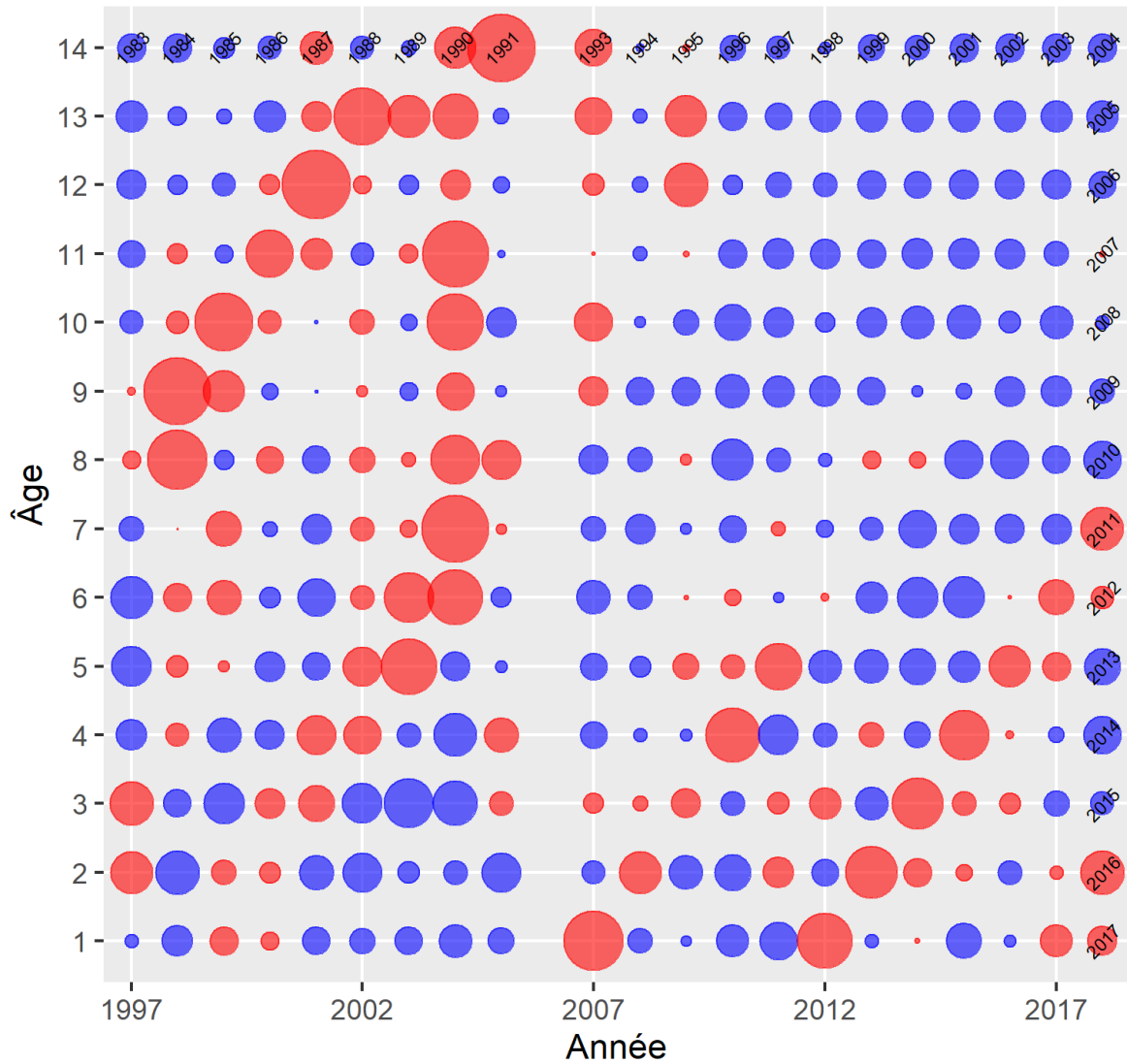


Figure D8. Tracé de la proportion normalisée par âge par année de l'indice du relevé par navire océanographique canadien pour les strates côtières et hauturières. Reportez-vous à la figure D4 pour obtenir plus de détails.

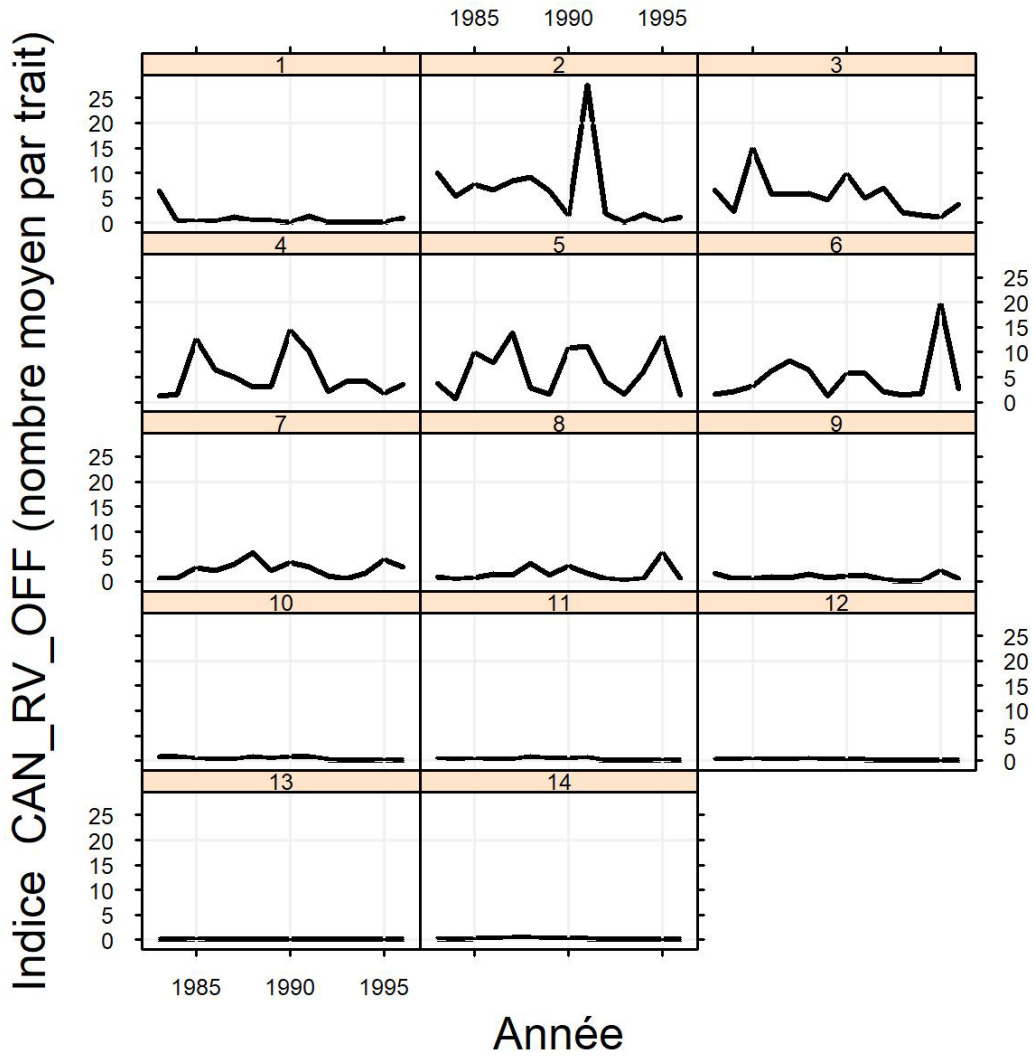


Figure D9. Séries chronologiques de l'indice du relevé par navire océanographique canadien (nombre par trait, nombre moyen par trait) pour les strates hauturières, pendant la période de 1983 à 1996.

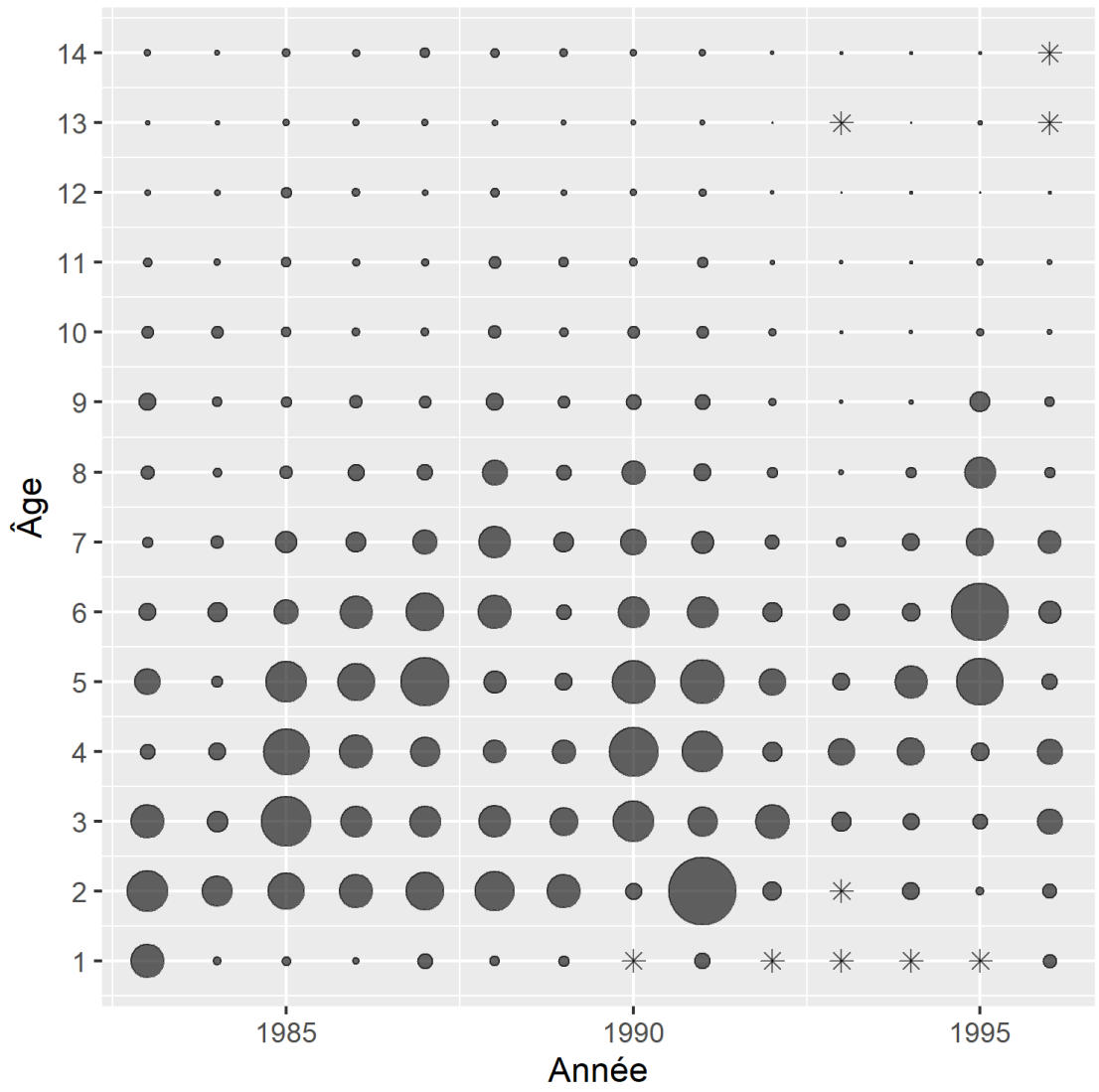


Figure D10. Représentation, sous forme de bulles, de l'indice du relevé par navire océanographique canadien (nombre par trait, nombre moyen par trait) pour les strates hauturières, pendant la période de 1983 à 1996. Reportez-vous à la figure D3 pour obtenir plus de détails.

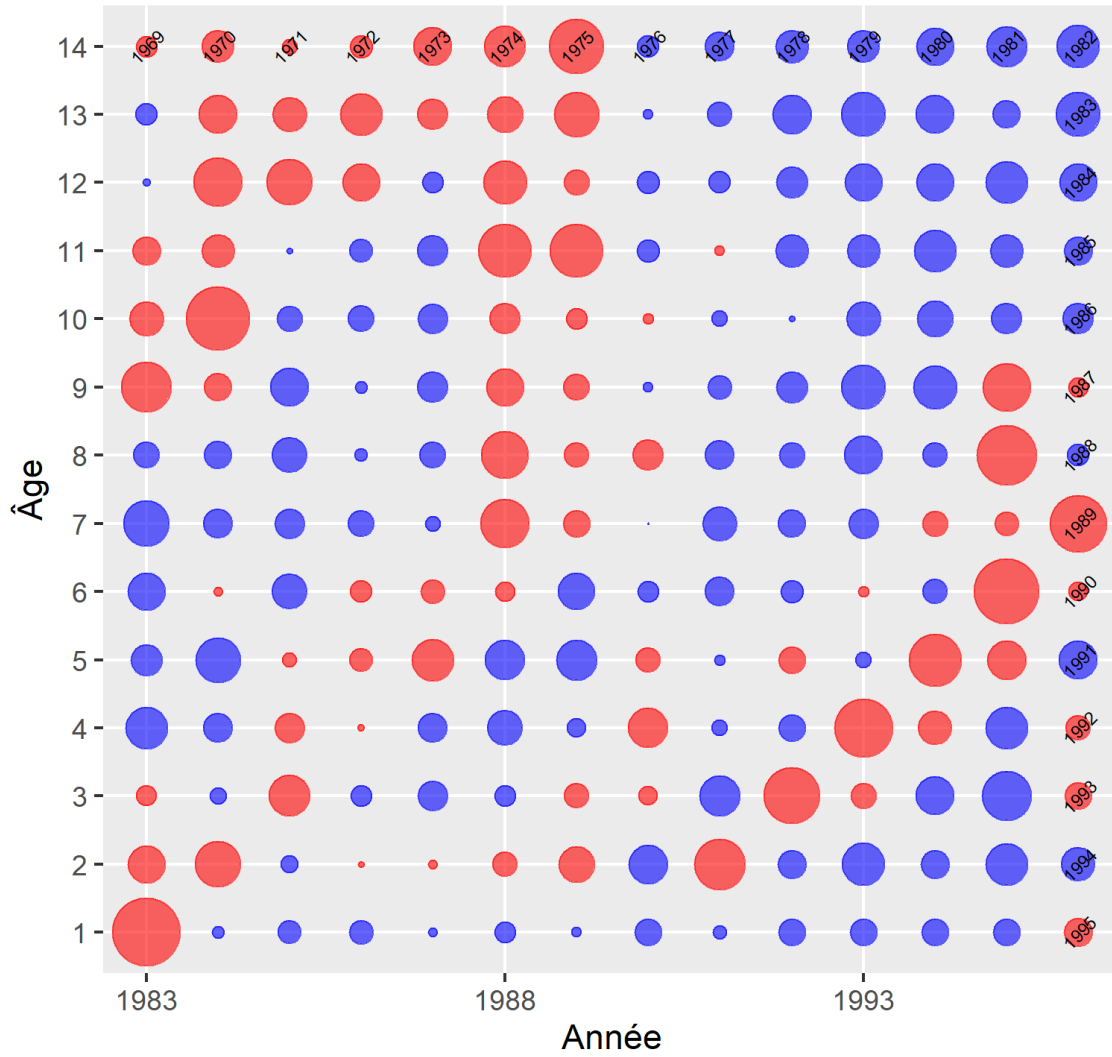


Figure D11. Tracé de la proportion normalisée par âge par année de l'indice du relevé par navire océanographique canadien (nombre par trait, nombre moyen par trait) pour les strates hauturières, pendant la période de 1983 à 1996. Reportez-vous à la figure D4 pour obtenir plus de détails.

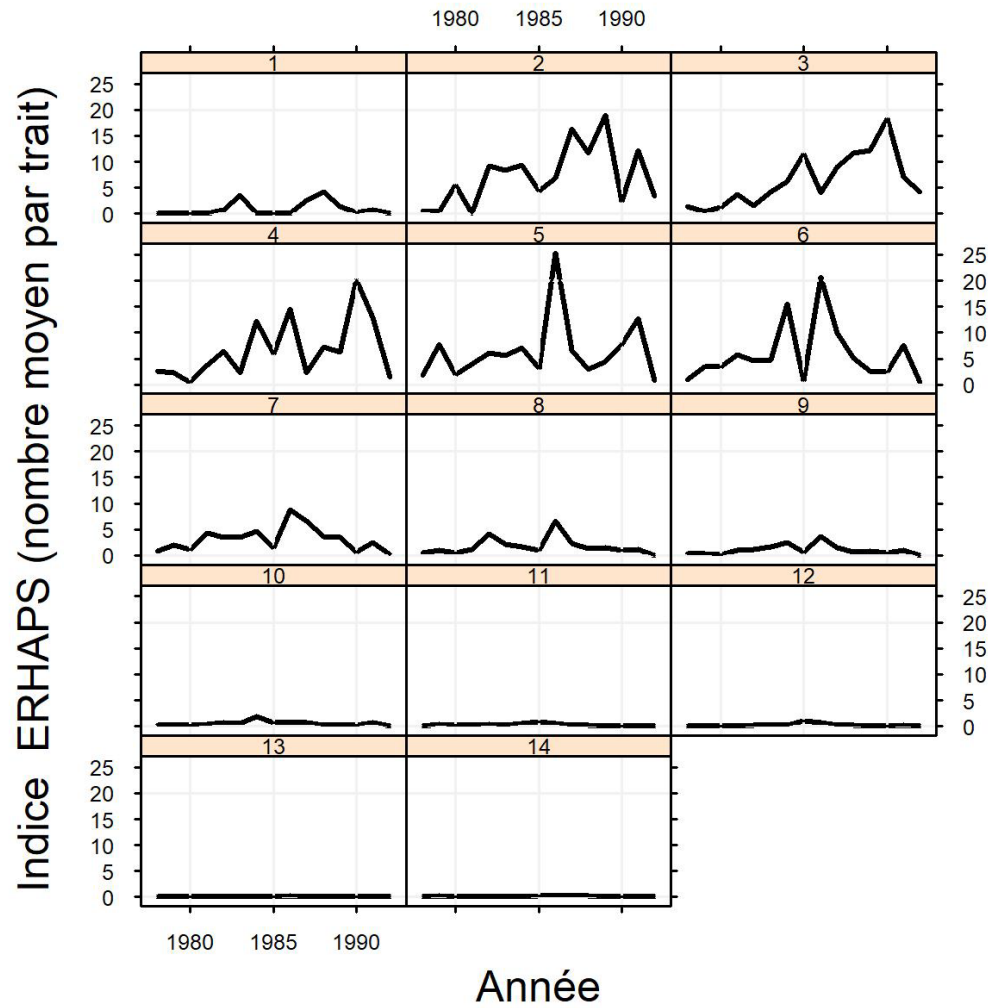


Figure D12. Séries chronologiques du relevé par navire océanographique français (ERHAPS) (nombre par trait, nombre moyen par trait) pendant la période de 1978 à 1992.

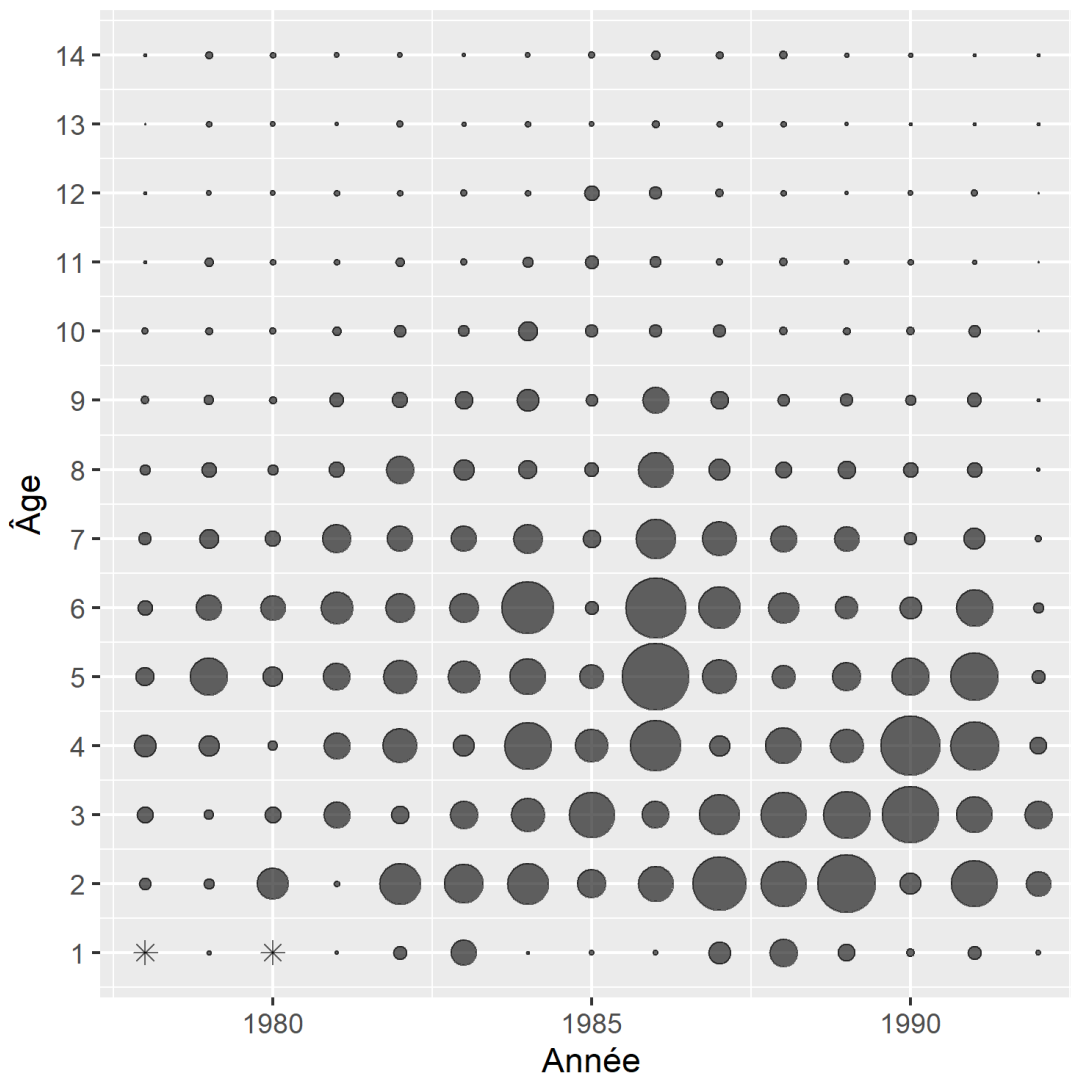


Figure D13. Représentation, sous forme de bulles, du relevé par navire océanographique français (ERHAPS) (nombre par trait, nombre moyen par trait) pendant la période de 1978 à 1992. Reportez-vous à la figure D3 pour obtenir plus de détails.

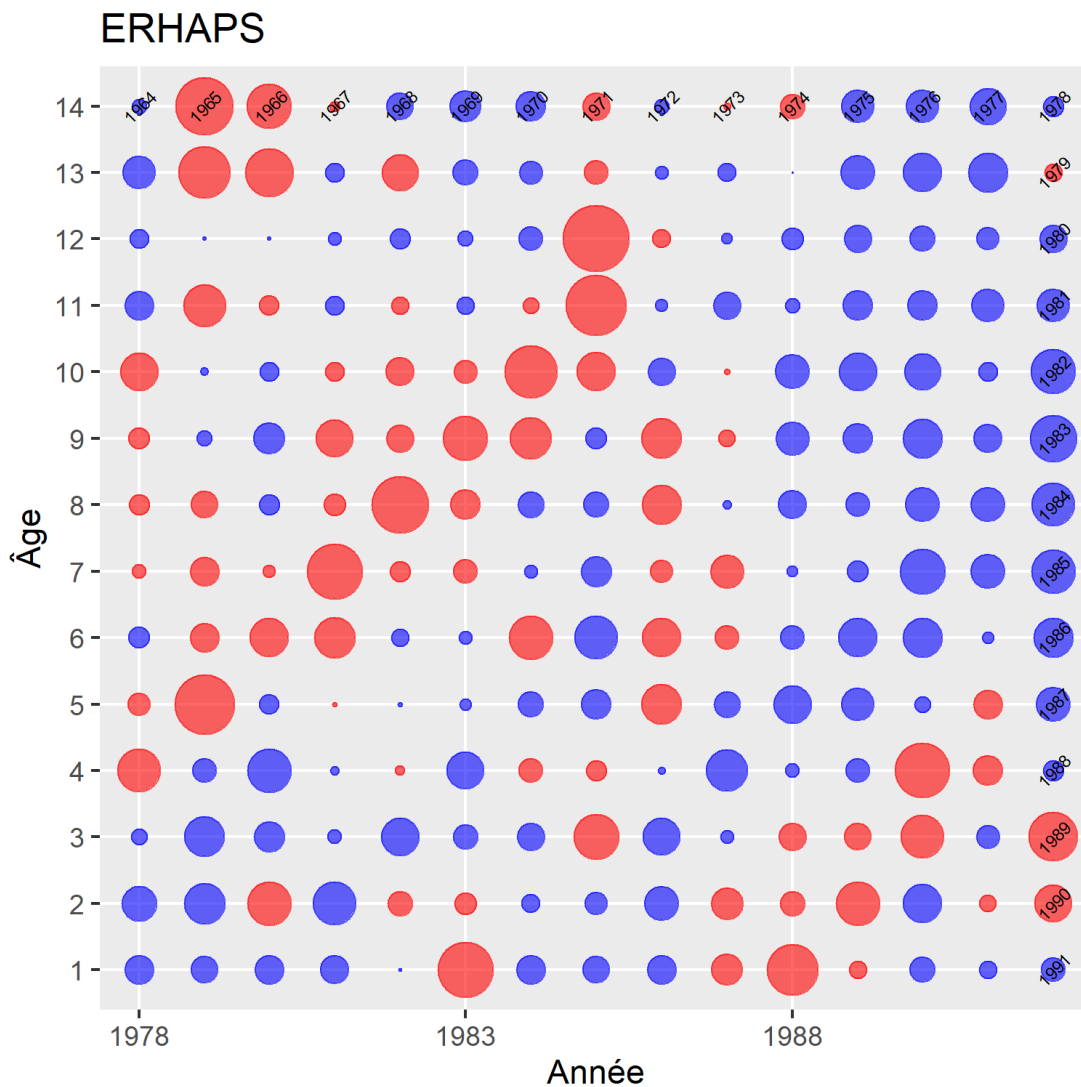


Figure D14. Tracé de la proportion normalisée par âge par année du relevé par navire océanographique français (ERHAPS) (nombre par trait, nombre moyen par trait) pendant la période de 1978 à 1992. Reportez-vous à la figure D4 pour obtenir plus de détails.

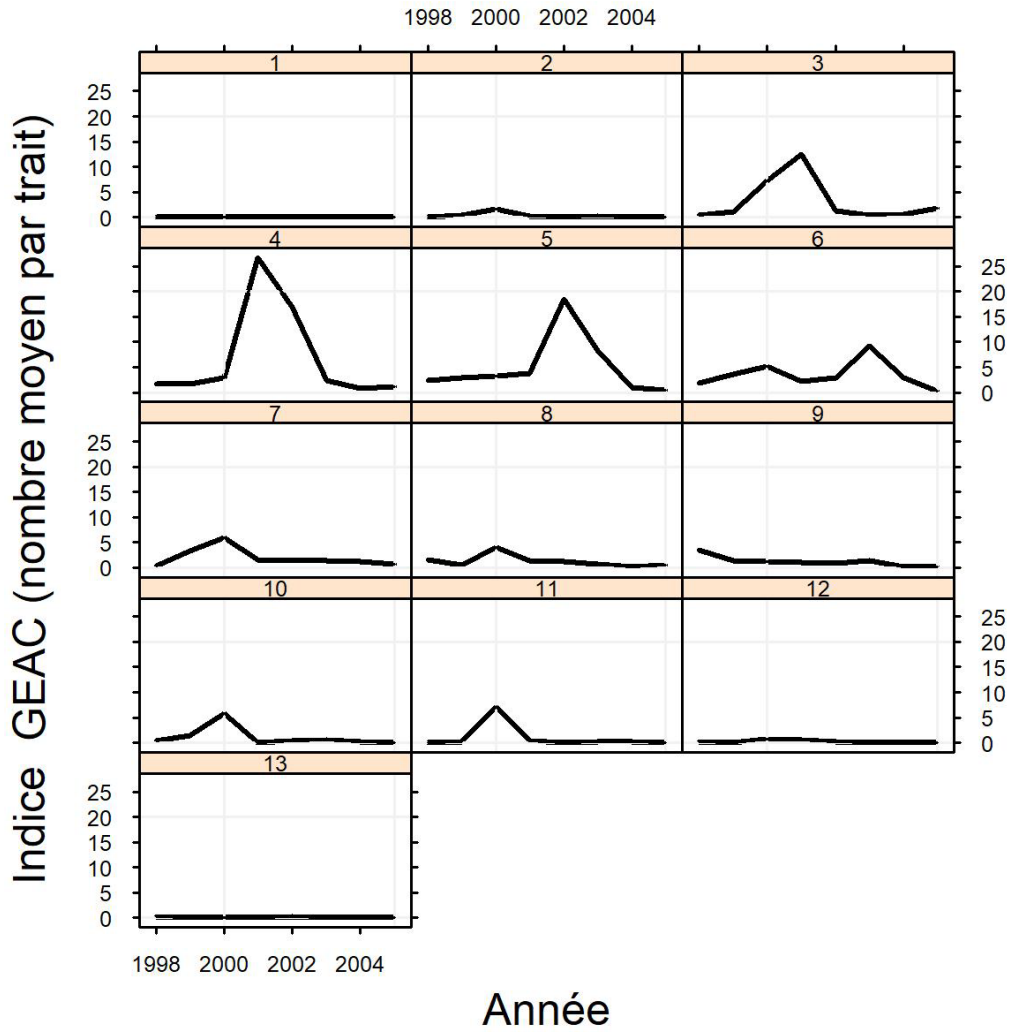


Figure D15. Séries chronologiques des Relevés de l'industrie (GEAC) (nombre par trait, nombre moyen par trait) de 1998 à 2005.

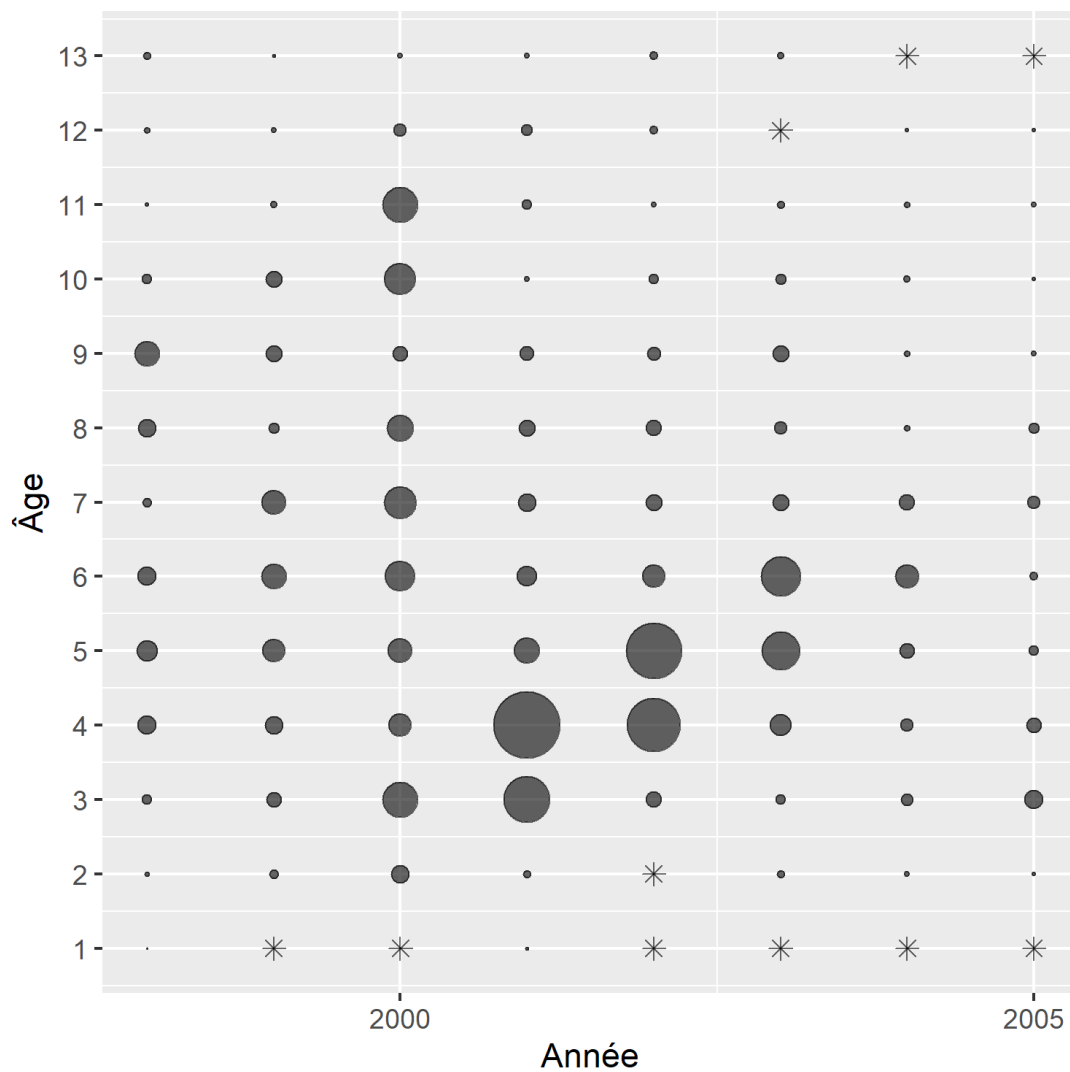


Figure D16. Représentation, sous forme de bulles, pour les Relevés de l'industrie (GAEC) (nombre par trait, nombre moyen par trait) de 1998 à 2005. Reportez-vous à la figure D3 pour obtenir plus de détails.

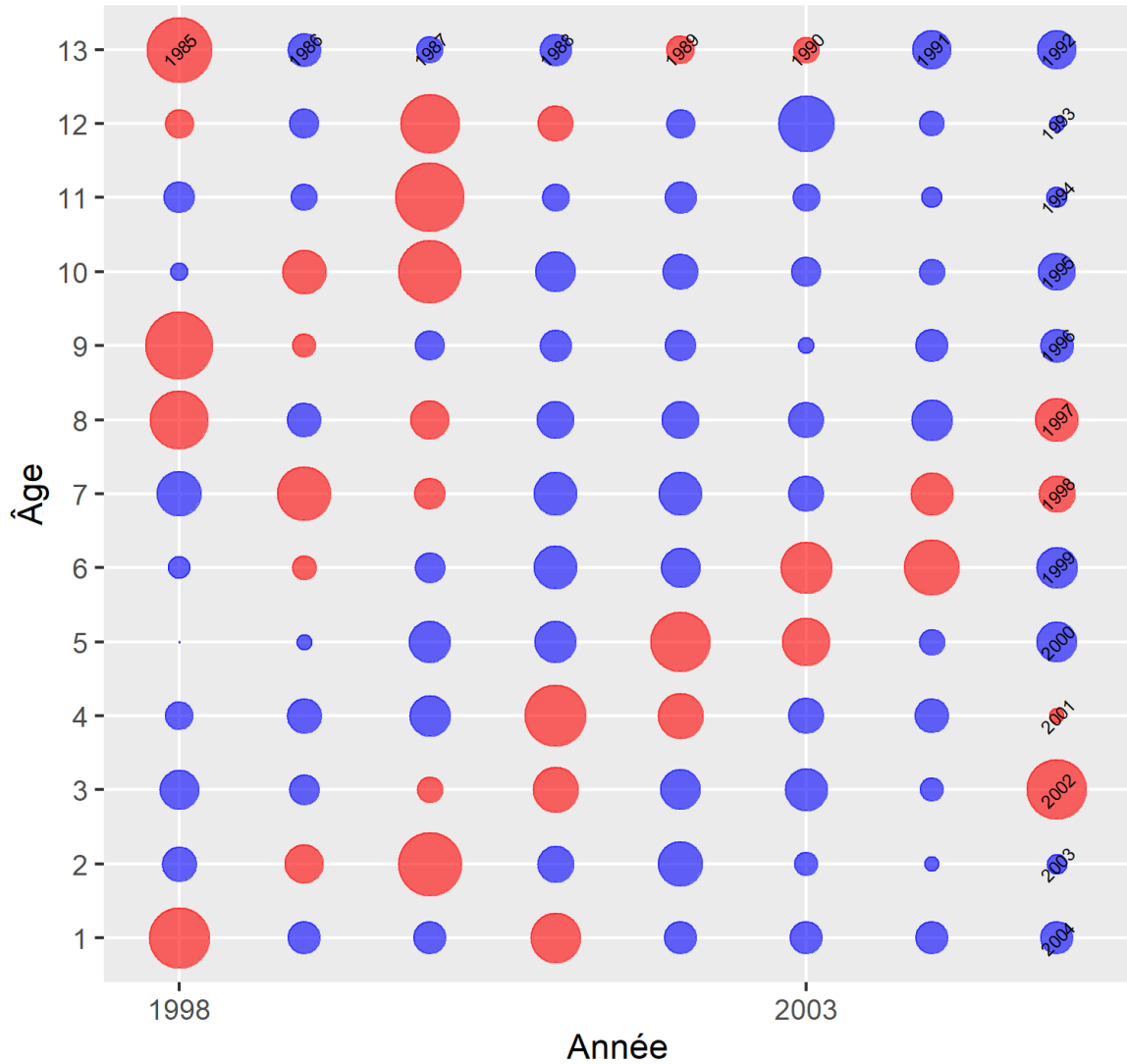


Figure D17. Tracé de la proportion normalisée par âge par année pour les Relevés de l'industrie (GAEC) (nombre par trait, nombre moyen par trait) de 1998 à 2005. Reportez-vous à la figure D4 pour obtenir plus de détails.

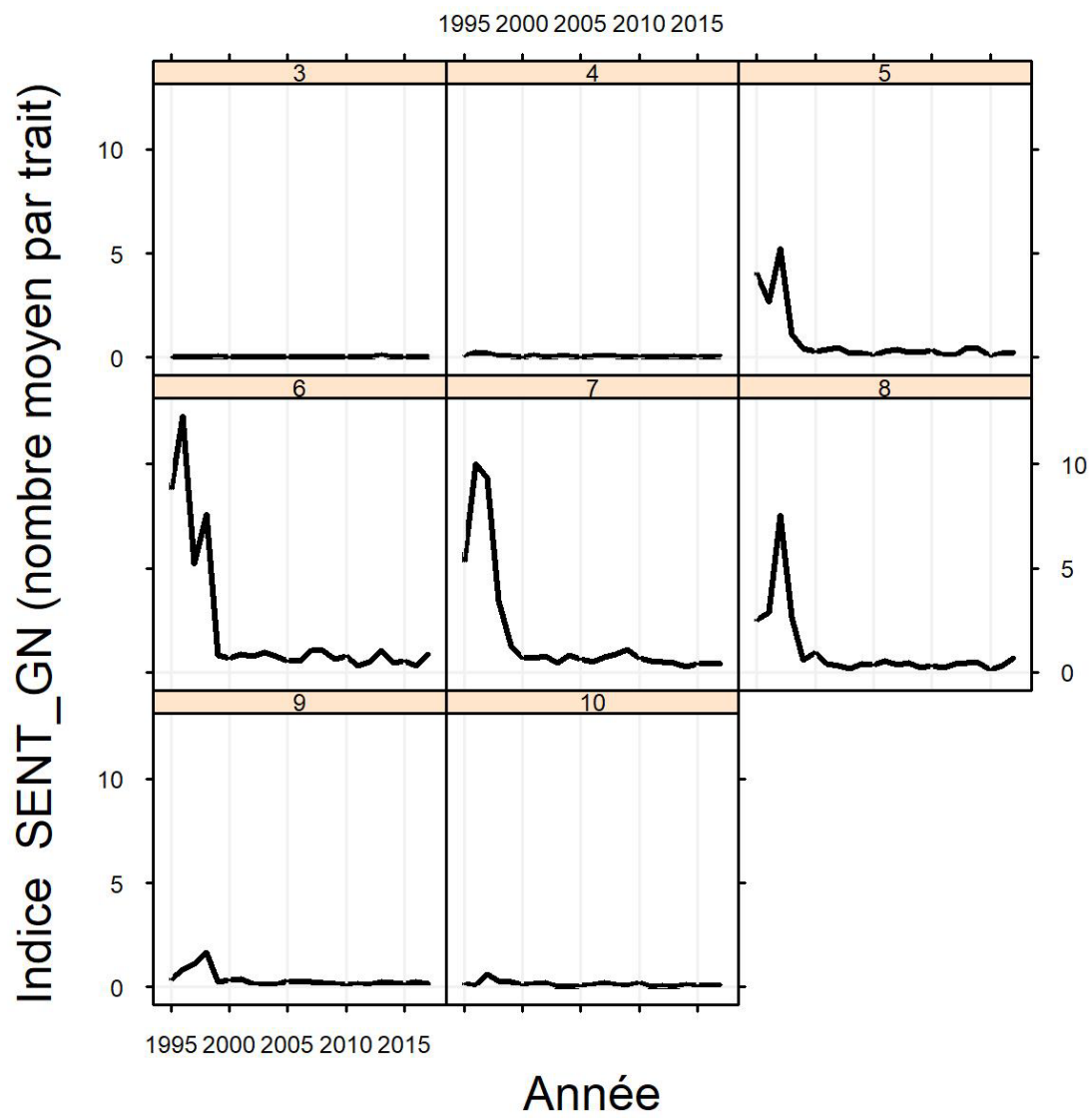


Figure D18. Séries chronologiques pour l'indice de pêches sentinelles au filet maillant (nombre par trait, nombre moyen par trait) de 1995 à 2017.

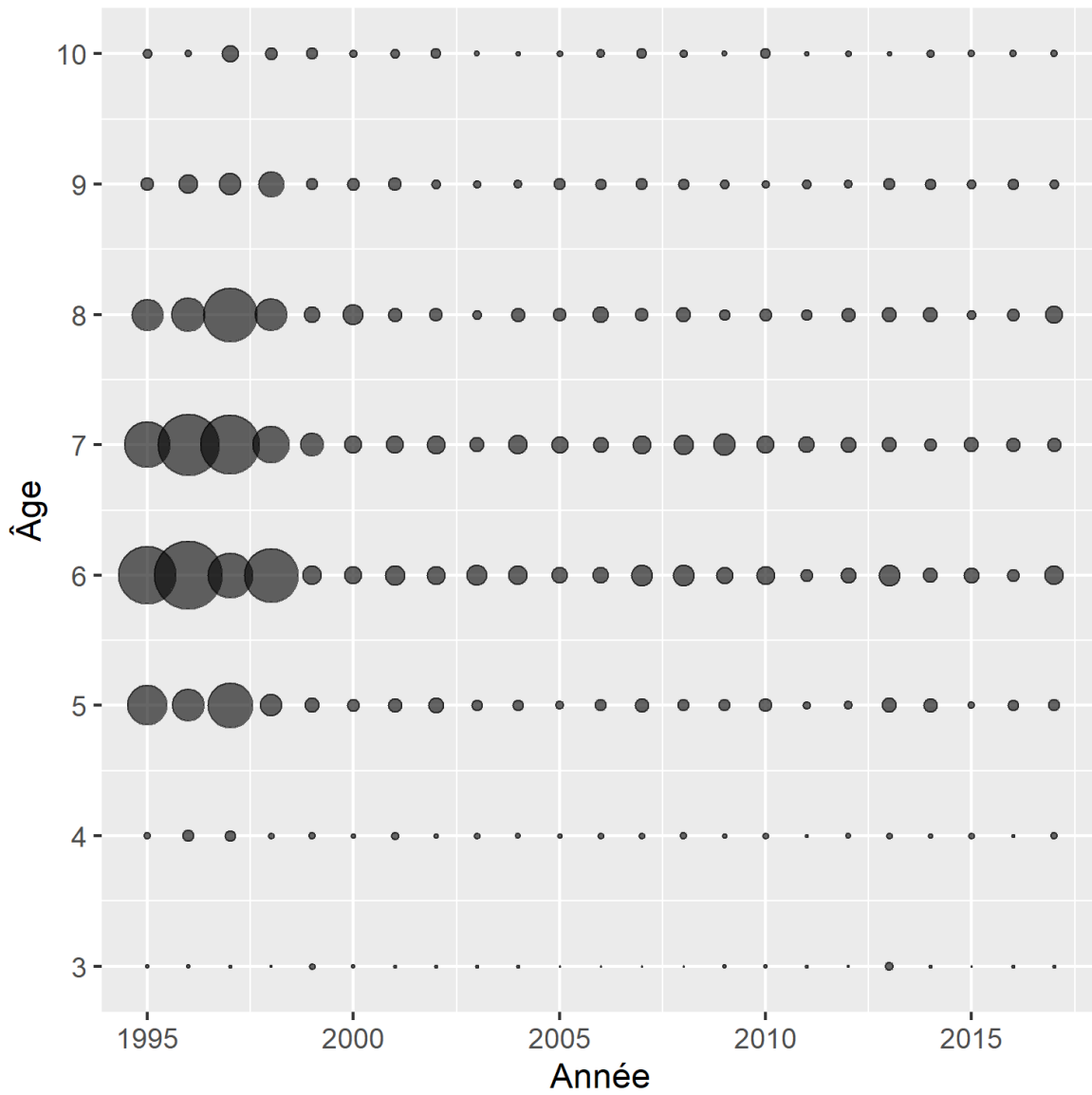


Figure D19. Représentation, sous forme de bulles, pour l'indice de pêches sentinelles au filet maillant (nombre par trait, nombre moyen par trait) de 1995 à 2017. Reportez-vous à la figure D3 pour obtenir plus de détails.

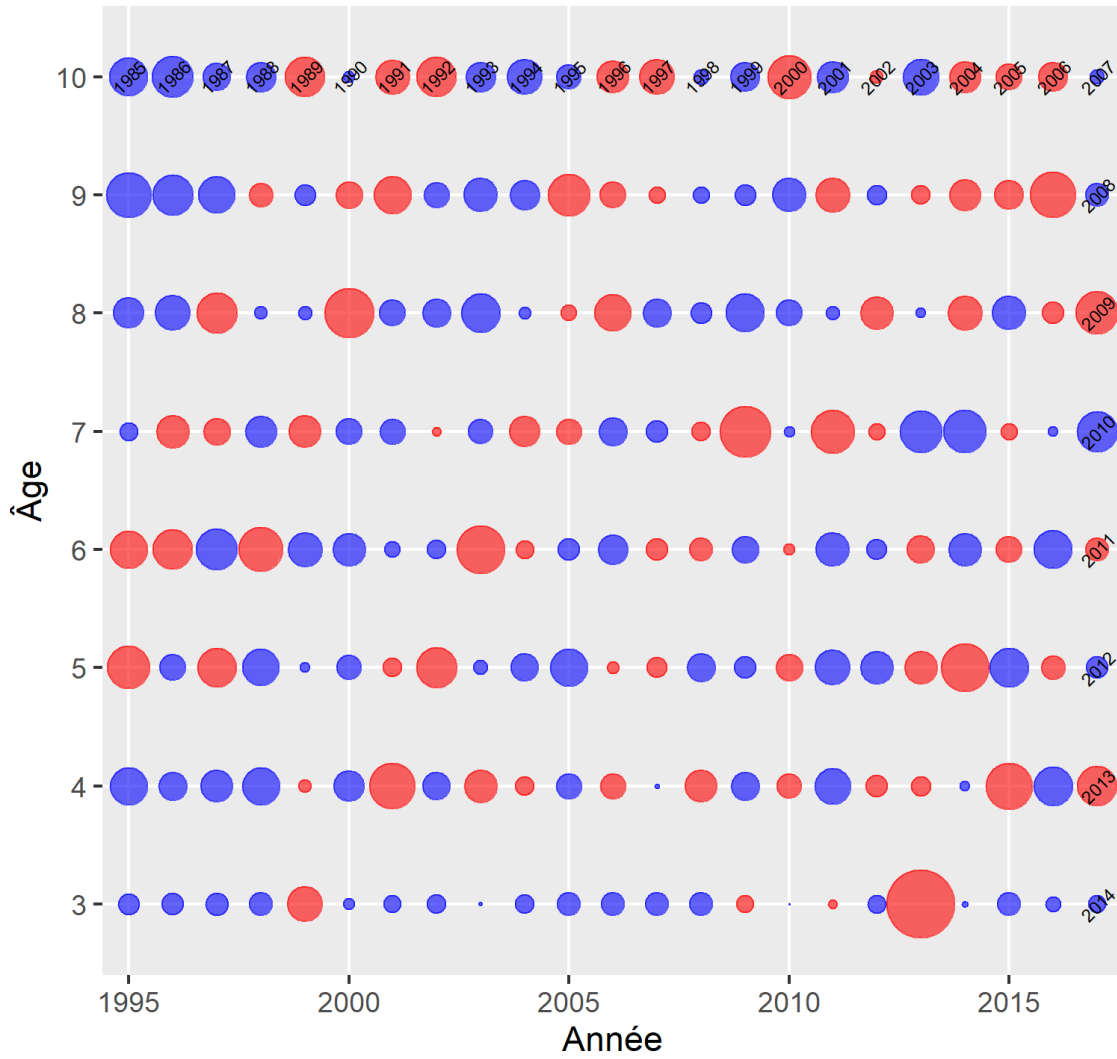


Figure D20. Tracé de la proportion normalisée par âge par année pour l'indice de pêches sentinelles au filet maillant (nombre par trait, nombre moyen par trait) de 1995 à 2017. Reportez-vous à la figure D4 pour obtenir plus de détails.

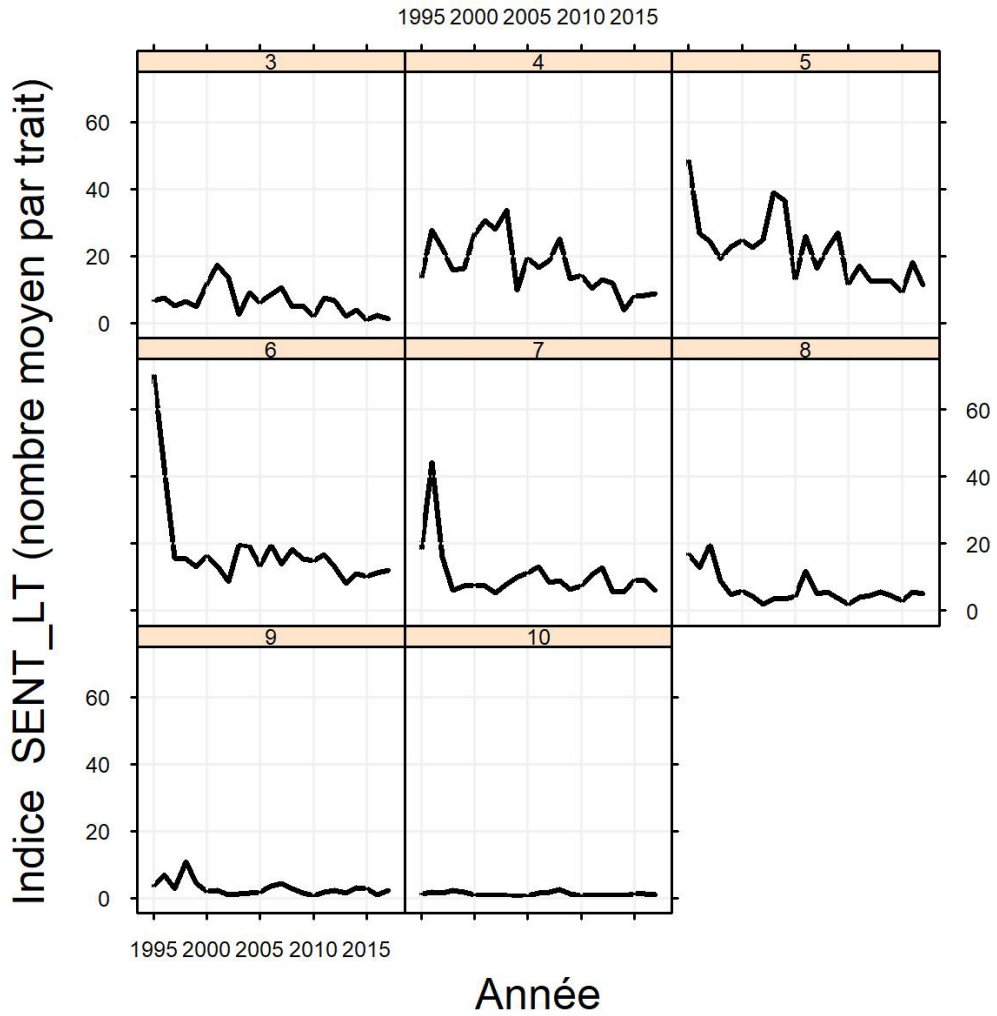


Figure D21. Séries chronologiques pour l'indice de pêches sentinelles à la palangre (nombre par trait, nombre moyen par trait) de 1995 à 2017.

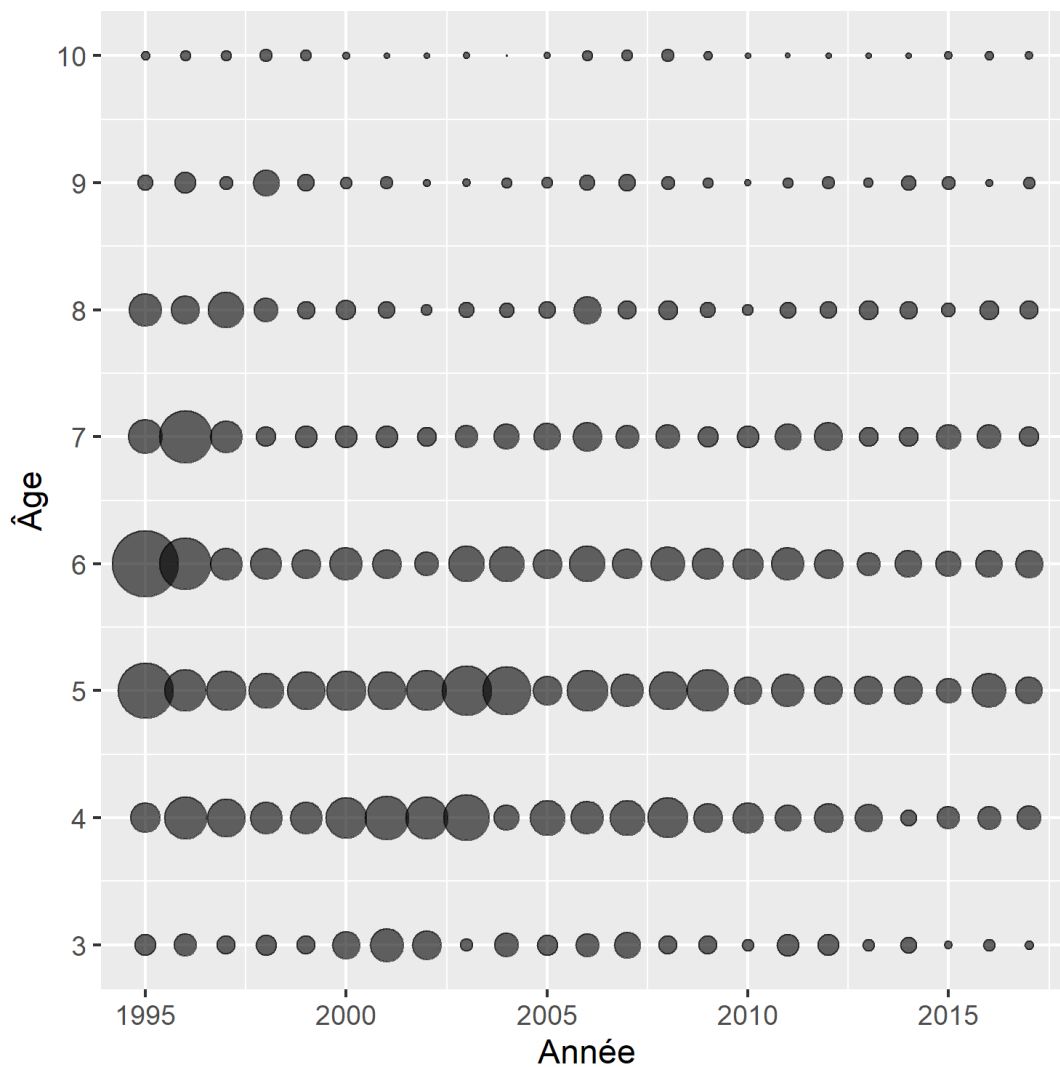


Figure D22. Représentation, sous forme de bulles, pour l'indice de pêches sentinelles à la palangre (nombre par trait, nombre moyen par trait) de 1995 à 2017. Reportez-vous à la figure D3 pour obtenir plus de détails.

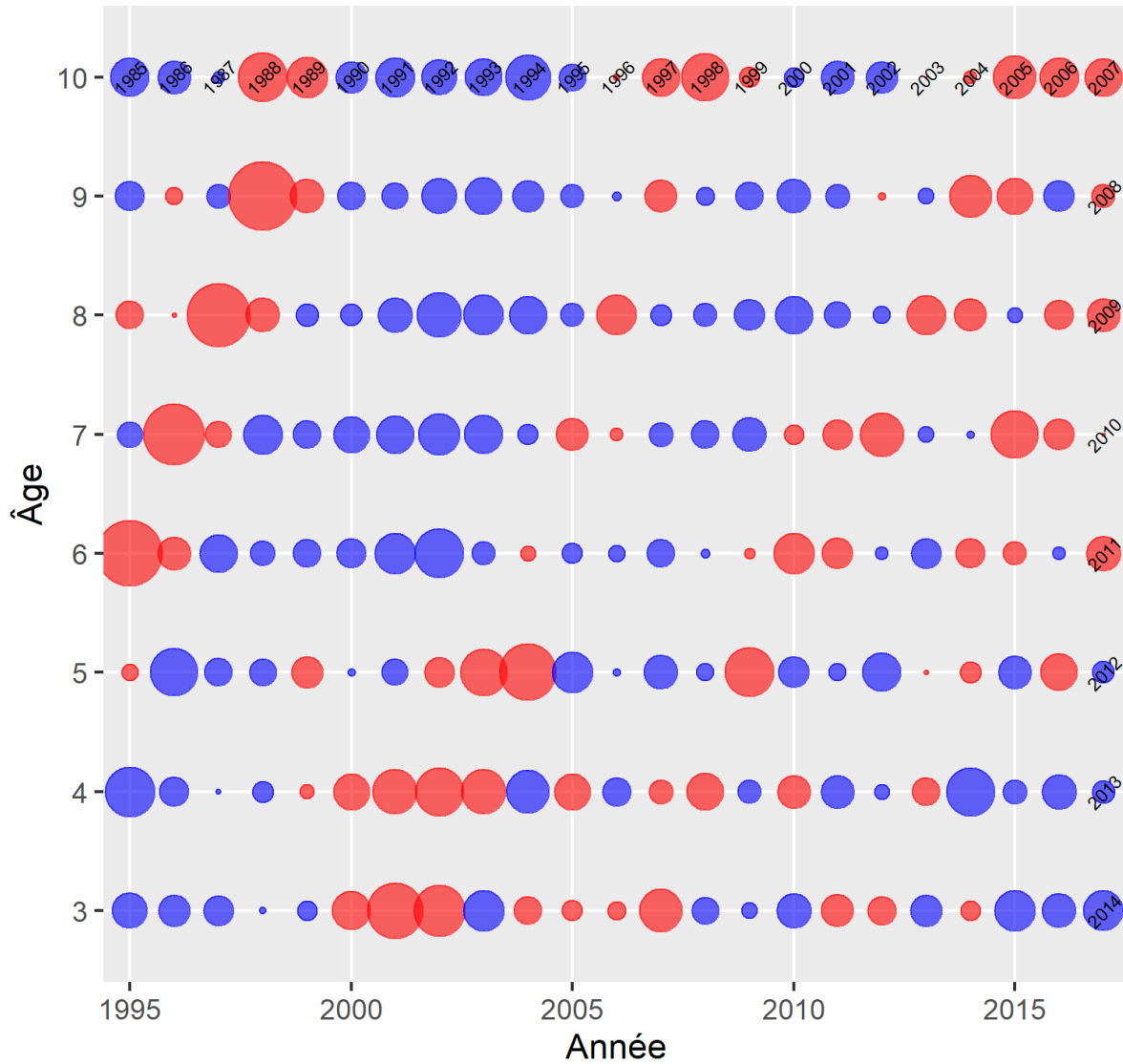


Figure D23. Tracé de la proportion normalisée par âge par année pour l'indice de pêches sentinelles à la palangre (nombre par trait, nombre moyen par trait) de 1995 à 2017. Reportez-vous à la figure D4 pour obtenir plus de détails.

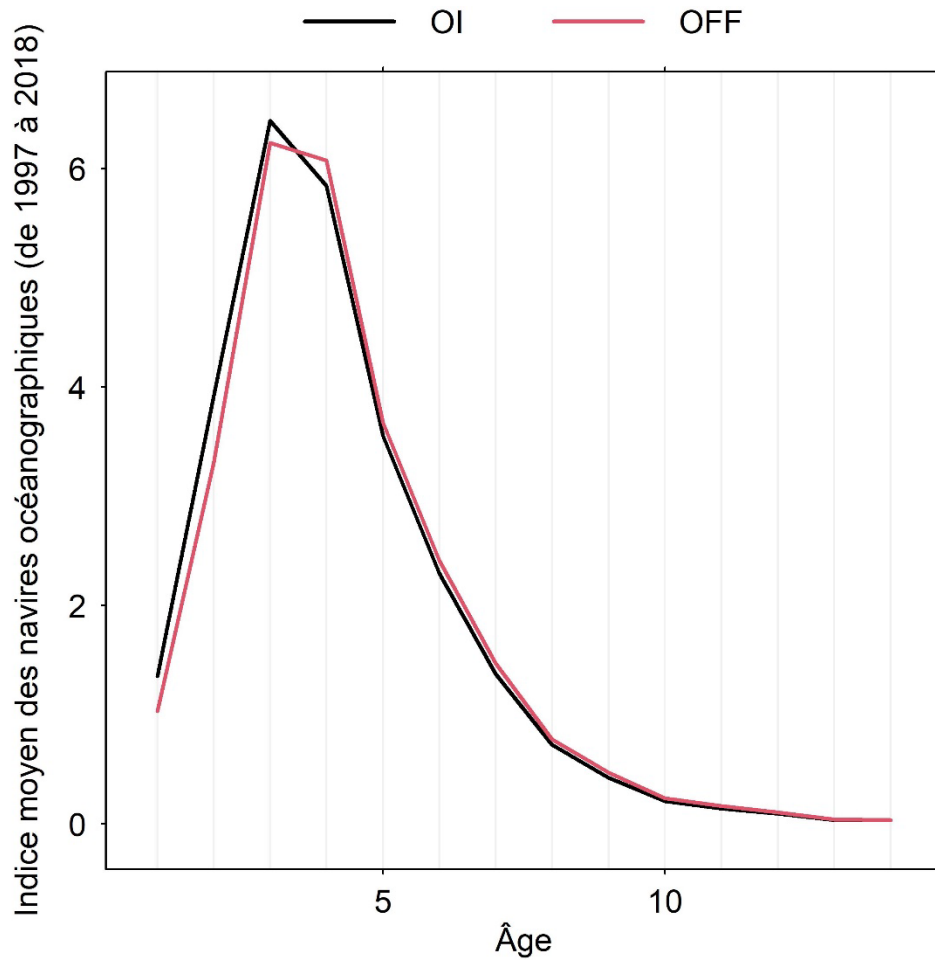


Figure D24. Comparaison de l'indice du relevé par navire océanographique canadien, moyenne de 1997 à 2018, pour les strates côtières et hauturières (OI) par rapport à l'indice pour les strates hauturières seulement (OFF).

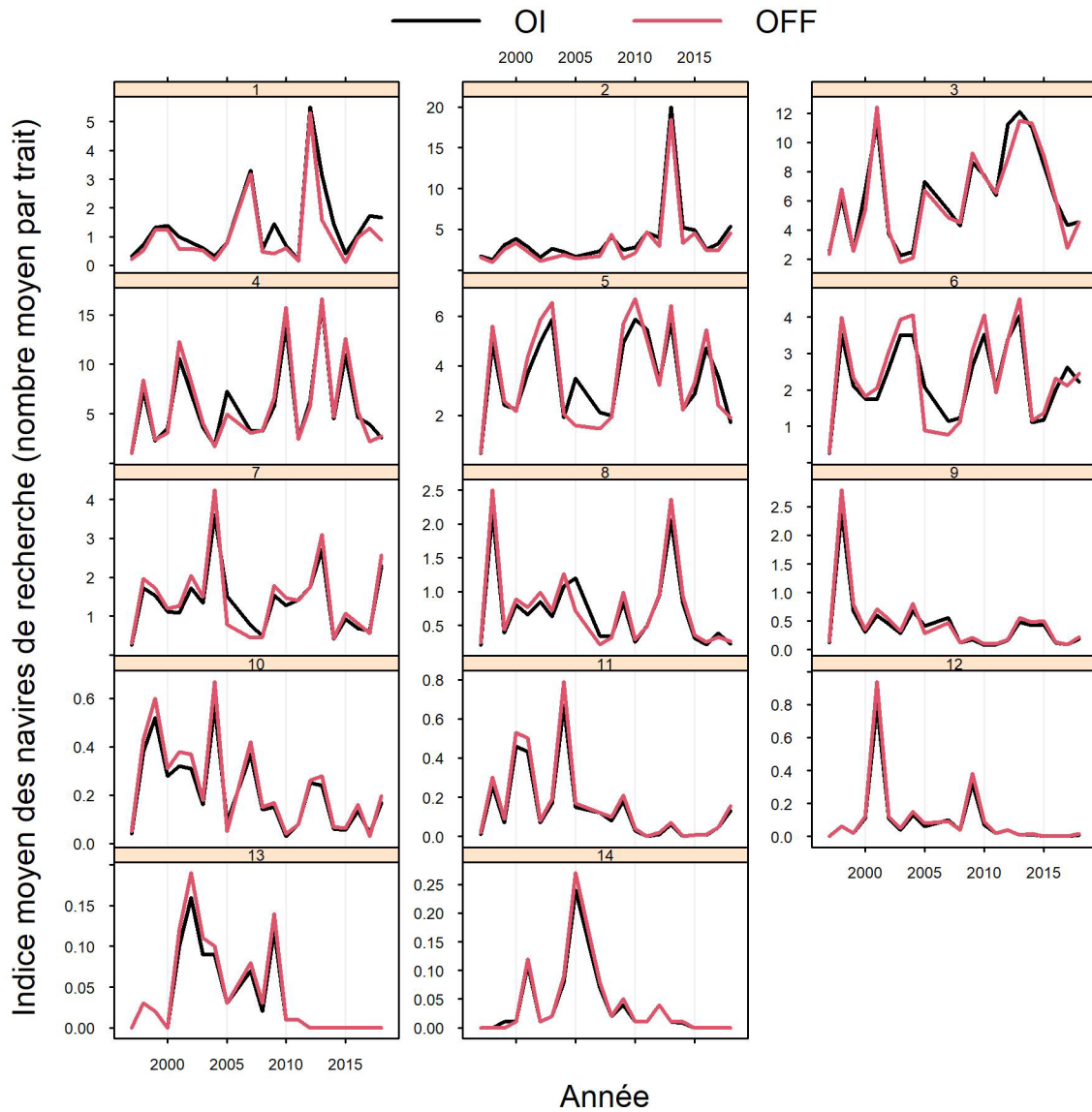


Figure D25. Comparaison de l'indice du relevé par navire océanographique canadien pour les strates côtières et hauturières (OI) par rapport à l'indice pour les strates hauturières seulement (OFF). Chaque section présente les résultats pour un âge.