



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 2026/050

Région du Golfe

Modèles état-espace pour les sous-populations de hareng atlantique (*Clupea harengus*) frayant à l'automne dans la division 4TVn de l'OPANO

François Turcotte

Pêches et Océans Canada
Centre des pêches du Golfe
343, avenue Université, case postale 5030
Moncton (Nouveau-Brunswick) E1C 9B6

Avant-propos

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

Publié par :

Pêches et Océans Canada
Secrétariat canadien 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, 2026

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

ISSN 2292-4272

ISBN 978-0-662-44070-3 N° cat. Fs70-5/2026-050F-PDF

La présente publication doit être citée comme suit :

Turcotte, F. 2026. Modèles état-espace pour les sous-populations de hareng atlantique (*Clupea harengus*) frayant à l'automne dans la division 4TVn de l'OPANO. Secr. can. des avis sci. du MPO. Doc. de rech. 2026/050. iv + 104 p.

Also available in English:

Turcotte, F. 2026. State-Space Models for NAFO Division 4TVn Fall Spawning Atlantic Herring (Clupea harengus) Subpopulations. DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2026/050. iv + 98 p.

TABLE DES MATIÈRES

RÉSUMÉ	IV
INTRODUCTION	1
MÉTHODES	1
STRUCTURE DU STOCK.....	1
PARAMÈTRES VARIABLES DANS LE TEMPS.....	2
Mortalité naturelle.....	2
Capturabilité selon la prise par unité d'effort au filet maillant	3
Sélectivité.....	3
DONNÉES	4
Données d'entrée.....	4
MODÈLES DES SOUS-POPULATIONS	4
Sous-population du nord	5
Sous-population du centre.....	6
Sous-population du sud.....	7
RÉSULTATS.....	7
SOUS-POPULATION DU NORD	7
SOUS-POPULATION DU CENTRE	13
SOUS-POPULATION DU SUD	17
DISCUSSION.....	21
PERFORMANCE DES MODÈLES.....	21
INCERTITUDE	24
CONCLUSION	25
RÉFÉRENCES CITÉES.....	25
FIGURES.....	29
MODÈLE DE LA SOUS-POPULATION DU NORD	29
MODÈLE DE LA SOUS-POPULATION DU CENTRE	55
MODÈLE DE LA SOUS-POPULATION DU SUD	79
ANNEXE 1 : ANALYSES DE SENSIBILITÉ	103

RÉSUMÉ

La dernière évaluation du stock de hareng atlantique frayant à l'automne dans la division 4T et la sous-division 4Vn (division 4TVn) de l'Organisation des pêches de l'Atlantique Nord-Ouest (OPANO) a soulevé des préoccupations importantes qui ont déclenché le présent examen du cadre d'évaluation. Cet examen vise à évaluer une approche de modélisation état-espace qui tient mieux compte de la productivité et de la sélectivité variables dans le temps et qui offre une robustesse supérieure à celle des modèles antérieurs. Les principales avancées sont le passage des modèles statistiques des prises selon l'âge à un cadre de modélisation état-espace, le remplacement du modèle commun unique par des modèles propres aux sous-populations (nord, centre et sud) et la désagrégation des prises provenant des flottes de pêche à engins fixes et à engins mobiles avec une sélectivité estimée indépendamment. Ces changements structurels favorisent le réalisme biologique, réduisent la confusion liée aux paramètres et améliorent le rendement diagnostique. L'objectif consistait à mettre au point des modèles de base et de sensibilité et à déterminer celui qui était le mieux ajusté pour chaque sous-population. Dans l'ensemble, les modèles état-espace ont donné de bons résultats et leur utilisation est recommandée pour les évaluations et la gestion du stock à l'avenir.

INTRODUCTION

La dernière évaluation du stock de hareng atlantique frayant à l'automne dans la division 4T et la sous-division 4Vn (division 4TVn) de l'Organisation des pêches de l'Atlantique Nord-Ouest (OPANO) a soulevé des préoccupations importantes qui ont déclenché le présent examen du cadre d'évaluation (Maynard *et al.* 2024). Les principaux problèmes recensés étaient les baisses irréalistes de la mortalité naturelle variable dans le temps pour les jeunes poissons (âges 2 à 6) et la force gonflée des cohortes dans les prévisions démographiques (Maynard *et al.* 2024). Le modèle statistique des prises selon l'âge utilisé lors des évaluations précédentes avait été mis au point pour l'évaluation du stock de 2020 et mis en œuvre dans le logiciel AD Model Builder (ADMB; Turcotte *et al.* 2021a, Fournier *et al.* 2012). Il avait amélioré les tendances rétrospectives en permettant une variation dans le temps de processus qui sont souvent traités comme étant constants lors d'évaluations de stock (c.-à-d. la capturabilité, l'indice de biomasse d'après la prise par unité d'effort et la mortalité naturelle). Des tendances rétrospectives indiquent généralement que le modèle d'estimation est mal défini, possiblement en raison d'hypothèses incorrectes, comme une mortalité naturelle constante ou une capturabilité constante (Cadrin 2025). Cependant, le modèle statistique des prises selon l'âge restait limité par l'ajustement subjectif de la pénalité de vraisemblance et par un manque de flexibilité face à des processus complexes variant dans le temps.

En général, les modèles statistiques des prises selon l'âge estiment uniquement la mortalité par pêche et le recrutement propres à l'année en raison de degrés de liberté limités, souvent en fonction de vraisemblance pénalisées avec des valeurs fixes ou ajustées de façon itérative qui introduisent une subjectivité. Les modèles état-espace, tels que ceux mis en œuvre dans le progiciel écrit en R du modèle d'évaluation Woods Hole Assessment Model (WHAM; Stock and Miller 2021), y remédient à l'aide d'effets aléatoires, par l'estimation de composantes d'écart type, de façon à contraindre objectivement la variation temporelle tout en réduisant le nombre total de paramètres. La souplesse de WHAM permet d'inclure des effets aléatoires pour les processus clés, notamment la mortalité naturelle, le nombre de poissons selon l'âge, la sélectivité et la capturabilité, tout en soutenant l'inclusion de covariables environnementales en vue de relier la dynamique de la population à des facteurs externes.

Le présent examen du cadre d'évaluation explore un cadre de modélisation état-espace qui intègre des approches mécanistes (fondées sur des covariables environnementales) et empiriques (effets aléatoires stochastiques) de façon à mieux tenir compte de la productivité et de la sélectivité variant dans le temps, fournissant ainsi une robustesse supérieure à celle des modèles antérieurs. Les principales avancées sont le passage des modèles statistiques des prises selon l'âge à un cadre de modélisation état-espace, le remplacement du modèle unique fondé sur des paramètres et des indices communs par des modèles propres aux sous-populations (nord, centre et sud), la désagrégation des prises provenant des flottes de pêche à engins fixes et à engins mobiles avec une sélectivité estimée indépendamment, et l'intégration des effets de l'abondance des prédateurs sur la mortalité naturelle des poissons âgés. Ces changements structurels devraient favoriser le réalisme biologique, réduire la confusion liée aux paramètres et améliorer le rendement diagnostique.

MÉTHODES

STRUCTURE DU STOCK

Des modèles distincts ont été mis au point sur la base de l'hypothèse que le hareng atlantique de la division 4TVn de l'OPANO frayant à l'automne forment une métapopulation qui peut être

évaluée et gérée en fonction de trois sous-populations (nord, centre et sud), définies en fonction de frayères spatialement distinctes recensées lors d'évaluations précédentes. La fraie se produit de manière prévisible dans ces frayères définies dans l'espace et dans le temps, lesquelles soutiennent la majeure partie de la pêche au filet maillant. Le hareng atlantique fait preuve d'une grande fidélité à leur frayère natale, comportement qui correspond à une structure de métapopulation (McQuinn 1997; Brophy *et al.* 2006; Moll *et al.* 2025). Par conséquent, les relevés ont été attribués sélectivement à la sous-population la plus pertinente en fonction des données accessibles sur les déplacements. Les données provenant du relevé acoustique de la baie des Chaleurs et Miscou (BDCM) et du relevé multi-espèces au chalut de fond par navire de recherche (RV) n'ont été utilisées que lorsqu'il était approprié de le faire sur le plan biologique (Turcotte *et al.* Sous presse). Dans le contexte des cadres d'évaluation précédents, les données de ces relevés étaient appliquées uniformément à toutes les sous-populations, ce qui peut avoir introduit de l'information trompeuse sur la dynamique des sous-populations pour lesquelles ces relevés étaient moins représentatifs.

PARAMÈTRES VARIABLES DANS LE TEMPS

Mortalité naturelle

Des données probantes indiquent que l'absence de rétablissement des poissons de fond dans le sud du golfe du Saint-Laurent (sGSL) reflète une augmentation substantielle de la mortalité naturelle des grands poissons démersaux et que ces tendances liées à la mortalité représentent un vaste phénomène à l'échelle de l'écosystème (Swain and Benoît 2015). L'un des principaux facteurs qui contribuent à cette mortalité naturelle élevée est la prédation par le phoque gris (*Halichoerus grypus*), qui a été liée à une augmentation généralisée de la mortalité chez les poissons de fond adultes (Benoît and Swain 2008; Swain and Benoît 2015; Neuenhoff *et al.* 2019; Rossi *et al.* 2021). Il a également été démontré que le risque de prédation par le phoque gris entraîne des changements dans la répartition spatiale de nombreux poissons de fond dans le sGSL, les individus se déplaçant vers des zones plus profondes, où le risque est plus faible, à mesure que la pression de prédation augmente dans les habitats habituels (Swain *et al.* 2015).

L'abondance des prédateurs principaux du hareng atlantique dans le sGSL a changé de façon marquée au cours des dernières décennies (Benoît and Rail 2016). Le hareng atlantique qui fraie au printemps dans le sGSL est une proie importante pour le phoque gris (*Halichoerus grypus*), le fou de Bassan (*Morus bassanus*), des cétacés, la morue franche (*Gadus morhua*), la merluche blanche (*Urophycis tenuis*) et le thon rouge de l'Atlantique (*Thunnus thynnus*). Parmi ceux-ci, la morue, le phoque, le thon et le fou de Bassan ont tous connu des changements importants de leur abondance, les tendances étant à la hausse pour les trois derniers. Les augmentations récentes de la mortalité naturelle chez les harengs âgés estimée par un modèle (Turcotte *et al.* 2021b; Rossi et Turcotte Sous presse) cadrent temporellement avec la croissance de l'abondance des principaux prédateurs, notamment le thon rouge de l'Atlantique (Turcotte *et al.* 2021b, 2021c, 2023) et le phoque gris (Hammill *et al.* 2023). Les autres facteurs pouvant expliquer la valeur élevée de M, comme les prises non déclarées ou des maladies, semblent négligeables d'après les données probantes accessibles (Turcotte *et al.* 2021b).

Les tendances liées à la mortalité naturelle variable dans le temps estimée pour les jeunes harengs frayant au printemps (groupe des âges 2 à 6) ont été corrélées à la baisse de l'abondance de la morue franche lors d'évaluations précédentes (Turcotte *et al.* 2021b). Cependant, dans le cas des harengs frayant à l'automne, la mortalité naturelle variable dans le temps pour ce groupe d'âges a chuté à près de zéro, une valeur irréaliste qui est susceptible d'introduire des effets corrélés concernant le recrutement et d'influer sur les estimations de la

mortalité naturelle des poissons âgés. Par conséquent, les modèles état-espace présentés ici ont été mis au point sur la base de l'hypothèse que la mortalité naturelle des jeunes poissons n'est pas bien étayée par les données accessibles sur la composition selon l'âge et qu'elle devrait être fixée ou estimée à un niveau moyen statique. Il est supposé que la mortalité naturelle variable dans le temps pour les poissons âgés peut être estimée de manière fiable soit à l'aide des données sur la composition selon l'âge, soit par l'inclusion de données sur les prédateurs principaux, c'est-à-dire le thon rouge de l'Atlantique et le phoque gris.

Le WHAM permet de modéliser les effets linéaires de covariables sur la mortalité naturelle (M). La moyenne de cette dernière peut être fixe ou estimée et les effets des covariables environnementales sont estimés à partir des données. Les effets des covariables peuvent être appliqués à des âges précis grâce à la cartographie des paramètres. En outre, l'erreur de processus liée à M peut être intégrée au moyen d'effets aléatoires de manière à tenir compte des écarts associés à la mortalité naturelle qui ne sont pas expliqués par des covariables environnementales.

Capturabilité selon la prise par unité d'effort au filet maillant

Une capturabilité variable dans le temps est courante dans les pêches et les relevés (Wilberg *et al.* 2010), et elle varie souvent avec l'abondance ou la répartition des stocks (p. ex. Peterman and Steer 1981; Harley *et al.* 2001). Un résultat typique est l'hyperstabilité, où la capturabilité augmente à mesure que l'abondance diminue, ce qui fait en sorte que la prise par unité d'effort (CPUE) reste élevée malgré la diminution de la population (Hilborn and Walters 1992). Ce scénario est courant chez les petits poissons pélagiques parce qu'ils vivent en bancs et que les rassemblements de reproducteurs sont ciblés par les pêches, ce qui peut masquer les baisses de l'abondance et retarder la constatation de l'effondrement d'un stock (Erisman *et al.* 2011). Dans certains cas, la capturabilité dépendante de la densité peut même entraîner un « effondrement du stock dû à la capturabilité » (Pitcher 1995; Mackinson *et al.* 1997). Winters et Wheeler (1985) ont démontré que la capturabilité des stocks de harengs dans l'Atlantique Nord-Ouest est inversement proportionnelle à la zone de ces stocks. Dans la baie Fortune, les réductions de l'abondance ont été associées à des contractions dans la répartition plutôt qu'à des changements dans la densité dans une zone stable.

Deux versions de l'indice de CPUE ont été évaluées lors des analyses de sensibilité pour tous les modèles de sous-populations. L'indice de CPUE fondé sur un modèle linéaire généralisé (GLM) a été utilisé lors des évaluations précédentes, tandis que Maynard *et al.* (Sous presse) en ont établi une version actualisée, à savoir l'indice de CPUE fondé sur un modèle additif généralisé (GAM). Toutefois, une grande incertitude demeure quant à la fiabilité des deux indices, car leurs valeurs sont très sensibles aux données et aux hypothèses utilisées pour la reconstitution des données sur l'effort (Maynard *et al.* Sous presse).

Sélectivité

La composition des prises au filet maillant selon l'âge varie considérablement d'après les données sur les trois sous-populations. Il a été déterminé que cette variation était causée par des changements, au fil des ans, dans la taille des poissons selon l'âge et la taille des mailles des filets (Turcotte *et al.* Sous presse). Par conséquent, la sélectivité de la pêche commerciale au filet maillant devrait être modélisée à l'aide d'effets aléatoires dans les modèles des sous-populations. La sélectivité associée aux poissons jeunes devrait diminuer au fil du temps. La courbe de la sélectivité moyenne devrait avoir une forme de dôme, car l'apogée de la sélectivité d'après la modélisation de la sélectivité selon la longueur se produit à l'âge 10 en moyenne sur l'ensemble des années (Turcotte *et al.* Sous presse).

Le relevé acoustique des frayères ne fournit pas de données sur la composition selon l'âge. La fonction de sélectivité pour ce relevé a été définie à l'aide du moment moyen de la maturité selon l'âge calculé sur l'ensemble des années. Cette approche repose sur l'hypothèse selon laquelle les poissons immatures ne se regroupent pas dans les frayères et qu'ils ne sont donc pas présents lors du relevé acoustique. Cette hypothèse est étayée par les données sur la composition selon l'âge et la maturité des poissons capturés lors d'un relevé expérimental au filet maillant dans les frayères, où les poissons d'âge 2, d'âge 3 et immatures étaient largement absents (Turcotte *et al.* Sous presse).

DONNÉES

Les données d'entrée ont été sélectionnées à la suite d'un examen des données propres à la région (Turcotte *et al.* Sous presse). Les recommandations n'ont pas été suivies lorsque les diagnostics de modèle étaient insatisfaisants ou lorsque les paramètres associés aux sources de données n'étaient pas estimables. Les deux modèles axés sur la flotte (à engins fixes et à engins mobiles) ont été analysés en premier. Les prises de la flotte à engins mobiles étaient celles de la pêche côtière régionale et de la pêche d'hiver. Comme aucune information ne permet de répartir les prises en fonction des caractéristiques biologiques des poissons ou par sous-population, les prises de la pêche d'hiver ont été réparties entre les régions en fonction de la proportion de chacune dans le total des prises au filet maillant, conformément aux évaluations précédentes (Turcotte *et al.* Sous presse). La proportion et le poids selon l'âge des prises de la pêche d'hiver ont été combinés proportionnellement au total des prises régionales de la pêche côtière régionale et de la pêche d'hiver. Le coefficient de variation associé aux sources des prises a été établi à partir d'une évaluation subjective de la fiabilité des indices sur les plans de la précision et de la mesure dans laquelle ils étaient susceptibles d'être proportionnels à la biomasse (Francis *et al.* 2002; Francis 2011).

Données d'entrée

- Prises selon l'âge : total des prises, proportion selon l'âge et poids selon l'âge par flotte de pêche (engins fixes [filets maillants] et engins mobiles [sennes]);
- Relevé BDCM du MPO;
- Relevé multi-espèces au chalut de fond par navire de recherche du MPO;
- Relevé acoustique des frayères;
- Relevé expérimental au filet maillant;
- Courbes de l'âge à la maturité;
- Indices de l'abondance des prédateurs;
- Indice CPUE-GLM (ancien) et indice CPUE-GAM (nouveau);
- Poids selon l'âge à l'échelle du stock (1^{er} septembre) provenant de la pêche.

MODÈLES DES SOUS-POPULATIONS

Une description complète de la structure du progiciel du WHAM et des équations de modèle se trouve dans Stock and Miller (2021). Afin d'établir un modèle de base aboutissant à des diagnostics acceptables pour chaque sous-population, les paramétrages initiaux ont été testés par rapport aux diagnostics associés aux hypothèses ci-dessous.

-
1. Options liées à la vraisemblance de la composition selon l'âge : distribution de Dirichlet regroupant les observations nulles avec les âges adjacents; distribution de Dirichlet traitant les observations nulles comme étant manquantes; distribution logistique normale traitant les observations nulles comme étant manquantes; distribution logistique normale regroupant les observations nulles avec les âges adjacents; distribution logistique normale traitant les observations nulles comme étant manquantes avec une corrélation autorégressive de premier ordre (AR1).
 2. Options liées au nombre de poissons selon l'âge : effets aléatoires sur tous les nombres de poissons selon l'âge (état-espace complet) ou sur les recrues uniquement; effets aléatoires indépendants et distribués de manière identique; corrélation AR1 par âge (AR1_a); corrélation AR1 par année (AR1_y); corrélation AR1 par âge et par année (2DAR1).
 3. Options liées au nombre de poissons selon l'âge pendant l'année 1 : effets fixes propres à l'âge; équilibre; effets aléatoires indépendants propres à l'âge; effets aléatoires propres à l'âge avec corrélation AR1.
 4. Modèle de recrutement : recrutement annuel traité comme une marche aléatoire avec les écarts annuels traités comme des effets aléatoires; recrutement moyen et recrutement annuel traités comme des effets aléatoires; stock-recrutement de Beverton-Holt; stock-recrutement de Ricker.

Des hypothèses précises concernant la mortalité naturelle et la sélectivité pour chaque sous-population ont été définies, comme il est décrit dans les sections suivantes. Une fois les modèles de base établis pour les sous-populations, des analyses de sensibilité ont été réalisées en fonction de différentes sources de données et le paramétrage des processus clés a été effectué. Les principales analyses de sensibilité ont exploré d'autres hypothèses structurelles concernant la mortalité naturelle, la sélectivité, l'erreur de processus liée au nombre de poissons selon l'âge, les effets de l'abondance des prédateurs sur M et l'utilisation de la CPUE de la pêche à engins fixes comme indice d'abondance pour tous les âges agrégés avec une capturabilité variable dans le temps.

Les diagnostics de modèle ont été évalués au moyen d'inspections visuelles de l'ajustement aux données, de vérifications de la convergence, de la valeur delta du critère d'information d'Akaike (AIC), de l'erreur type et de l'intervalle de confiance associés aux estimations des paramètres, d'un examen des résidus bruts et d'une étape à l'avance (OSA), d'analyses par variation des valeurs de départ et par auto-test, de profils rétrospectifs, du rho de Mohn et de la crédibilité biologique des estimations et des quantités dérivées.

Sous-population du nord

Les données d'entrée pour le modèle de base de la sous-population du nord étaient les suivantes : le total des prises, la proportion selon l'âge et le poids selon l'âge provenant de la pêche à engins fixes; le total des prises, la proportion selon l'âge et le poids selon l'âge provenant de la pêche à engins mobiles; l'indice de biomasse pour tous les âges agrégés, la proportion selon l'âge et le poids selon l'âge provenant du relevé acoustique BDCM; l'indice de biomasse provenant du relevé acoustique des frayères et les courbes annuelles de la maturité selon l'âge. Les coefficients de variation liés aux prises agrégées étaient de 0,1 pour le total des prises des deux flottes, de 0,5 pour le relevé acoustique BDCM et de 0,25 pour le relevé acoustique des frayères. Le biais pour l'erreur de processus liée au nombre de poissons selon l'âge n'a pas été corrigé.

Dans le modèle de base, M a été modélisée comme une valeur moyenne fixée à 0,3 et l'erreur de processus a été modélisée au moyen d'effets aléatoires et d'une structure de

corrélation AR1 sur l'ensemble des années. La sélectivité moyenne de la pêche à engins fixes a été modélisée en fonction de l'âge et l'erreur de processus a été modélisée à l'aide d'un processus AR1 sur l'ensemble des années. Les paramètres ont été estimés librement, sauf ceux pour les âges 8 et 9 qui ont été fixés à 1 de façon à éviter les problèmes liés aux limites après l'examen des analyses de sensibilité sans paramètres fixes. La sélectivité de la pêche à engins mobiles a été modélisée sous forme de courbes logistiques pour trois blocs de temps (de 1978 à 1989, de 1990 à 2005 et de 2006 à 2023). La sélectivité du relevé acoustique BDCM a été modélisée comme une courbe logistique. La sélectivité du relevé acoustique des frayères a été modélisée comme une sélectivité fixe selon l'âge fondée sur le moment moyen de la maturité selon l'âge pour toutes les régions et toutes les années.

Les analyses de sensibilité ont permis des écarts par rapport au modèle de base. Les modèles fondés sur M ont exploré l'estimation d'une M moyenne ou la fixation d'une M moyenne à des valeurs autres que 0,3 (0,2 ou 0,4) au moyen d'effets aléatoires indépendants et distribués de manière identique ou d'une corrélation AR1 pour toutes les années, et l'utilisation de différents groupes d'âge. Les modèles fondés sur la sélectivité ont été explorés à l'aide d'une structure de corrélation par année et par âge (2DAR1) pour les effets aléatoires de la pêche à engins fixes au lieu d'une corrélation AR1 sur l'ensemble des années. Les modèles fondés sur la prédation ont été explorés au moyen des effets de l'abondance des prédateurs sur M à l'aide d'une marche aléatoire ou d'une corrélation AR1 sur l'ensemble des années en vue de modéliser l'abondance des prédateurs. L'effet des prédateurs a été modélisé comme étant linéaire sans décalage annuel et partagé sur les estimations de la mortalité naturelle pour les âges avancés seulement (7 à 11+). Enfin, les modèles fondés sur les indices CPUE-GAM et CPUE-GLM provenant de la pêche au filet maillant ont exploré l'ajout de l'indice de biomasse d'après la CPUE pour tous les âges agrégés et l'estimation de la variation temporelle de la capturabilité du relevé à l'aide d'une marche aléatoire ou d'un processus AR1. Les paramètres de l'écart type concernant les effets aléatoires liés à la valeur de q d'après la CPUE sur l'ensemble des années ont également été fixés à différentes valeurs dans les analyses de sensibilité.

Sous-population du centre

Les données d'entrée pour le modèle de base de la sous-population du centre étaient les suivantes : le total des prises, la proportion selon l'âge et le poids selon l'âge provenant de la pêche à engins fixes; le total des prises, la proportion selon l'âge et le poids selon l'âge provenant de la pêche à engins mobiles; l'indice de biomasse pour tous les âges agrégés et la proportion selon l'âge provenant du relevé expérimental au filet maillant; l'indice de biomasse provenant du relevé acoustique des frayères et les courbes annuelles de la maturité selon l'âge. Les coefficients de variation liés aux prises agrégées étaient de 0,1 pour le total des prises de la pêche à engins fixes, de 0,3 pour le total des prises de la pêche à engins mobiles, de 0,3 pour le relevé expérimental au filet maillant et de 0,5 pour le relevé acoustique des frayères. Le biais pour l'erreur de processus liée au nombre de poissons selon l'âge n'a pas été corrigé.

Dans le modèle de base, M a été modélisée comme une valeur moyenne fixée à 0,3 et l'erreur de processus a été modélisée au moyen d'effets aléatoires indépendants et distribués de manière identique sur l'ensemble des années. La sélectivité moyenne de la pêche à engins fixes a été modélisée en fonction de l'âge et l'erreur de processus a été modélisée à l'aide d'un processus AR1 sur l'ensemble des années. Les paramètres pour les âges 9 et 10 ont été fixés à 1 de façon à éviter les problèmes liés aux limites après l'examen des analyses de sensibilité sans paramètres fixes. La sélectivité de la pêche à engins mobiles a été modélisée sous forme de courbes logistiques pour trois blocs de temps (de 1978 à 1989, de 1990 à 2005 et de 2006 à 2023). La sélectivité du relevé expérimental au filet maillant a été modélisée comme une courbe logistique. La sélectivité du relevé acoustique des frayères a été modélisée comme une

sélectivité fixe selon l'âge fondée sur le moment moyen de la maturité selon l'âge pour toutes les régions et toutes les années.

Les analyses de sensibilité permettant des écarts par rapport au modèle de base de la sous-population du centre étaient identiques à celles effectuées pour la sous-population du nord.

Sous-population du sud

Les données d'entrée pour le modèle de base de la sous-population du sud étaient les suivantes : le total des prises, la proportion selon l'âge et le poids selon l'âge provenant de la pêche à engins fixes et de la pêche à engins mobiles; l'indice de biomasse et la proportion selon l'âge provenant du relevé expérimental au filet maillant; l'indice de biomasse provenant du relevé acoustique des frayères et les courbes annuelles de la maturité selon l'âge. Les coefficients de variation liés aux prises agrégées étaient de 0,1 pour chaque flotte, de 1 pour le relevé expérimental au filet maillant et de 0,2 pour le relevé acoustique des frayères. Le biais pour l'erreur de processus liée au nombre de poissons selon l'âge n'a pas été corrigé.

Dans le modèle de base, M a été modélisée comme une valeur moyenne fixée à 0,3 et l'erreur de processus a été modélisée au moyen d'effets aléatoires et d'une structure de corrélation AR1 sur l'ensemble des années. La sélectivité moyenne de la pêche à engins fixes a été modélisée en fonction de l'âge et l'erreur de processus a été modélisée à l'aide d'un processus AR1 sur l'ensemble des années. Les paramètres pour les âges 8 et 9 ont été fixés à 1 de façon à éviter les problèmes liés aux limites après l'examen des analyses de sensibilité sans paramètres fixes. La sélectivité du relevé expérimental au filet maillant a été modélisée comme une courbe logistique. La sélectivité du relevé acoustique des frayères a été modélisée comme une sélectivité fixe selon l'âge fondée sur le moment moyen de la maturité selon l'âge pour toutes les régions et toutes les années.

Les analyses de sensibilité permettant des écarts par rapport au modèle de base de la sous-population du centre étaient identiques à celles effectuées pour la sous-population du nord. Des analyses de sensibilité supplémentaires ont été effectuées; pendant celles-ci, l'indice de biomasse et la composition selon l'âge provenant du relevé par navire de recherche ont été ajoutés et une erreur de processus liée à la valeur q du relevé par navire de recherche a été autorisée.

RÉSULTATS

SOUS-POPULATION DU NORD

Le modèle fondé sur les deux flottes a convergé et tous les paramètres ont pu être estimés. Il a été sélectionné comme configuration initiale du modèle de base, qui comprenait également le traitement des nombres de poissons selon l'âge pendant la première année comme des effets fixes propres à l'âge, la modélisation de l'erreur de processus liée aux nombres de poissons selon l'âge comme des effets aléatoires indépendants et distribués de manière identique sur l'ensemble des années et des âges, et l'utilisation d'une distribution de Dirichlet de la composition selon l'âge qui traitait les observations manquantes comme des effets aléatoires dans tous les ensembles de données sur la composition selon l'âge. Ces hypothèses de modèle ont été privilégiées à la suite de comparaisons des AIC et de vérifications diagnostiques. Le modèle qui s'est avéré le plus performant lors des analyses de sensibilité est appelé « modèle de la sous-population du nord »; toutes les autres configurations utilisées lors des analyses de sensibilité ci-dessous ont été comparées à celui-ci.

La première série d'analyses de sensibilité était axée sur d'autres formules liées à la mortalité naturelle (annexe 1). Dans le modèle de la sous-population du nord, la M moyenne a été fixée à 0,3 pour l'ensemble des âges et des années, et l'erreur de processus liée à M a été modélisée comme des effets aléatoires suivant une structure de corrélation AR1 pour toutes les années et partagés entre les âges 7 et 11+. Une analyse de sensibilité ne permettant pas d'erreur de processus liée à M a affiché un AIC supérieur et un biais supérieur lors de l'analyse rétrospective, même si une erreur de processus liée au nombre de poissons par âge était autorisée sous la forme d'effets aléatoires indépendants et distribués de manière identique. Les analyses de sensibilité permettant une erreur de processus liée à M, mais fixant plutôt la M moyenne à 0,2 ou 0,4, n'ont pas convergé ou ont donné des valeurs de AIC supérieures à celles du modèle de la sous-population du nord. Les modèles estimant la M moyenne n'ont pas convergé non plus lors de l'utilisation d'une structure de corrélation AR1 pour l'erreur de processus liée à la M des poissons d'âge avancé, ou ils ont produit des tendances rétrospectives prononcées lorsque l'erreur de processus était traitée comme des effets aléatoires indépendants et distribués de manière identique sur l'ensemble des années.

Pour la pêche à engins fixes, le modèle de la sous-population du nord a utilisé une sélectivité propre à l'âge avec une structure de corrélation AR1 pour les effets aléatoires annuels. Une structure de corrélation plus complexe (2DAR1) a produit des valeurs identiques pour le AIC et le rho de Mohn. Le modèle AR1, plus simple, a donc été retenu.

Les modèles permettant à l'abondance des prédateurs d'avoir un effet sur M ont convergé, mais les effets des covariables sur M présentaient une erreur relative élevée. Lors des deux analyses de sensibilité liées aux effets de l'abondance des prédateurs, le modèle utilisant une marche aléatoire pour modéliser l'abondance des prédateurs a affiché un AIC inférieur à celui du modèle utilisant une structure de corrélation AR1. Cependant, les effets des deux modèles sur M présentaient une erreur relative élevée. Le modèle ayant le mieux performé a estimé l'effet moyen du phoque gris à $\beta = 0,419$ (erreur relative (ER) = 0,168; IC à 95 % de 0,091 à 0,748) et l'effet moyen du thon rouge de l'Atlantique à $\beta = -0,022$ (ER = 0,153; IC à 95 % de -0,321 à 0,277). Les estimations de M selon l'âge qui en ont résulté étaient presque identiques aux estimations de M sans l'effet de prédation. Par conséquent, les modèles tenant compte des effets de l'abondance des prédateurs n'ont pas été retenus.

Enfin, les modèles qui intégraient l'indice de biomasse d'après la CPUE de la pêche au filet maillant en tant qu'indice de biomasse supplémentaire ont donné de mauvais résultats dans l'ensemble. Dans un modèle où l'erreur de processus liée à la capturabilité a été modélisée comme des effets aléatoires selon une corrélation AR1, l'écart type du processus a été estimé à $\sigma = 0,25$ (ER = 0,054; IC à 95 % de 0,122 à 0,345) et l'autocorrélation a été établie à $\rho = 0,985$ (ER = 0,021; IC à 95 % de 0,783 à 0,999). Les estimations annuelles correspondantes de q allaient de 0,25 à 3,49, soit une augmentation de 1 296 %. En comparaison, le modèle statistique des prises selon l'âge dans ADMB, qui comprend des distributions a priori et des pénalités de vraisemblance pour q, a produit des estimations de q qui n'ont varié que d'environ 100 %. Afin d'évaluer si la restriction des écarts liés à q dans les modèles état-espace améliorerait la performance, les modèles ont été exécutés avec des valeurs fixes pour l'écart type selon une corrélation AR1 ou sans erreur de processus liée à q (q stationnaire). Aucun de ces modèles n'a convergé. Pour atteindre la convergence, il a fallu fixer les paramètres de la sélectivité du relevé acoustique BDCM. Par rapport aux modèles utilisant l'indice CPUE-GAM, le modèle de sensibilité utilisant l'indice CPUE-GLM et un processus AR1 pour les effets aléatoires liés à q a généré des estimations de l'écart type et de la corrélation très similaires, et un taux d'augmentation similaire des estimations de q au fil du temps (une augmentation de 1 112 %).

Les hypothèses concernant l'erreur de processus liée à la capturabilité, soit la structure de corrélation ou l'ampleur de l'écart type, ont eu une forte influence sur la biomasse du stock reproducteur (BSR) estimée (figure 1). Les modèles sans erreur de processus liée à q selon la CPUE ou les modèles limitant les écarts de q ont généré de grandes différences dans la dynamique de la BSR comparativement à un modèle estimant l'écart type et la corrélation pour q ou à un modèle sans indice de CPUE. L'ajustement du modèle sans indice de CPUE et l'ajustement du modèle sans restrictions de l'erreur de processus liée à q ont abouti à des BSR presque identiques. Ainsi, pour inclure l'indice de CPUE dans le modèle d'évaluation du stock, il faut limiter l'erreur de processus liée à q à l'aide de valeurs subjectives en vue d'atteindre la convergence, ce qui aboutit à une dynamique du stock très différente. La subjectivité introduite dicte donc la dynamique du stock.

Afin d'étudier la relation entre la biomasse et la CPUE, les modèles additifs généralisés ont été ajustés selon les indices de biomasse d'après la CPUE et les estimations de la BSR provenant de modèles non ajustés selon les indices de CPUE. La relation attendue est une courbe de puissance si la CPUE est hyperstable en cas de variation de la BSR, ou une relation linéaire si la CPUE est directement proportionnelle à la BSR (Harley *et al.* 2001). Pour le modèle utilisant l'indice CPUE-GLM, il n'y avait pas de relation avec la BSR (figure 2). Pour le modèle utilisant l'indice CPUE-GAM, la relation était contraire à ce qui était attendu; en effet, la CPUE augmentait lorsque la BSR diminuait. Par conséquent, le modèle utilisant l'indice CPUE-GLM peut être considéré comme étant peu informatif.

Compte tenu de l'incertitude des données liées à l'indice de CPUE lui-même en raison de la grande sensibilité aux hypothèses d'effort (Maynard *et al.* Sous presse) et de la mauvaise performance des modèles estimant l'erreur de processus liée à q selon la CPUE, ces structures de modèle n'ont pas été conservées.

Parmi tous les modèles mis à l'essai, le modèle de base est celui qui a donné les meilleurs résultats; il a donc été utilisé pour l'estimation des états et des processus du stock décrits ci-dessous. Le gradient maximal était de $9,25e-12$. L'analyse par variation des valeurs de départ a produit des estimations des valeurs du logarithme du rapport de vraisemblance négatif, de la BSR et de la mortalité par pêche (F) qui étaient identiques à celles du modèle de base. Les résultats des auto-tests de simulation correspondant aux limites inférieure (2,5 %) et supérieure (97,5 %) de l'intervalle pour la BSR et F couvraient zéro pour toutes les années, ce qui indique que les échantillons simulés ont produit des estimations semblables aux estimations de base.

Le modèle de base ajusté aux données sur la composition selon l'âge a donné de bons résultats pour la pêche à engins fixes, aboutissant à de petits résidus distribués aléatoirement et à des résidus OSA sans tendances par année, par âge ni par cohorte (figures 4 et 5). Les résultats pour la pêche à engins mobiles comportaient des regroupements de résidus positifs plus importants aux âges 3 et 4 et des résidus négatifs plus importants aux âges 5 et 6 (figure 6). Les résidus OSA par année, par âge ou par cohorte n'affichaient aucune tendance majeure (figure 7). La composition selon l'âge provenant du relevé acoustique BDCM affichait des résidus plus importants aux âges 2 à 4, mais dans l'ensemble, les résidus ne présentaient aucun bloc apparent (figure 8). Les résidus OSA par année, par âge ou par cohorte n'affichaient aucune tendance (figure 9).

L'ajustement du modèle aux prises des pêches à engins fixes et à engins mobiles était acceptable (figures 10 et 11). L'ajustement du modèle aux données du relevé acoustique BDCM était acceptable compte tenu des fortes variations interannuelles de la biomasse totale provenant de ce relevé (figure 12). Les résidus les plus importants ont été observés au cours de deux périodes : à la fin des années 1990, où les estimations du modèle étaient inférieures aux observations, et à la fin des années 2000, où les estimations du modèle étaient supérieures aux

observations. Cependant, les résidus standardisés sur l'échelle logarithmique se situaient tous à ± 2 . L'ajustement du modèle aux données du relevé acoustique des frayères était acceptable compte tenu des fortes variations interannuelles de la biomasse totale provenant de ce relevé (figure 13). Les bandes de l'intervalle de confiance pour l'ajustement du modèle aux indices et aux prises agrégées comprenaient des valeurs nulles pour toutes les années, et elles n'affichaient aucune tendance systématique pour l'ajustement du modèle au fil du temps (figure 14).

L'analyse rétrospective a révélé un biais modéré lié à la moyenne de F (figure 15), avec un p de Mohn de 0,151. L'extraction initiale présentait une sous-estimation (biais négatif), tandis que les trois extractions suivantes présentaient une surestimation constante (biais positif). Les tendances rétrospectives du recrutement étaient similaires (figure 16), avec un p de Mohn de -0,156. La BSR est le paramètre qui affichait le moins de tendances rétrospectives (figure 17), avec de petits écarts et un p de Mohn de -0,073. Dans l'ensemble, même si la moyenne de F et le recrutement présentaient un biais systématique modeste, les estimations de la BSR se sont avérées robustes lors des omissions de l'année terminale, ce qui appuie la fiabilité du modèle.

De façon générale, les paramètres du modèle ont été bien estimés, avec une erreur type et un intervalle de confiance acceptables (tableau 1). L'écart type pour les effets aléatoires liés au nombre de poissons selon l'âge a été estimé à 0,42 pour l'âge 2 et à 0,08 pour les âges 3 à 11+. Ainsi, les écarts pour les nombres de poissons aux âges 3 à 11+ étaient faibles et ne présentaient aucune tendance majeure (figure 18).

La capturabilité a été estimée de façon fiable, la valeur de q pour le relevé BDCM et le relevé des frayères (0,34 et 0,23, respectivement) montrant une erreur type faible et un intervalle de confiance étroit.

La sélectivité moyenne de la pêche à engins fixes présentait une forme de dôme pour tous les âges (figure 19), l'estimation étant précise pour les âges les plus jeunes et les plus avancés, mais s'accompagnant d'une incertitude modérée pour l'âge 5. Les âges 2 et 3 présentaient une très faible sélectivité moyenne, avec des intervalles de confiance relativement étroits et des erreurs types faibles. La valeur pour les âges 8 et 9 a été fixée à 0,99 de façon à éviter les problèmes liés aux limites et à représenter une sélection complète. La valeur pour l'âge 10 est demeurée élevée et a été estimée avec précision, tandis que la sélection moyenne pour l'âge 11+ a chuté à 0,53 et était accompagnée d'une incertitude élevée. Cette courbe de la sélectivité moyenne représente une moyenne sur l'ensemble de la série chronologique; toutefois, une variation interannuelle importante de la sélectivité selon l'âge découlant de changements dans la taille des poissons selon l'âge et la configuration des filets maillants est explicitement modélisée au moyen d'effets aléatoires (figure 20). Ainsi, les paramètres estimés au moyen d'un processus AR1 ont affiché une variation et une corrélation élevées ($\sigma = 0,78$ et $\rho = 0,90$) ainsi qu'une faible erreur relative. La tendance générale liée à la pêche à engins fixes était une baisse de la sélectivité pour les poissons des âges 2 à 7. La sélectivité pour les poissons des âges 10 et 11+ diminuait aussi à mesure que leur abondance dans la population diminuait au fil du temps.

Les paramètres de la sélectivité logistique de la pêche à engins mobiles (figure 21) et du relevé acoustique BDCM (figure 22) ont été estimés avec précision. La sélectivité du relevé acoustique des frayères correspondait au moment de la maturité selon l'âge (figure 23).

Les paramètres de la mortalité naturelle estimés au moyen d'un processus AR1 ont montré une précision modérée (erreur relative d'environ 40 % pour σ et ρ), les erreurs types et les intervalles de confiance indiquant une définition acceptable, mais pas solide, des paramètres. La mortalité naturelle moyenne a été fixée à 0,3, et les estimations ponctuelles pour le groupe des âges 7 à 11+ variaient entre 0,17 et 0,86 (figure 24). La valeur de M est restée faible entre

1978 et 2010, à l'exception d'une légère augmentation à la fin des années 1990. Elle a ensuite augmenté rapidement pour atteindre un maximum en 2014 et a lentement diminué jusqu'en 2021. Les prélèvements dus à M dans le groupe des âges 7 à 11+ ont varié entre 1 591 et 58 749 tonnes (t) par année, avec une moyenne de 18 625 t pour l'ensemble de la série chronologique.

L'incertitude associée aux tendances de la BSR et de F était faible (figure 25). Deux périodes de BSR supérieure sont survenues : au milieu des années 1980 et autour de 2010. La BSR a diminué entre 2010 et 2022. La valeur de F pour les poissons entièrement sélectionnés était proche de 1 pendant les trois premières années de la série chronologique, puis elle a rapidement diminué. La valeur de F a augmenté lentement pour atteindre environ 0,5 en 2000, puis elle s'est chiffrée à une moyenne de 0,3 entre 2014 et 2022. La valeur de F était de 0,13 en 2023.

Tableau 1. Estimations des paramètres, erreurs types et intervalles de confiance pour le modèle de la sous-population du nord. Un tiret (–) représente un paramètre fixe.

Paramètre	Estimation	Erreur type	IC à 95 % inférieur	IC à 95 % supérieur
σ NAA (âge 2)	0,42	0,06	0,32	0,54
σ NAA (âges 3 à 11+)	0,08	0,03	0,04	0,16
q, poissons entièrement sélectionnés, BDCM	0,34	0,05	0,25	0,46
q, poissons entièrement sélectionnés, SG	0,23	0,04	0,16	0,33
Sélectivité moyenne, âge 2, engins fixes (bloc 1)	3,85E-04	3,83E-04	5,47E10-5	0,00
Sélectivité moyenne, âge 3, engins fixes (bloc 1)	0,01	0,01	9,35E10-4	0,04
Sélectivité moyenne, âge 4, engins fixes (bloc 1)	0,11	0,09	0,02	0,44
Sélectivité moyenne, âge 5, engins fixes (bloc 1)	0,46	0,24	0,11	0,85
Sélectivité moyenne, âge 6, engins fixes (bloc 1)	0,81	0,15	0,39	0,97
Sélectivité moyenne, âge 7, engins fixes (bloc 1)	0,96	0,04	0,78	0,99
Sélectivité moyenne, âge 8, engins fixes (bloc 1)	0,99	–	–	–
Sélectivité moyenne, âge 9, engins fixes (bloc 1)	0,99	–	–	–
Sélectivité moyenne, âge 10, engins fixes (bloc 1)	0,95	0,05	0,72	0,99
Sélectivité moyenne, âge 11+, engins fixes (bloc 1)	0,53	0,25	0,14	0,89
a50, engins mobiles (bloc 2)	3,97	0,32	3,36	4,60
1/pente (à la hausse), engins mobiles (bloc 2)	0,87	0,09	0,71	1,06
a50, engins mobiles (bloc 3)	3,54	0,20	3,15	3,94
1/pente (à la hausse), engins mobiles (bloc 3)	0,68	0,06	0,58	0,81
a50, engins mobiles (bloc 4)	3,23	0,18	2,89	3,58
1/pente (à la hausse), engins mobiles (bloc 4)	0,69	0,06	0,57	0,82
a50, BDCM (bloc 5)	1,30	0,10	1,12	1,50
1/pente (à la hausse), BDCM (bloc 5)	0,42	0,09	0,27	0,64
Sélectivité, âge 2, SG (bloc 6)	0,03	–	–	–
Sélectivité, âge 3, SG (bloc 6)	0,48	–	–	–
Sélectivité, âge 4, SG (bloc 6)	0,96	–	–	–
Sélectivité, âge 5, SG (bloc 6)	1,00	–	–	–
Sélectivité, âge 6, SG (bloc 6)	1,00	–	–	–
Sélectivité, âge 7, SG (bloc 6)	1,00	–	–	–
Sélectivité, âge 8, SG (bloc 6)	1,00	–	–	–
Sélectivité, âge 9, SG (bloc 6)	1,00	–	–	–
Sélectivité, âge 10, SG (bloc 6)	1,00	–	–	–
Sélectivité, âge 11+, SG (bloc 6)	1,00	–	–	–
σ EA sélectivité, engins fixes (bloc 1)	0,78	0,11	0,60	1,02
ρ EA sélectivité AR1 (année), engins fixes (bloc 1)	0,90	0,07	0,66	0,97
Composition selon l'âge, engins fixes, Dirichlet : dispersion (Φ)	215,32	24,86	171,72	270,00
Composition selon l'âge, engins mobiles, Dirichlet: dispersion (Φ)	46,84	3,72	40,09	54,72
Composition selon l'âge, BDCM, Dirichlet : dispersion (Φ)	31,73	3,35	25,80	39,01
σ EA M	0,36	0,16	0,15	0,86
ρ EA M AR1 (année)	0,65	0,28	-0,170	0,94

La relation entre le recrutement et la BSR ne semblait pas indiquer qu'une relation stock-recrutement pourrait décrire la dynamique du recrutement, comme l'a montré la valeur supérieure du AIC des modèles fondés sur la relation stock-recrutement de Ricker ou de Beverton-Holt (figure 26). Le recrutement était très variable, mais généralement supérieur entre 1978 et 1990 et inférieur entre 1991 et 2004 (figure 27). Il y a eu plusieurs années de recrutement élevé entre 2005 et 2010. Le recrutement a ensuite diminué jusqu'à des niveaux faibles, puis a légèrement augmenté au cours des dernières années. La BSR en 2023 a été estimée à 54 232 t (IC à 95 % de 35 240 à 83 458).

SOUS-POPULATION DU CENTRE

Le modèle fondé sur les deux flottes a convergé et tous les paramètres ont pu être estimés. Il a été sélectionné comme configuration initiale du modèle de base, qui comprenait également le traitement des nombres de poissons selon l'âge pendant la première année comme des effets fixes propres à l'âge, l'autorisation d'une erreur de processus liée aux nombres de poissons selon l'âge pour les âges 3 à 11+ et l'utilisation d'une distribution de Dirichlet de la composition selon l'âge qui traitait les observations manquantes comme des effets aléatoires dans tous les ensembles de données sur la composition selon l'âge. Ces hypothèses de modèle ont été privilégiées à la suite de comparaisons des AIC et de vérifications diagnostiques. Le modèle qui s'est avéré le plus performant lors des analyses de sensibilité est appelé « modèle de la sous-population du centre »; toutes les autres configurations ont été comparées à celui-ci.

La première série d'analyses de sensibilité était axée sur d'autres formules liées à la mortalité naturelle (annexe 1). Dans le modèle de la sous-population du centre, la M moyenne a été fixée à 0,3 pour l'ensemble des âges et des années. Les écarts négatifs liés aux nombres de poissons des âges 9 à 11+ issus d'un modèle permettant une erreur de processus liée au nombre de poissons selon l'âge avec traitement comme des effets aléatoires indépendants et distribués de manière identique sur l'ensemble des années donnent à penser que l'erreur de processus liée à M pour les âges 9 à 11+ serait probablement appropriée. Des analyses de sensibilité utilisant différents groupes d'âges pour l'erreur de processus liée à M ont confirmé que le fait de fixer M pour les âges 2 à 8 et le fait de permettre une erreur de processus liée à M pour le groupe des âges 9 à 11+ aboutissaient au biais le plus faible lors des auto-tests. Afin de faciliter la convergence, le paramètre sigma de l'erreur de processus liée à la mortalité naturelle a été fixé à 0,35, sur la base des valeurs estimées par les modèles des sous-populations du nord et du sud. L'erreur de processus liée à M a été modélisée comme des effets aléatoires avec corrélation AR1 partagés entre les âges 9 à 11+ sur toutes les années. Une analyse de sensibilité ne permettant pas d'erreur de processus liée à M a affiché un AIC supérieur et un biais supérieur lors de l'analyse rétrospective. Une analyse de sensibilité ne permettant pas d'erreur de processus liée à M, mais permettant des effets aléatoires indépendants et distribués de manière identique pour le nombre de poissons selon l'âge, a produit un AIC inférieur à celui du modèle de la sous-population du centre, mais un biais supérieur lors de l'analyse rétrospective de la BSR. Les analyses de sensibilité estimant la valeur moyenne de M n'ont pas convergé avec des effets aléatoires indépendants et distribués de manière identique ni avec une corrélation AR1 au fil des années. Les modèles où la valeur moyenne de M était fixée à 0,4 n'ont pas été privilégiés à la suite d'une comparaison entre leur AIC et celui du modèle de la sous-population du centre. Le modèle où la valeur de M était fixée à 0,2 avec des effets aléatoires indépendants et distribués de manière identique a abouti à un deltaAIC inférieur à 2 lors de la comparaison au modèle de la sous-population du centre, mais ses tendances rétrospectives étaient moins bonnes et l'erreur relative de l'écart type était élevée. Le modèle où la valeur de M était fixée à 0,2 avec des effets aléatoires suivant une corrélation AR1 sur toutes les années a abouti à un delta-AIC négatif lors de la comparaison au modèle de la sous-population du centre, mais la valeur estimée de M a atteint 0, ce qui n'est pas crédible du point

de vue biologique. Enfin, le modèle où la valeur de M était fixée à 0,3 avec des effets aléatoires suivant une corrélation AR1 sur toutes les années a abouti à un AIC supérieur à celui du modèle de la sous-population du centre.

Les analyses de sensibilité ciblant la sélectivité, les effets des prédateurs et l'indice de CPUE et permettant une erreur de processus liée à la capturabilité, qui sont décrites pour le modèle de la sous-population du nord, ont également été utilisées pour le modèle de la sous-population du sud. Là encore, elles n'ont pas corroboré de façon significative les autres structures de modèle. Les modèles de sensibilité fondés sur la sélectivité n'ont pas convergé, les effets des prédateurs ont été estimés avec une précision faible et les paramètres de l'erreur de processus liée à la capturabilité selon la CPUE présentaient une erreur relative élevée ou menaient à une non-convergence lorsque l'écart type était fixe, lorsqu'une erreur de processus n'était pas autorisée ou lorsque l'indice CCPUE-GLM était utilisé.

Parmi tous les modèles mis à l'essai, le modèle de base est celui qui a donné les meilleurs résultats; il a donc été utilisé pour l'estimation des états et des processus du stock décrits ci-dessous. Le gradient maximal était de $5,58 \times 10^{-8}$. L'analyse par variation des valeurs de départ a produit des estimations des valeurs du logarithme du rapport de vraisemblance négatif, de la BSR et de F qui étaient identiques à celles du modèle de base. Les résultats des auto-tests de simulation correspondant aux limites inférieure (2,5 %) et supérieure (97,5 %) de l'intervalle pour la BSR et F couvraient zéro pour toutes les années, ce qui indique que les échantillons simulés ont produit des estimations semblables aux estimations de base.

Le modèle de base ajusté aux données sur la composition selon l'âge a donné de bons résultats pour la pêche à engins fixes, aboutissant à de petits résidus distribués aléatoirement et à des résidus OSA sans tendances par année, par âge ni par cohorte (figures 28 et 29). Les résultats pour la pêche à engins mobiles comportaient des regroupements de résidus positifs plus importants aux âges 4 et 5 et des résidus négatifs plus importants aux âges 6 et 7 (figure 30). Les résidus OSA par année, par âge ou par cohorte n'affichaient aucune tendance majeure (figure 31). La composition selon l'âge provenant du relevé expérimental au filet maillant affichait des résidus petits et aléatoires (figure 32). Les résidus OSA n'affichaient aucune tendance par année, par âge ni par cohorte, tandis que les résidus en fonction des valeurs observées étaient généralement plus grands et positifs à mesure que les valeurs observées augmentaient (figure 33).

L'ajustement du modèle aux prises des pêches à engins fixes et à engins mobiles était acceptable (figures 34 et 35). Deux résidus plus importants ont été constatés en 1979 et 1980 dans les prises de la pêche à engins mobiles. L'ajustement du modèle à l'indice du relevé expérimental au filet maillant s'est avéré médiocre, car ce relevé fournit peu d'information sur les tendances de la biomasse agrégée et ne devrait pas être un indicateur fiable de la biomasse de la population (Turcotte *et al.* 2021a). L'ajustement du modèle aux données du relevé acoustique des frayères était acceptable compte tenu des fortes variations interannuelles de la biomasse totale provenant de ce relevé (figure 37). Les bandes de l'intervalle de confiance pour l'ajustement du modèle aux indices et aux prises agrégées comprenaient des valeurs nulles pour toutes les années, et elles n'affichaient aucune tendance systématique pour l'ajustement du modèle au fil du temps (figure 38).

L'analyse rétrospective a révélé un biais modéré lié à la moyenne de F (figure 39), avec un p de Mohn de 0,263. La première extraction affichait une légère sous-estimation (biais négatif), tandis que les trois suivantes présentaient un biais positif. Les tendances rétrospectives du recrutement présentaient une sous-estimation, mais le biais était supérieur (figure 40), avec un p de Mohn de -0,584. La BSR est le paramètre qui a affiché le moins de tendances rétrospectives (figure 41), avec un écart positif suivi de trois écarts négatifs, et un p de Mohn de

-0,201. Les estimations de F et de la BSR se sont avérées robustes lors des omissions de l'année terminale, ce qui appuie la fiabilité du modèle. Un biais élevé était attendu pour le recrutement, car il y a peu d'information sur l'abondance des poissons des âges 2 et 3 dans les données sur la composition selon l'âge provenant des pêches et du relevé expérimental au filet maillant, qui ont lieu dans les frayères.

De façon générale, les paramètres du modèle ont été bien estimés, avec une erreur type et une erreur relative faibles ainsi qu'un intervalle de confiance étroit (tableau A2). L'écart type pour les effets aléatoires liés au nombre de poissons selon l'âge a été estimé à 0,36 pour l'âge 2 et à 0,191 pour les âges 3+ (figure 42). La capturabilité a été estimée de façon fiable, la valeur de q pour le relevé expérimental au filet maillant et le relevé des frayères (0,034 et 0,017, respectivement) montrant une erreur type faible.

La sélectivité moyenne de la pêche à engins fixes affichait une forme de dôme pour tous les âges (figure 43). L'incertitude liée aux estimations de la sélectivité moyenne était élevée pour les âges jeunes, où les valeurs étaient proches de zéro. L'incertitude diminuait à mesure que la sélectivité augmentait pour les âges plus avancés. Les erreurs types relatives étaient de 0,83 pour l'âge 5, de 0,3 pour l'âge 6 et de 0,08 pour l'âge 7. La sélectivité pour les âges 8 à 10 avait été fixée à 0,99, ce qui correspond à une sélection complète. La sélectivité moyenne pour les âges 11+ a chuté à 0,89 avec une incertitude faible (erreur type résiduelle de 0,16). Cette courbe de la sélectivité moyenne représente une moyenne sur l'ensemble de la série chronologique; toutefois, une variation interannuelle importante de la sélectivité selon l'âge découlant de changements dans la taille des poissons selon l'âge et la configuration des filets maillants est explicitement modélisée au moyen d'effets aléatoires (figure 44). Ainsi, les paramètres estimés au moyen d'un processus AR1 ont affiché une variation et une corrélation élevées ($\sigma = 0,642$ et $\rho = 0,948$) et ont été bien estimés.

Les paramètres de la sélectivité logistique de la pêche à engins mobiles (figure 45) et de la sélectivité propre à l'âge selon le relevé expérimental au filet maillant (figure 46) ont été estimés avec précision. La sélectivité du relevé acoustique des frayères correspondait au moment de la maturité selon l'âge (figure 47).

Tableau 2. Estimations des paramètres, erreurs types et intervalles de confiance pour le modèle de la sous-population du centre. Un tiret (–) représente un paramètre fixe.

Paramètre	Estimation	Erreur type	IC à 95 % inférieur	IC à 95 % supérieur
σ NAA (âge 2)	0,363	0,070	0,249	0,531
σ NAA (âges 3 à 11+)	0,191	0,029	0,142	0,256
q, poissons entièrement sélectionnés, relevé expérimental	0,034	0,008	0,021	0,055
q, poissons entièrement sélectionnés, SG	0,017	0,005	0,010	0,029
Sélectivité moyenne, âge 2+, engins fixes (bloc 1)	0,001	0,001	$6,768 \times 10^{-5}$	0,015
Sélectivité moyenne, âge 3+, engins fixes (bloc 1)	0,008	0,011	$5,530 \times 10^{-4}$	0,107
Sélectivité moyenne, âge 4+, engins fixes (bloc 1)	0,096	0,119	0,007	0,610
Sélectivité moyenne, âge 5+, engins fixes (bloc 1)	0,399	0,329	0,043	0,907
Sélectivité moyenne, âge 6+, engins fixes (bloc 1)	0,780	0,236	0,193	0,981
Sélectivité moyenne, âge 7+, engins fixes (bloc 1)	0,937	0,082	0,497	0,996
Sélectivité moyenne, âge 8+, engins fixes (bloc 1)	1,000	–	–	–
Sélectivité moyenne, âge 9+, engins fixes (bloc 1)	1,000	–	–	–
Sélectivité moyenne, âge 10+, engins fixes (bloc 1)	1,000	–	–	–
Sélectivité moyenne, âge 11+, engins fixes (bloc 1)	0,893	0,147	0,292	0,994
a50, engins mobiles (bloc 2)	3,733	0,257	3,244	4,249
1/pente (à la hausse), engins mobiles (bloc 2)	0,693	0,071	0,566	0,846
a50, engins mobiles (bloc 3)	5,786	0,266	5,259	6,297
1/pente (à la hausse), engins mobiles (bloc 3)	0,922	0,056	0,818	1,039
a50, engins mobiles (bloc 4)	4,699	0,334	4,052	5,355
1/pente (à la hausse), engins mobiles (bloc 4)	0,827	0,088	0,670	1,017
Sélectivité, âge 2, relevé expérimental (bloc 5)	0,002	$7,000 \times 10^{-4}$	0,001	0,004
Sélectivité, âge 3, relevé expérimental (bloc 5)	0,027	0,005	0,018	0,039
Sélectivité, âge 4, relevé expérimental (bloc 5)	0,171	0,025	0,127	0,227
Sélectivité, âge 5, relevé expérimental (bloc 5)	0,340	0,047	0,255	0,438
Sélectivité, âge 6, relevé expérimental (bloc 5)	0,647	0,080	0,481	0,784
Sélectivité, âge 7, relevé expérimental (bloc 5)	0,914	0,093	0,508	0,991
Sélectivité, âge 8, relevé expérimental (bloc 5)	1,000	–	–	–
Sélectivité, âge 9, relevé expérimental (bloc 5)	1,000	–	–	–
Sélectivité, âge 10, relevé expérimental (bloc 5)	1,000	–	–	–
Sélectivité, âge 11+, relevé expérimental (bloc 5)	0,621	0,218	0,210	0,910
σ EA sélectivité, engins fixes (bloc 1)	0,642	0,104	0,468	0,881
ρ EA sélectivité AR1 (année), engins fixes (bloc 1)	0,948	0,049	0,697	0,992
Composition selon l'âge, engins fixes, Dirichlet : dispersion (Φ)	188,490	30,900	136,694	259,914
Composition selon l'âge, engins mobiles, Dirichlet : dispersion (Φ)	31,080	2,630	26,331	36,686
Composition selon l'âge, relevé expérimental, Dirichlet : dispersion (Φ)	77,457	12,485	56,476	106,233
ρ EA M (année)	0,897	0,078	0,586	0,978

Le paramètre sigma de l'erreur de processus liée à la mortalité naturelle a été fixé à 0,35, tandis que le paramètre de corrélation (rho) a été estimé à 0,897 avec une bonne précision (écart type de l'erreur type résiduelle de 9 %), les erreurs types et les intervalles de confiance indiquant

une définition acceptable des paramètres. La mortalité naturelle moyenne a été fixée à 0,3, et les valeurs pour le groupe des âges 9 à 11+ variaient entre 0,19 et 1,38 (figure 48). La valeur de M est demeurée faible entre 1978 et 2010. Elle a ensuite augmenté rapidement pour atteindre un maximum en 2016 et a lentement diminué jusqu'en 2021. Les prélèvements dus à M dans le groupe des âges 9 à 11+ ont varié entre 2 369 et 26 675 t par année, avec une moyenne de 13 040 t pour l'ensemble de la série chronologique.

L'incertitude associée aux tendances de la BSR et de F était faible (figure 49). Deux périodes de BSR supérieure sont survenues : au milieu des années 1980 et autour de 2010. La BSR a diminué entre 2010 et 2020. Elle a fluctué sans tendance entre 2021 et 2023. La valeur de F pour les poissons entièrement sélectionnés était élevée pendant les trois premières années de la série chronologique, puis elle a rapidement diminué. La valeur de F a été faible et stable jusqu'au milieu des années 1990, puis elle s'est chiffrée à 0,42 en moyenne entre 1997 et 2017. Elle s'est ensuite établie à des niveaux plus bas entre 2018 et 2022. La valeur de F était de 0,09 en 2023.

La relation entre le recrutement et la BSR ne semblait pas indiquer qu'une relation stock-recrutement pourrait décrire la dynamique du recrutement, comme l'a montré la valeur supérieure du AIC des modèles fondés sur la relation stock-recrutement de Ricker ou de Beverton-Holt (figure 50). Le recrutement était très variable, mais généralement supérieur entre 1980 et 1990 et inférieur entre 1991 et 2004 (figure 27). Il y a eu plusieurs années de recrutement élevé entre 2005 et 2010. Le recrutement a ensuite diminué jusqu'à des niveaux faibles, puis a augmenté rapidement pour atteindre des niveaux élevés au cours des dernières années.

SOUS-POPULATION DU SUD

Le modèle fondé sur les deux flottes a convergé et tous les paramètres ont pu être estimés. Il a été sélectionné comme configuration initiale du modèle de base, qui comprenait également le traitement des nombres de poissons selon l'âge pendant la première année comme des effets fixes propres à l'âge, l'autorisation d'une erreur de processus liée aux nombres de poissons selon l'âge pour les âges 3 à 11+ et l'utilisation d'une distribution de Dirichlet de la composition selon l'âge qui traitait les observations manquantes comme des effets aléatoires pour toutes les données sur la composition selon l'âge. Ces hypothèses de modèle ont été privilégiées à la suite de comparaisons des AIC et de vérifications diagnostiques. Le modèle qui s'est avéré le plus performant lors des analyses de sensibilité est appelé « modèle de la sous-population du sud »; toutes les autres configurations ont été comparées à celui-ci.

La première série d'analyses de sensibilité était axée sur d'autres formules liées à la mortalité naturelle (annexe 1). Dans le modèle de la sous-population du sud, la M moyenne a été fixée à 0,3 pour l'ensemble des âges et des années, et l'erreur de processus a été modélisée comme des effets aléatoires indépendants et distribués de manière identique, partagés entre les âges 7 et 11+. Les écarts négatifs liés aux nombres de poissons des âges 9 à 11+ issus d'un modèle permettant une erreur de processus liée au nombre de poissons selon l'âge avec traitement comme des effets aléatoires indépendants et distribués de manière identique sur l'ensemble des années donnent à penser que l'erreur de processus liée à M pour les âges 9 à 11+ serait probablement appropriée. Des analyses de sensibilité utilisant différents groupes d'âges pour l'erreur de processus liée à M ont confirmé que le fait de fixer M pour les âges 2 à 8 et le fait de permettre une erreur de processus liée à M pour le groupe des âges 9 à 11+ aboutissaient au biais le plus faible lors des auto-tests. Un modèle où la valeur moyenne de M était fixée à 0,3 sans erreur de processus n'a pas réussi à converger ni à estimer tous les paramètres. Un modèle où la valeur moyenne de M était fixée à 0,3 sans erreur de processus, mais permettant une erreur de processus liée au nombre de poissons selon l'âge sous la forme d'effets

aléatoires indépendants et distribués de manière identique, a réussi à converger et à estimer tous les paramètres. Ce modèle avait un AIC plus faible que le modèle de base, mais il présentait un biais plus important dans les analyses rétrospectives de la BSR et de F. La plupart des analyses de sensibilité ciblant M ont donné de bons résultats, ce qui indique une plus grande incertitude quant à la valeur moyenne de M (0,2 à 0,4) dans cette région. Cependant, un modèle où la valeur moyenne de M était fixée à 0,2 et permettant des effets aléatoires indépendants et distribués de manière identique sur toutes les années n'a pas réussi à estimer l'écart type. Par conséquent, il est peu probable que la valeur moyenne de M soit inférieure à 0,3. D'autres modèles utilisant 0,3 à 0,5 comme valeur fixe de M et permettant des effets aléatoires indépendants et distribués de manière identique ou une corrélation AR1 ont convergé et ont réussi à estimer l'écart type. Par conséquent, pour des raisons de cohérence avec les autres régions et de considération de la mise à l'échelle des données de population, c'est la valeur moyenne fixe de 0,3 qui a été retenue pour M et ce sont les effets aléatoires avec corrélation AR1 sur toutes les années qui ont été utilisés, comme dans le modèle de base.

Des analyses de sensibilité ont été effectuées à l'aide des données sur la biomasse et la composition selon l'âge provenant du relevé par navire de recherche, ce qui a permis d'autoriser ou non une erreur de processus liée à la capturabilité connexe (voir Turcotte *et al.* Sous presse). Ces modèles ont donné de mauvais résultats dans la plupart des tests diagnostiques. Ils ont convergé, mais la valeur de M n'a pas pu être estimée et celle de q a été estimée sur une plage de valeurs peu plausibles, probablement en raison de la prise en compte trop grande de la variation des données, de façon similaire aux résultats pour l'erreur de processus liée à q selon la CPUE qui sont décrits pour le modèle de la sous-population du nord. Aucune information préalable ne permettait de limiter l'erreur de processus liée à la valeur de q pour le relevé par navire de recherche, et il ne s'agit pas d'une configuration de modèle souhaitable. Ces modèles n'ont pas été conservés.

Les analyses de sensibilité ciblant les effets des prédateurs et l'indice de CPUE et permettant une erreur de processus liée à la capturabilité, qui sont décrites pour le modèle de la sous-population du nord, ont également été utilisées pour le modèle de la sous-population du sud. Là encore, elles n'ont pas corroboré de façon significative les autres structures de modèle. Les effets des prédateurs ont été estimés avec une précision faible et les paramètres de l'erreur de processus liée à la capturabilité selon la CPUE présentaient une erreur relative élevée ou menaient à une non-convergence lorsque l'écart type était fixe, lorsqu'une erreur de processus n'était pas autorisée ou lorsque l'indice CPUE-GLM était utilisé.

Parmi tous les modèles mis à l'essai, le modèle de base est celui qui a donné les meilleurs résultats; il a donc été utilisé pour l'estimation des états et des processus du stock décrits ci-dessous. Le gradient maximal était de $9,21e-11$. L'analyse par variation des valeurs de départ a produit des estimations des valeurs du logarithme du rapport de vraisemblance négatif, de la BSR et de F qui étaient identiques à celles du modèle de base. Les auto-tests de simulation ont généré des estimations de paramètres très similaires d'une analyse à l'autre. Cependant, un biais a été constaté dans les estimations de F et de la BSR au cours de la dernière décennie. Comme pour l'analyse rétrospective (voir ci-dessous), l'ajout d'années de données jusqu'à 2025 a permis d'éliminer le biais (non illustré).

Le modèle de base ajusté aux données sur la composition selon l'âge a donné de bons résultats pour les flottes de pêche à engins fixes et à engins mobiles, aboutissant à de petits résidus distribués aléatoirement et à des résidus OSA sans tendances par année, par âge ni par cohorte (figures 52 à 55). La composition selon l'âge provenant du relevé expérimental au filet maillant affichait des résidus plus importants aux âges 3 et 4 (figure 56). Les résidus plus importants étaient positifs et sporadiques au cours de la série chronologique; ils n'ont pas été

observés au cours des dernières années. Les résidus OSA par année, par âge ou par cohorte n'affichaient aucune tendance (figure 57).

L'ajustement du modèle aux prises des pêches à engins fixes et à engins mobiles était acceptable (figures 58 et 59). Les résidus étaient faibles au début de la série chronologique et augmentaient au fil du temps. Ils semblaient légèrement corrélés au fil des ans, les groupes d'années alternant entre les résidus négatifs et positifs. Dans l'ensemble, l'échelle des résidus était acceptable. L'ajustement du modèle à l'indice du relevé expérimental au filet maillant s'est avéré médiocre, comme le laisser présager l'utilisation d'un coefficient de variation très élevé (figure 60). Ce relevé ne devrait pas permettre de suivre les changements dans la biomasse de la population. L'ajustement du modèle aux données du relevé acoustique des frayères était bon (figure 61). Les bandes de l'intervalle de confiance pour l'ajustement du modèle aux indices et aux prises agrégées comprenaient des valeurs nulles pour toutes les années, et elles n'affichaient aucune tendance systématique pour l'ajustement du modèle au fil du temps (figure 62).

L'analyse rétrospective a révélé un biais important lié à la moyenne de F (figure 63), avec un p de Mohn de 0,89. Les tendances rétrospectives liées au recrutement étaient petites lors des deux premières extractions, mais elles étaient largement négatives (figure 64) lors des troisième et quatrième extractions, avec un p de Mohn de -0,415. La BSR a affiché des tendances rétrospectives similaires (figure 65), avec un p de Mohn de -0,337. Ces tendances importantes reflètent la forte variation des données du relevé des frayères et le changement de la mise à l'échelle de la population qui se produit lorsque des années de données sont extraites. Cela est probablement dû à la nature variable des relevés acoustiques et à la courte série chronologique de ce relevé en particulier. Cependant, lorsque des années de données étaient ajoutées jusqu'en 2025, le signal du relevé se stabilisait et les tendances rétrospectives étaient faibles (résultats non présentés).

De façon générale, les paramètres du modèle ont été bien estimés, avec une erreur type et un intervalle de confiance acceptables (tableau 3). L'écart type pour les effets aléatoires liés au nombre de poissons d'âge 2 a été estimé à $\sigma = 0,36$ (figure 66). La capturabilité a été estimée de façon fiable, la valeur de q pour le relevé expérimental au filet maillant et le relevé des frayères (0,60 et 0,24, respectivement) montrant une erreur type faible et un intervalle de confiance étroit.

Les paramètres de la sélectivité moyenne de la pêche à engins fixes (figure 67) présentaient de grands intervalles de confiance pour tous les âges. Les âges 2 et 3 présentaient une très faible sélectivité moyenne, et la sélectivité moyenne selon l'âge augmentait jusqu'à l'âge 8. La valeur pour les âges 8 à 10 a été fixée à 1, ce qui représente une sélection complète. La sélectivité moyenne pour l'âge 11+ a été estimée à 0,947. Cette courbe de la sélectivité moyenne représente une moyenne sur l'ensemble de la série chronologique; toutefois, il y a une variation interannuelle importante de la sélectivité selon l'âge découlant de la proportion annuelle des prises de la pêche à engins fixes ainsi que de changements dans la taille des poissons selon l'âge et la configuration des filets maillants. Cette variation est explicitement modélisée par des effets aléatoires (figure 68). Ainsi, les paramètres estimés au moyen d'un processus AR1 ont affiché une variation et une corrélation élevées ($\sigma = 1,081$ et $\rho = 0,858$). Les paramètres du processus AR1 ont été bien estimés.

Les paramètres de la sélectivité logistique de la pêche à engins mobiles (figure 69) et du relevé expérimental au filet maillant (figure 70) ont été estimés avec précision. La sélectivité du relevé acoustique des frayères correspondait au moment de la maturité selon l'âge (figure 71).

Le paramètre de l'erreur de processus liée à la mortalité naturelle a affiché une bonne précision (écart type de l'erreur type résiduelle de 36 %), les erreurs types et les intervalles de confiance

indiquant une définition acceptable des paramètres. La mortalité naturelle moyenne a été fixée à 0,3, et les valeurs pour le groupe des âges 9 à 11+ variaient entre 0,22 et 0,79 (figure 72). La valeur de M a progressivement augmenté, en variant, de 0,24 en 1978 à 0,47 en 2000. En 2010, elle a rapidement augmenté jusqu'à atteindre 0,79 en 2016. Elle est demeurée élevée jusqu'en 2020 et a diminué de nouveau. Elle se chiffrait à 0,39 pour l'année terminale. Les prélèvements dus à M dans le groupe des âges 9 à 11+ ont varié entre 990 et 50 471 t par année, avec une moyenne de 16 743 t pour l'ensemble de la série chronologique.

Le coefficient de variation de la BSR et de F est demeuré inférieur à 0,4 au cours de la série chronologique. Deux périodes de BSR supérieure sont survenues : au milieu des années 1980 et autour de 2010 (figure 73). La BSR a diminué entre 2010 et 2020. Elle a fluctué sans tendance entre 2021 et 2023. La valeur de F pour les poissons entièrement sélectionnés a diminué rapidement entre 1978 et 1981, puis elle est demeurée faible jusqu'au début des années 1990. La valeur de F a ensuite augmenté et est restée entre 0,2 et 0,3 jusqu'en 2010, puis elle a de nouveau diminué. Elle est demeurée faible jusqu'à l'année terminale. La valeur moyenne de F ($\bar{F}$) pour les âges 4 à 8 a suivi une dynamique jusqu'à F pour les poissons entièrement sélectionnés, mais à une échelle inférieure.

La relation entre le recrutement et la BSR ne semblait pas indiquer qu'une relation stock-recrutement pourrait décrire la dynamique du recrutement, comme l'a montré la valeur supérieure du AIC des modèles fondés sur la relation stock-recrutement de Ricker ou de Beverton-Holt (figure 74). Le recrutement était très variable (figure 75). Il y a eu plusieurs années de recrutement élevé et faible entre 1978 et 2023.

Tableau 3. Estimations des paramètres, erreurs types et intervalles de confiance pour le modèle de la sous-population du sud. Un tiret (–) représente un paramètre fixe.

Paramètre	Estimation	Erreur type	IC à 95 % inférieur	IC à 95 % supérieur
σ NAA (âge 2)	0,357	0,044	0,28	0,455
q, poissons entièrement sélectionnés, SG	0,06	0,017	0,035	0,105
q, poissons entièrement sélectionnés, relevé expérimental	0,24	0,066	0,139	0,412
Sélectivité moyenne, âge 2, engins fixes (bloc 1)	$7,929 \times 10^{-4}$	$8,266 \times 10^{-4}$	$1,027 \times 10^{-4}$	0,006
Sélectivité moyenne, âge 3, engins fixes (bloc 1)	0,011	0,011	0,001	0,078
Sélectivité moyenne, âge 4, engins fixes (bloc 1)	0,136	0,12	0,021	0,54
Sélectivité moyenne, âge 5, engins fixes (bloc 1)	0,485	0,257	0,111	0,876
Sélectivité moyenne, âge 6, engins fixes (bloc 1)	0,832	0,145	0,395	0,974
Sélectivité moyenne, âge 7, engins fixes (bloc 1)	0,971	0,03	0,808	0,996
Sélectivité moyenne, âge 8, engins fixes (bloc 1)	1	–	–	–
Sélectivité moyenne, âge 9, engins fixes (bloc 1)	1	–	–	–
Sélectivité moyenne, âge 10, engins fixes (bloc 1)	1	–	–	–
Sélectivité moyenne, âge 11+, engins fixes (bloc 1)	0,947	0,059	0,644	0,994
a50, engins mobiles (bloc 2)	3,015	0,282	2,492	3,594
1/pente (à la hausse), engins mobiles (bloc 2)	0,656	0,089	0,501	0,853
a50, engins mobiles (bloc 3)	4,092	0,255	3,603	4,598
1/pente (à la hausse), engins mobiles (bloc 3)	0,786	0,066	0,666	0,926
a50, engins mobiles (bloc 4)	4,428	0,217	4,008	4,856
1/pente (à la hausse), engins mobiles (bloc 4)	0,701	0,063	0,588	0,834
a50, relevé expérimental (bloc 3)	4,427	0,22	4,002	4,862
1/pente (à la hausse), relevé expérimental (bloc 3)	0,785	0,06	0,675	0,91
σ EA sélectivité, engins fixes (bloc 1)	1,081	0,138	0,842	1,388
ρ EA sélectivité AR1 (année), engins fixes (bloc 1)	0,858	0,087	0,563	0,959
Composition selon l'âge, engins fixes, Dirichlet : dispersion (ϕ)	110,397	13,139	87,429	139,4
Composition selon l'âge, engins mobiles, Dirichlet : dispersion (Φ)	29,179	2,293	25,014	34,037
Composition selon l'âge, relevé expérimental, Dirichlet : dispersion (Φ)	21,264	2,27	17,25	26,213
σ EA M	0,565	0,134	0,356	0,898
ρ EA M AR1 (année)	0,893	0,093	0,49	0,981

DISCUSSION

PERFORMANCE DES MODÈLES

Dans l'ensemble, l'ajustement des modèles aux données sur la composition selon l'âge était bon. Les résidus bruts indiquaient un très bon ajustement aux données sur les prises selon l'âge provenant de la pêche. Même s'ils étaient encore acceptables, les résidus étaient généralement plus importants pour la pêche à engins mobiles que pour la pêche à engins fixes, ce qui était prévisible vu la taille et la qualité inférieures des échantillons (Turcotte *et al.* Sous presse). Les résidus de la composition selon l'âge étaient généralement plus importants pour les relevés, ce qui était prévisible étant donné la taille plus petite des échantillons par rapport à

ceux de la pêche commerciale. Les résidus étaient aussi généralement supérieurs aux âges jeunes, ce qui reflète le peu d'information accessible sur les jeunes poissons dans les données des relevés. Les résidus OSA étaient généralement satisfaisants, avec seulement des écarts mineurs aux extrémités qui ne sont pas préoccupants et qui ne devraient pas nuire à la capacité des modèles à soutenir l'inférence (Stewart *et al.* 2025). Il importe aussi de noter qu'il est possible que les tests de normalité appliqués aux résidus OSA ne détectent pas certaines formes d'erreurs de spécification de modèle (Babyn and Cadigan 2025).

L'ajustement aux indices pour tous les âges agrégés était acceptable dans tous les modèles. Malgré une importante variabilité interannuelle pour la plupart des indices, l'ajustement des modèles a bien reflété les tendances générales. Les données du relevé acoustique des frayères ont été incluses dans tous les modèles. Compte tenu de sa vaste couverture spatiale et temporelle des regroupements de harengs dans les frayères, ce relevé devrait fournir des indicateurs fiables de la BSR et de la biomasse disponible pour la pêche, qui se déroule également dans les frayères. L'utilisation d'autres relevés ciblant tous les âges variait selon la région, mais cette approche devrait mieux refléter la dynamique des sous-populations régionales comparativement aux évaluations précédentes, où les données du relevé par navire de recherche et du relevé BDCM étaient réparties entre les régions. L'ajustement des modèles aux indices de biomasse provenant du relevé expérimental au filet maillant était médiocre; de grands coefficients de variation ont été utilisés intentionnellement pour ce relevé, car il ne devrait pas refléter l'abondance de la population. Les indices de ce relevé au filet maillant présentent les mêmes problèmes que ceux recensés pour les indices de CPUE : il est impossible d'estimer la variation temporelle de la capturabilité, qu'il faut connaître.

Les tendances rétrospectives étaient généralement acceptables et n'indiquaient pas de mauvaise spécification des modèles. Les biais les plus importants se sont produits pour les tendances rétrospectives liées au recrutement dans la région du centre et pour la BSR et F du modèle de la sous-population du sud, mais l'ajout d'années de données a permis de les corriger. Les tendances rétrospectives sont souvent mal interprétées comme une mesure du biais d'estimation qui peut être corrigée. Les tendances rétrospectives peuvent être un diagnostic informatif pour recenser et gérer les erreurs de spécification de modèle. Celles qui ne peuvent pas être réduites par une nouvelle spécification peuvent être communiquées en tant que mesure de l'incertitude à prendre en compte dans le contexte d'une gestion prudente (Cadrin 2025). Ici, toutes les analyses de sensibilité du modèle de la sous-population du centre ont affiché des tendances rétrospectives importantes pour le recrutement, mais pas pour la BSR et F. Le manque d'information sur les jeunes poissons dans les données provenant des pêches et des relevés en est probablement la cause.

Les analyses par variation de la valeur de départ des paramètres ont donné des résultats identiques dans les trois modèles de sous-populations. Dans l'ensemble, les auto-tests de simulation ont généré peu ou pas de biais, sauf pour les estimations de la BSR et de F d'après le modèle de la sous-population du sud. Encore une fois, le biais devenait nul lorsque des années de données étaient ajoutées au modèle (comme pour les tendances rétrospectives). Il est probable que la source du biais dans ces deux diagnostics réside dans les données bruitées provenant du relevé acoustique des frayères, sur lesquelles le modèle s'appuie fortement.

Les modèles des sous-populations du nord et du centre ont réussi à estimer l'erreur de processus liée à la sélectivité, à M et au nombre de poissons selon l'âge. Les écarts liés au nombre de poissons selon l'âge étaient faibles et approximativement indépendants et distribués de manière identique, et les écarts estimés pour tous les processus semblaient raisonnables. Parmi les trois régions, c'est celle du nord qui présentait la meilleure qualité des données, selon un examen récent (Turcotte *et al.* Sous presse). C'est probablement cette qualité qui a permis au modèle d'estimer avec succès ces processus. En revanche, le modèle de la sous-population

du sud pouvait estimer l'erreur de processus liée à M ou au nombre de poissons selon l'âge, mais pas les deux simultanément. Le paramètre sigma estimé pour l'écart lié au nombre de poissons selon l'âge était important, probablement sous la forte influence de la variation des données, car d'autres processus et paramètres ont été mal estimés lorsqu'une erreur de processus liée au nombre de poissons selon l'âge était autorisée. Ce résultat était attendu, car les erreurs de processus liées à une composante peuvent influencer celles d'autres composantes (Stock and Miller 2021). Les écarts liés au nombre de poissons selon l'âge peuvent être causés par des déplacements des poissons ou des changements dans la sélectivité ou M (Gudmundsson and Gunnlaugsson 2012). Il est essentiel de déterminer la configuration appropriée pour les modèles, car une attribution erronée de la source de l'erreur de processus peut biaiser les quantités clés utilisées par les gestionnaires (Szuwalski *et al.* 2018). Par exemple, il a été démontré que le fait d'attribuer à tort des écarts liés à la mortalité naturelle à d'autres processus, ou vice versa, génère un biais important dans les indicateurs de gestion (Li *et al.* 2024). Compte tenu des données démontrant des changements temporels liés à M et de la concordance entre les modèles régionaux, il a été privilégié d'attribuer l'erreur de processus à M plutôt qu'au nombre de poissons selon l'âge. Ce choix a également contribué à réduire les tendances rétrospectives dans le modèle de la sous-population du sud. Le modèle de la sous-population du centre a réussi à estimer l'erreur de processus liée à la sélectivité et à M seulement.

Les diagnostics soutenaient l'estimation de l'erreur de processus liée à M pour tous les modèles. Cependant, il n'y avait pas assez de données sur l'abondance des prédateurs pour permettre une estimation fiable de ses effets présumés sur M. Cela n'a rien d'étonnant, car de nombreux processus interviennent entre l'abondance des prédateurs et la consommation réelle des proies, ce qui fait que l'abondance à elle seule n'est pas un indicateur fiable de la mortalité des proies. Même en tenant compte du chevauchement des aires de répartition, de la composition du régime alimentaire et de la sélectivité des proies, il est demeuré difficile d'estimer la consommation par les prédateurs et son effet sur la valeur de M pour le hareng dans le sGSL. Cette prise en compte n'a pas modifié de manière significative les estimations de la biomasse du stock ni de la valeur de M (Rossi et Turcotte Sous presse).

Une modélisation indépendante a montré que les tendances et l'importance de la mortalité naturelle variable dans le temps étaient presque identiques pour les poissons d'âge avancé, qu'elles soient estimées uniquement à partir des données sur la composition selon l'âge ou en intégrant explicitement les prélèvements dus à la consommation par des prédateurs (Rossi et Turcotte Sous presse). Cette cohérence indique que la composition selon l'âge du stock de hareng à elle seule fournit probablement un signal suffisant pour estimer de manière fiable les changements dans la mortalité naturelle qui sont causés par la prédation. Il est notoirement difficile d'estimer la variation temporelle de la mortalité naturelle. Cependant, l'estimation obtenue dans le cadre des présents travaux s'est avérée satisfaisante, et les prélèvements estimés correspondaient aux prévisions fondées sur les données accessibles concernant la consommation par des prédateurs. Lors de l'exclusion de la valeur maximale d'environ 100 000 t atteinte au milieu des années 1980 et largement attribuable à la consommation par la morue, les estimations de Benoît et Rail (2016) indiquent que la consommation annuelle de hareng par les prédateurs se situe majoritairement entre 25 000 et 40 000 t depuis 1990. Ces estimations ne tiennent pas compte de la consommation par des baleines, une source potentiellement importante de mortalité. Par conséquent, les prélèvements estimés pour les groupes d'âges, avec une M variable dans le temps et atteignant des valeurs élevées, correspondaient à l'importance possible de la consommation de harengs par des prédateurs. Il convient de noter que l'incertitude est grande pour les estimations des prélèvements dus à M et à la consommation par des prédateurs. Néanmoins, l'ordre de grandeur – qui va de dizaines de

milliers à environ cent mille tonnes – montre une vaste concordance entre la mortalité naturelle estimée et la consommation par des prédateurs.

La séparation des prises par flotte a permis une estimation plus précise de la sélectivité propre à la flotte par rapport aux évaluations précédentes, ce qui a potentiellement réduit la confusion avec d'autres processus. Une erreur de processus liée à la sélectivité des engins fixes a permis de saisir la variation de la taille des poissons selon l'âge et de la taille des mailles des filets au fil du temps. Les vecteurs de la sélectivité annuelle obtenus correspondaient à la sélection selon l'âge et la taille qui était attendue en fonction de l'information disponible sur les changements liés à la taille des mailles et à la taille selon l'âge et la sélectivité des filets selon l'âge et la taille (Turcotte *et al.* Sous presse).

Enfin, l'erreur de processus liée à q selon la CPUE de la pêche au filet maillant a donné de mauvais résultats avec tous les modèles. Elle a eu des répercussions importantes sur les estimations de la BSR lorsque les effets aléatoires ont été contraints de produire des valeurs crédibles de q , que les paramètres d'erreur de processus estimés librement n'ont pas pu générer. Il s'agit d'un écart notable par rapport aux évaluations précédentes, qui ont toujours utilisé l'indice de CPUE. Cependant, le relevé acoustique des frayères devrait fournir un indicateur beaucoup plus fiable de la BSR présente dans les frayères. Contrairement à la CPUE, il n'est pas sujet à l'hyperstabilité en raison de son plan d'échantillonnage. De plus, il intègre directement les tendances de l'industrie parce que les pêcheurs participent à l'échantillonnage; il constitue donc probablement une amélioration substantielle par rapport à l'indice de CPUE, qui a toujours été produit conjointement par le MPO et l'industrie, pour l'estimation de la biomasse présente dans les frayères.

INCERTITUDE

L'incertitude entourant les prises dépend de la fiabilité de la distinction entre les reproducteurs de printemps et d'automne, qui repose à son tour sur l'échantillonnage biologique. Le nombre de poissons échantillonnés varie selon la pêche et l'année; il est généralement élevé pour la pêche à engins fixes et plus faible pour la pêche à engins mobiles (sauf pour celle pratiquée dans les eaux côtières de la région du nord pour laquelle les données sont de grande qualité; Turcotte *et al.* Sous presse). En vue de tenir compte de cette précision inférieure, les prises de la pêche à engins mobiles dans la région du centre et les prises combinées dans la région du sud se sont vues attribuer des coefficients de variation généraux plus élevés. Néanmoins, la taille réelle des échantillons et les coefficients de variation pour le total des prises pourraient être calculés annuellement pour intégration dans les modèles d'évaluation afin de tenir compte explicitement de la variation interannuelle de l'incertitude relative aux prises.

Une autre source d'incertitude réside dans l'échelle de la population. Ici, la BSR totale a atteint un maximum de près de 750 000 t en 1986. Cette estimation correspond à environ 2,5 fois la BSR estimée par le modèle statistique des prises selon l'âge utilisé lors de l'évaluation précédente (Maynard *et al.* 2024), mais à environ la moitié de la BSR estimée par Rossi et Turcotte (Sous presse) pour la même période lors de l'évaluation fondée sur TMB. Pour mettre les choses en contexte, la mise à l'échelle de la BSR pour cette population est comparable à celle d'autres espèces, comme le maquereau, dont la BSR a atteint environ 400 000 t entre 1985 et 1990 (Van Beveren *et al.* 2023), et le hareng frayant au printemps, dont la BSR a atteint environ 175 000 t entre 1985 et 1995.

Le modèle de la sous-population du sud a affiché un biais lors des auto-tests et dans les tendances rétrospectives, mais il a été résolu lorsque des années de données ont été ajoutées dans le modèle. Néanmoins, ces diagnostics de routine devraient être effectués et analysés

avec minutie lors de chaque cycle d'évaluation afin d'éviter des estimations biaisées de la population.

Les différences entre les trois modèles d'évaluation du hareng dans le traitement des données, la structure du modèle et le cadre d'estimation mettent en évidence le défi bien connu d'estimer l'échelle absolue d'une population. Les estimations de la BSR sont très sensibles aux hypothèses concernant la sélectivité, la mortalité naturelle, la capturabilité et le traitement de l'erreur de processus par rapport à l'erreur d'observation, et différents choix de modélisation peuvent produire des estimations de la biomasse absolue sensiblement différentes. En particulier, les hypothèses sur la mortalité naturelle à elles seules peuvent avoir une influence considérable sur la mise à l'échelle de la biomasse de la population de hareng (Rossi et Turcotte Sous presse). Dans le même ordre d'idées, Szuwalski (2023) a constaté que, pour le crabe des neiges de l'est de la mer de Béring, le fait de permettre à la mortalité naturelle ou à la capturabilité de varier dans le temps améliorait l'ajustement des modèles et réduisait les tendances rétrospectives. Toutefois, les recommandations pour les gestionnaires qui en découlaient variaient de près d'un ordre de grandeur selon les processus autorisés à varier et la manière dont ils étaient contraints dans le cadre d'estimation. Ici, les processus n'ont pas été contraints, ce qui peut accroître notre confiance dans l'échelle des estimations.

Des améliorations pourraient être apportées aux modèles à court terme en ce qui concerne les éléments suivants. 1. Des caractéristiques ajoutées récemment au WHAM permettent de modéliser plusieurs stocks avec la prise en compte des déplacements des individus selon la saison et la région. Elles pourraient convenir à ce stock et permettre de répartir les prises de la pêche d'hiver entre les trois régions. 2. Un modèle supposant que la population est mixte devrait également être mis à l'essai comme autre méthode d'exploration de la structure du stock. 3. Les effets environnementaux du recrutement devraient être explorés à mesure que des recherches sont menées, afin de mieux comprendre la dynamique du recrutement et de réduire l'incertitude liée aux estimations du recrutement et aux prévisions démographiques. 4. Retirer de la vraisemblance les proportions selon l'âge provenant des pêches commerciales lorsque les données ne proviennent pas du niveau de sélection optimal de l'algorithme au cours d'une année donnée (Turcotte *et al.* Sous presse). 5. Calculer des coefficients de variation pour les divers indices de biomasse et les utiliser en tant que données d'entrée dans les modèles.

CONCLUSION

Les modèles état-espace ont donné de bons résultats et leur utilisation est recommandée pour les évaluations et la gestion du stock à l'avenir. Le WHAM est un progiciel écrit en R qui est largement utilisé lors d'évaluations de stocks aux États-Unis et qui est de plus en plus adopté par le MPO. Sa vaste base d'utilisateurs offre plusieurs avantages par rapport aux modèles internes, notamment la maintenance continue, le soutien de la communauté pour le dépannage et la mise au point continue d'améliorations.

RÉFÉRENCES CITÉES

- Babyn, J., and Cadigan, N.G. 2025. [A PSA for OSA residuals: residual diagnostics for state-space stock assessment models](#). Canadian Journal of Fisheries and Aquatic Sciences. 82: 1-18.
- Benoît, H.P., and Swain, D.P. 2008. Impacts of environmental change and direct and indirect harvesting effects on the dynamics of a marine fish community. Can. J. Fish. Aquat. Sci. 65: 2088–2104.

-
- Benoît, H.P., et Rail, J.-F. 2016. [Principaux prédateurs et consommation de harengs de l'Atlantique \(*Clupea harengus*\) juvéniles et adultes dans le sud du golfe du Saint-Laurent](#). Secr. can. des avis sci. du MPO. Doc. de rech. 2016/065. viii + 42 p.
- Brophy, D., Danilowicz, B. S., and King, P. A. 2006. Spawning season fidelity in sympatric populations of Atlantic Herring (*Clupea harengus*). Can. J. Fish. Aquat. Sci. 63: 607–616.
- Cadrin, S.X. 2025. [Misinterpreting retrospective patterns in fishery stock assessment](#). ICES J. Mar. Sci. 82(2).
- Erismann, B.E., Allen, L.G., Claisse, J.T., Pondella, D.J., Miller, E.F., Murray, J.H., and Walters, C. 2011. The illusion of plenty: hyperstability masks collapses in two recreational fisheries that target fish spawning aggregations. Can. J. Fish. Aquat. Sci. 68(10): 1705–1716.
- Fournier, D.A., Skaug, H.J., Ancheta, J., Ianelli, J., Magnusson, A., Maunder, M.N., Nielsen, A., and Sibert, J. 2012. AD Model Builder: using automatic differentiation for statistical inference of highly parameterized complex nonlinear models. Optim. Methods Softw. 27:233–249.
- Francis, C.R.I.C., Hurst, J.R., Renwick, J.A. 2002. Quantifying annual variation in catchability for commercial and research fishing. Fishery Bulletin. 101(2).
- Francis, C.R.I.C. 2011. [Data weighting in statistical fisheries stock assessment models](#). Can. J. Fish. Aquat. Sci. 68: 1124–1138.
- Gudmundsson, G., and Gunnlaugsson, T. 2012. [Selection and estimation of sequential catch-at-age models](#). Can. J. Fish. Aquat. Sci. (69): 1760–1772.
- Hammill, M.O., Rossi, S.P., Mosnier, A., den Heyer, C.E., Bowen, W.D., et Stenson, G.B. 2023. [Abondance du phoque gris dans les eaux canadiennes et avis sur la récolte](#). Secr. can. des avis sci. du MPO. Doc. de rech. 2023/053. iv + 44 p.
- Harley, S. J., Myers, R. A. and Dunn, A. 2001. Is catch-per-unit-effort proportional to abundance? Can. J. Fish. Aquat. Sci., 58: 1760–1772.
- Hilborn, R. and Walters, C. 1992. Quantitative Fisheries Stock Assessment: Choice, Dynamics and Uncertainty; Springer Science: Boston, MA, USA, 1992; pp. 453–470.
- Li, C., Deroba, J.J., Miller, T.J., Legault, C.M., and Perretti, C.T. 2024. [An evaluation of common stock assessment diagnostic tools for choosing among state-space models with multiple random effects processes](#). Fish. Res. 273 (February): 106968. Elsevier B.V.
- Mackinson, S., Sumaila, U. R. and Pitcher, T. J. 1997. Bioeconomics and catchability: Fish and fishers behavior during stock collapse. Fish. Res., 31: 11–17.
- Maynard, L., Burbank, J., DeJong, R., Turcotte, F., McDermid, J., Sylvain, F.-E. et Rolland, N. 2024. [Document de support pour l'évaluation du hareng de l'Atlantique \(*Clupea harengus*\) dans le sud du Golfe du Saint-Laurent \(Division OPANO 4TVn\) en 2022-2023](#). Secr. can. des avis sci. du MPO. Doc. de rech. 2024/058. xiii + 149 p.
- Maynard, L.D., Landry, L., et Burbank, J. Sous presse. Examen du cadre d'évaluation du hareng atlantique (*Clupea harengus*) frayant à l'automne dans la division 4TVn de l'OPANO : indice de prise par unité d'effort. Secr. can. des avis sci. du MPO. Doc. de rech.
- McQuinn, I.H. 1997. Metapopulations and the Atlantic herring. Rev. Fish Biol. Fish. 7: 297–329.
- Moll, D., Polte, P., Jochum, K.P., Gröhsler, T., Bekkevold, D., McQuinn, I., Möllmann, C., Zimmermann, C., and Kotterba, P. 2025. Direct evidence of natal homing in an Atlantic herring metapopulation. Sci. Adv. 11.
-

-
- Neuenhoff, R.D., Swain, D.P., Cox, S.P., McAllister, M.K., Trites, A.W., Walters, C.J., and Hammill, M.O. 2019. Continued decline of a collapsed population of Atlantic cod (*Gadus morhua*) due to predation-driven Allee effects. *Can. J. Fish. Aquat. Sci.* 76: 168–184.
- Peterman, R.M., and G.J. Steer. Relation between sport-fishing catch-ability coefficients and salmon abundance. *Trans. Am. Fish. Soc.*, 110: 585–593 (1981).
- Pitcher, T.J. 1995. The impact of pelagic fish behavior on fisheries. *Scientia Marina*, 59: 295–306.
- Rossi, S.P., Cox, S.P., Hammill, M.O., den Heyer, C.E., Swain, D.P., Mosnier, A. and Benoît, H.P., 2021. Forecasting the response of a recovered pinniped population to sustainable harvest strategies that reduce their impact as predators. *ICES Journal of Marine Science*, 78: 1804-1814.
- Rossi, S.P., et Turcotte, F. Sous presse. Modèle statistique spatialement désagrégé de capture selon l'âge pour le hareng atlantique (*Clupea harengus*) frayant à l'automne dans le sud du golfe du Saint-Laurent (division 4TVn de l'OPANO), tenant compte de la prédation. *Secr. can. des avis sci. du MPO. Doc. de rech.*
- Stewart, I.J., and Monnahan, C.C. 2025. Diagnosing common sources of lack of fit to composition data in fisheries stock assessment models using One-Step-Ahead (OSA) residuals. *CJFAS*: 0–3.
- Stock, B.C., and Miller, T.J. 2021. [The Woods Hole Assessment Model \(WHAM \): A general state-space assessment framework that incorporates time- and age-varying processes via random effects and links to environmental covariates](#). *Fish. Res.* 240(April): 105967. Elsevier B.V.
- Swain, D.P., and Benoît, H.P. 2015. Extreme increases in natural mortality prevent recovery of collapsed fish populations in a Northwest Atlantic ecosystem. *Marine Ecology Progress Series* 519: 165–182.
- Swain, D.P., Benoît, H.P., and Hammill, M.O. 2015. Spatial distribution of fishes in a Northwest Atlantic ecosystem in relation to risk of predation by a marine mammal. *J. Anim. Ecol.* 84:1286-1298.
- Szuwalski, C.S., Ianelli, J.N., Punt, A.E., 2018. Reducing retrospective patterns in stock assessment and impacts on management performance. *ICES J. Mar. Sci.* 75, 596–609.
- Szuwalski, C.S., Hollowed, A.B., Holsman, K.K., Ianelli, J.N., Legault, C.M., Melnychuk, M.C., Ovando, D., and Punt, A.E. 2023. Unintended consequences of climate-adaptive fisheries management targets. *Fish and Fisheries*, 24: 439–453.
- Turcotte, F., Swain, D. P., et McDermid, J. L. 2021a. [Modèles de population du hareng de l'Atlantique de la division 4TVn de l'OPANO : de l'analyse de population virtuelle à un modèle statistique de capture selon l'âge estimant la mortalité naturelle](#). *Secr. can. de consult. sci. du MPO. Doc. de rech.* 2021/029. vii + 58 p.
- Turcotte, F., Swain, D.P., McDermid, J.L., et DeJong, R. 2021b. [Évaluation des stocks de Hareng de l'Atlantique \(*Clupea harengus*\) de la zone 4TVn de l'OPANO dans le sud du golfe du Saint-Laurent en 2018-2019](#). *Secr. can. de consult. sci. du MPO. Doc. de rech.* 2021/030. xv + 167 p.
- Turcotte, F., McDermid, J.L., Tunney, T.D., and Hanke, A. 2021c. Increasing occurrence of Atlantic bluefin tuna on Atlantic herring spawning grounds: a signal of escalating pelagic predator–prey interaction? *Marine and Coastal Fisheries*, 13: 240–252.
-

-
- Turcotte, F. 2022. [Effets de l'environnement sur la dynamique du recrutement et sur les projections de la population de géniteurs de printemps du hareng de l'Atlantique de la division 4TVn de l'OPANO](#). Secr. can. des avis sci. du MPO. Doc. de rech. 2022/047. iv + 27 p.
- Turcotte, F., Hanke, A., and McDermid, J.L. 2023. Atlantic bluefin tuna diet variability in the southern Gulf of St. Lawrence, Canada. *Mar. Environ. Res.*, 187: 105949.
- Turcotte, F., Landry, L., McDermid, J.L., Maynard, L., et Burbank, J. Sous presse. Examen du cadre de référence pour le hareng de l'Atlantique (*Clupea harengus*) frayant à l'automne de la division 4TVn de l'OPANO: Données sur les pêches et les relevés. Secr. can. des avis sci. du MPO. Doc. de rech.
- Van Beveren, E., Boudreau, M., Lévesque, L., Lehoux, C., Boudreau, M., et Plourde, S. 2023. [Évaluation du contingent nord du maquereau bleu \(*Scomber scombrus*\) en 2022](#). Secr. can. des avis sci. du MPO. Doc. de rech. 2023/080. v + 52 p.
- Wilberg, M.J., Thorson, J.T., Linton, B.C., and Berkson, J. 2010. [Incorporating time-varying catchability into population dynamic stock assessment models](#). *Rev. Fish. Sci.* 18(1): 7–24.
- Winters, G.H., and Wheeler, J.P. 1985. [Interaction Between Stock Area, Stock Abundance, and Catchability Coefficient](#). *Can. J. Fish. Aquat. Sci.* 42(5): 989–998.

FIGURES

MODÈLE DE LA SOUS-POPULATION DU NORD

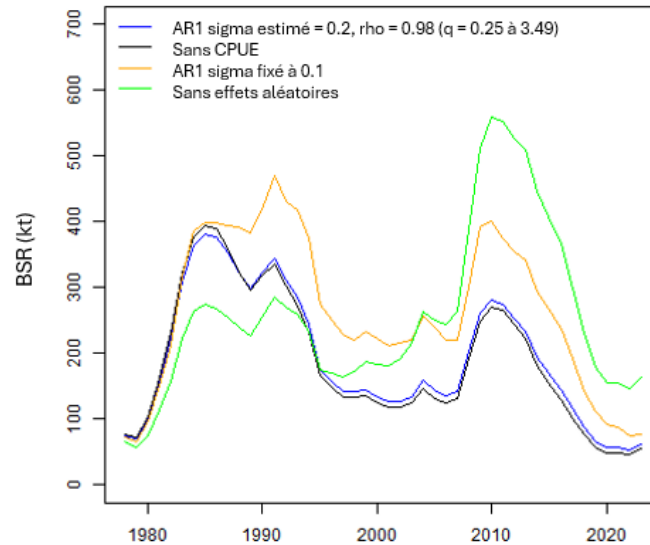


Figure 1. Biomasse du stock reproducteur (BSR; en kilotonnes [kt]) d'après les analyses de sensibilité du modèle de la sous-population du nord intégrant l'indice de biomasse selon la CPUE et la capturabilité (q) variable dans le temps. Modèle de base sans indice de CPUE (sans CPUE; ligne noire), modèle de base avec erreur de processus liée à q selon la CPUE modélisée comme un processus AR1 (ligne bleue), modèle avec le paramètre de l'écart type fixé à 0,1 et processus AR1 (ligne rouge) et modèle de base avec indice de CPUE sans effets aléatoires (ligne verte).

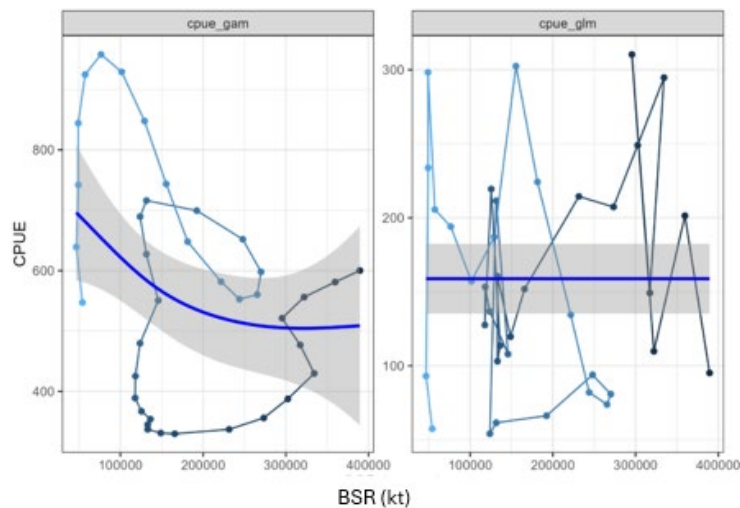


Figure 2. Relations entre les indices de biomasse selon la CPUE de la pêche au filet maillant (axe des ordonnées; CPUE-GAM, panneau de gauche; CPUE-GLM, panneau de droite) et la biomasse du stock reproducteur (BSR; axe des abscisses, en tonnes), par année (points et lignes colorés), de 1978 à 2023, d'après le modèle de la sous-population du nord. Les lignes bleues et les zones grises représentent respectivement l'ajustement du modèle additif généralisé à chaque relation et l'erreur type.

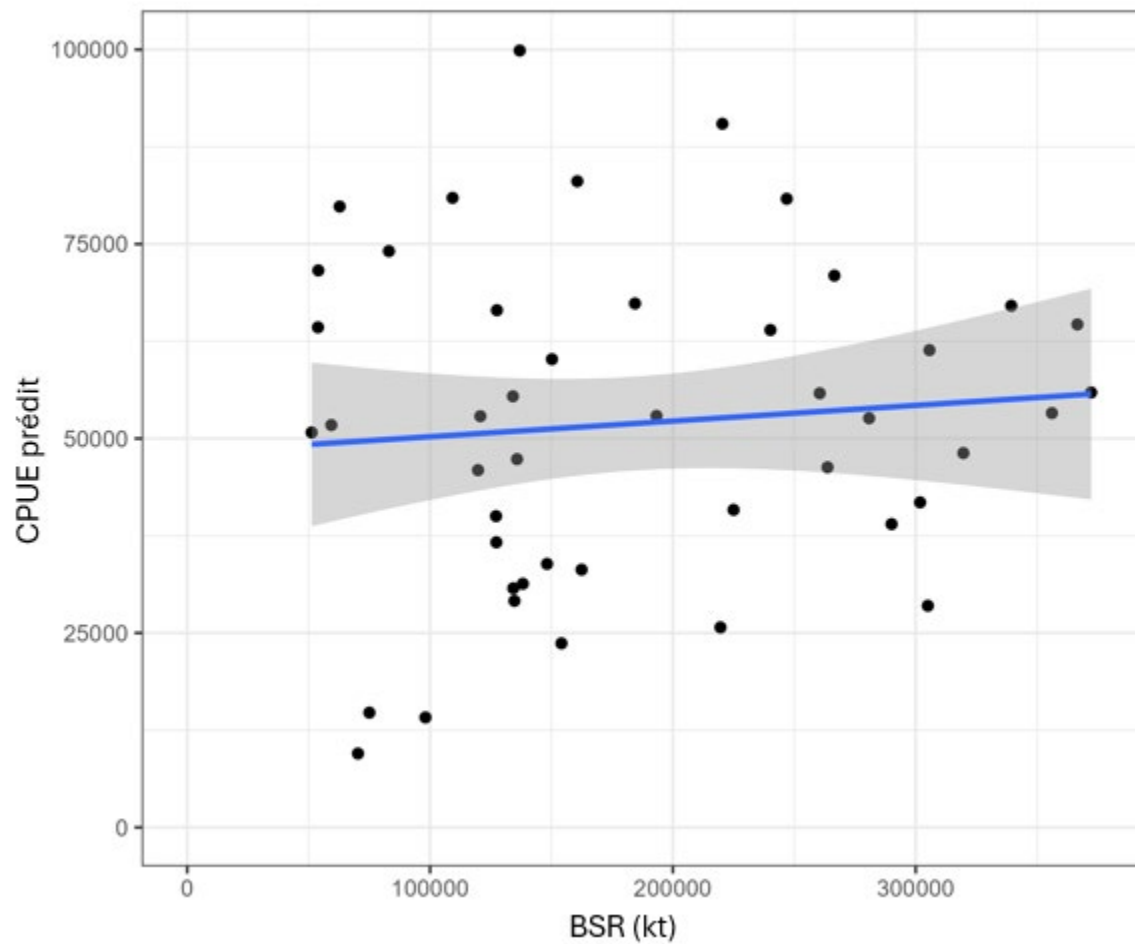


Figure 3. Relation entre l'indice de biomasse selon la CPUE de la pêche au filet maillant (CPUE-GAM) et la biomasse du stock reproducteur (BSR; axe des abscisses, en tonnes), de 1978 à 2023, prédite par l'analyse de sensibilité du modèle de la sous-population du nord. La ligne bleue et la zone grise correspondent respectivement à l'ajustement du modèle additif généralisé et à l'erreur type.

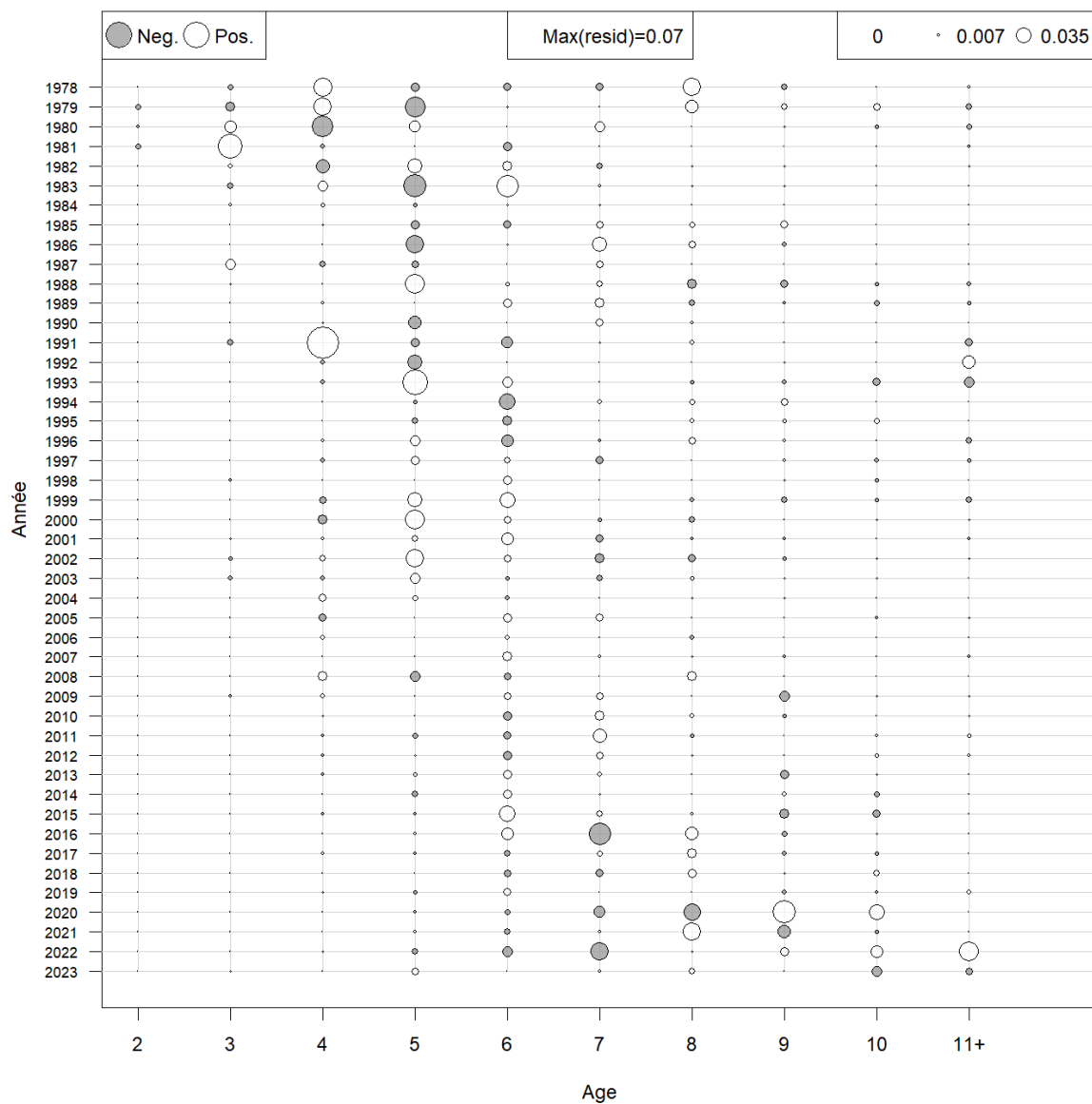


Figure 4. Résidus bruts (valeurs observées - valeurs prédites) du modèle de la sous-population du nord pour la composition selon l'âge provenant de la pêche à engins fixes entre 1978 et 2023. Les cercles blancs représentent des résidus positifs et les cercles gris, des résidus négatifs. La taille des cercles est proportionnelle à la valeur résiduelle.

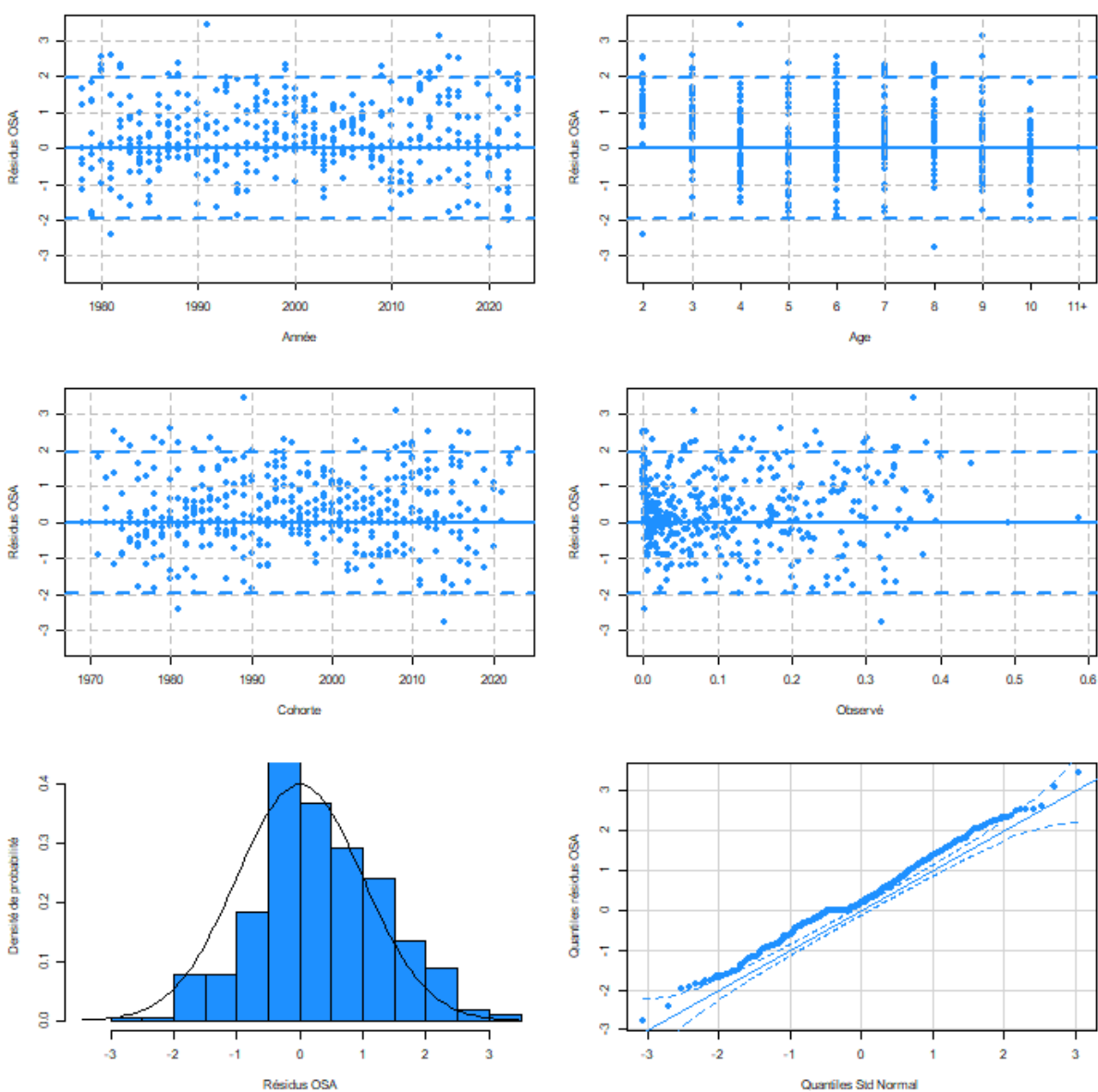


Figure 5. Résidus OSA du modèle de la sous-population du nord pour la composition selon l'âge provenant de la pêche à engins fixes par année, âge, cohorte, valeur observée, densité des probabilités et comparaison avec les quantiles d'une distribution normale (panneaux de gauche à droite, du haut vers le bas).

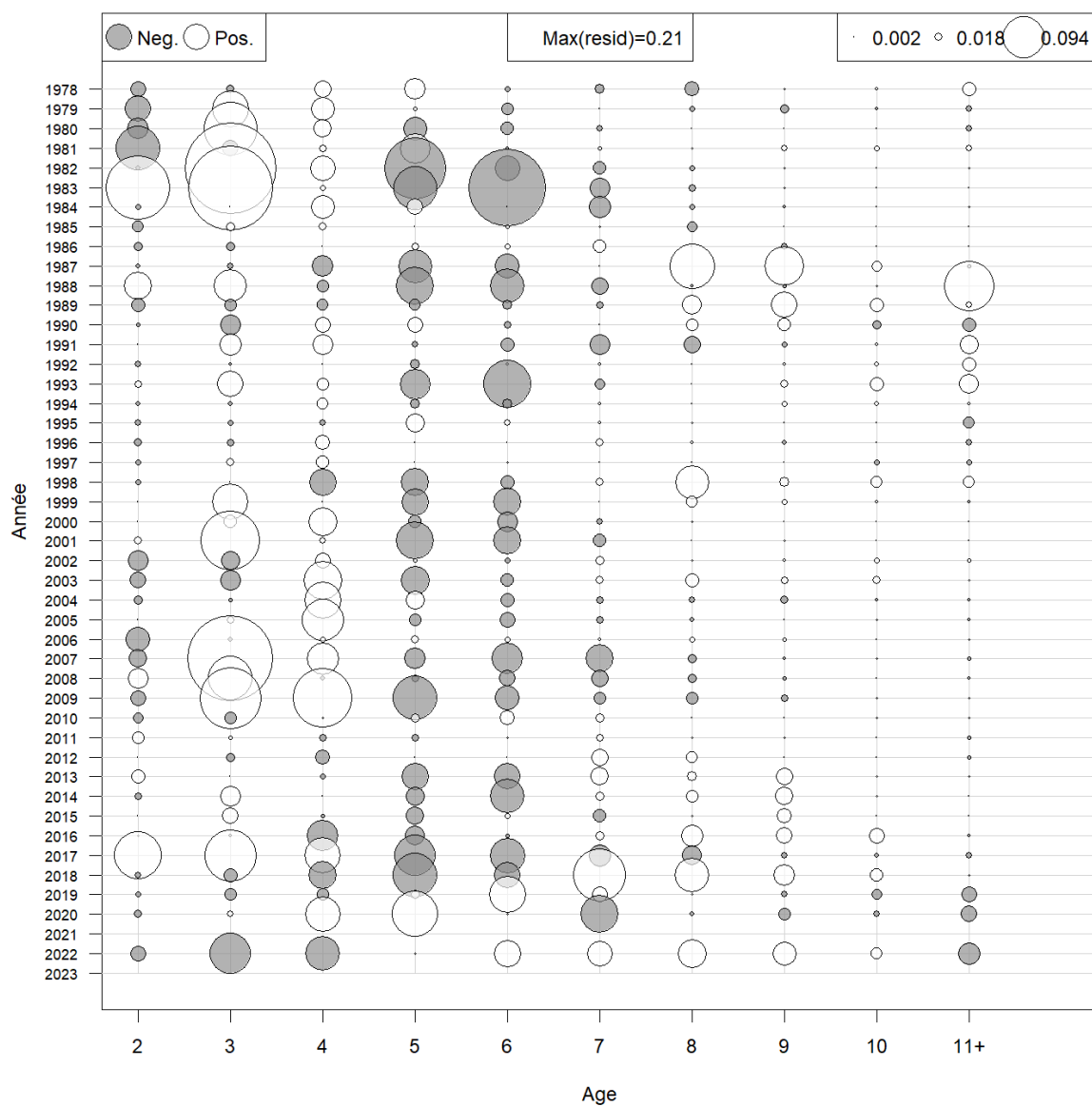


Figure 6. Résidus bruts (valeurs observées - valeurs prédites) du modèle de la sous-population du nord pour la composition selon l'âge provenant de la pêche à engins mobiles entre 1978 et 2023. Les cercles blancs représentent des résidus positifs et les cercles gris, des résidus négatifs. La taille des cercles est proportionnelle à la valeur résiduelle.

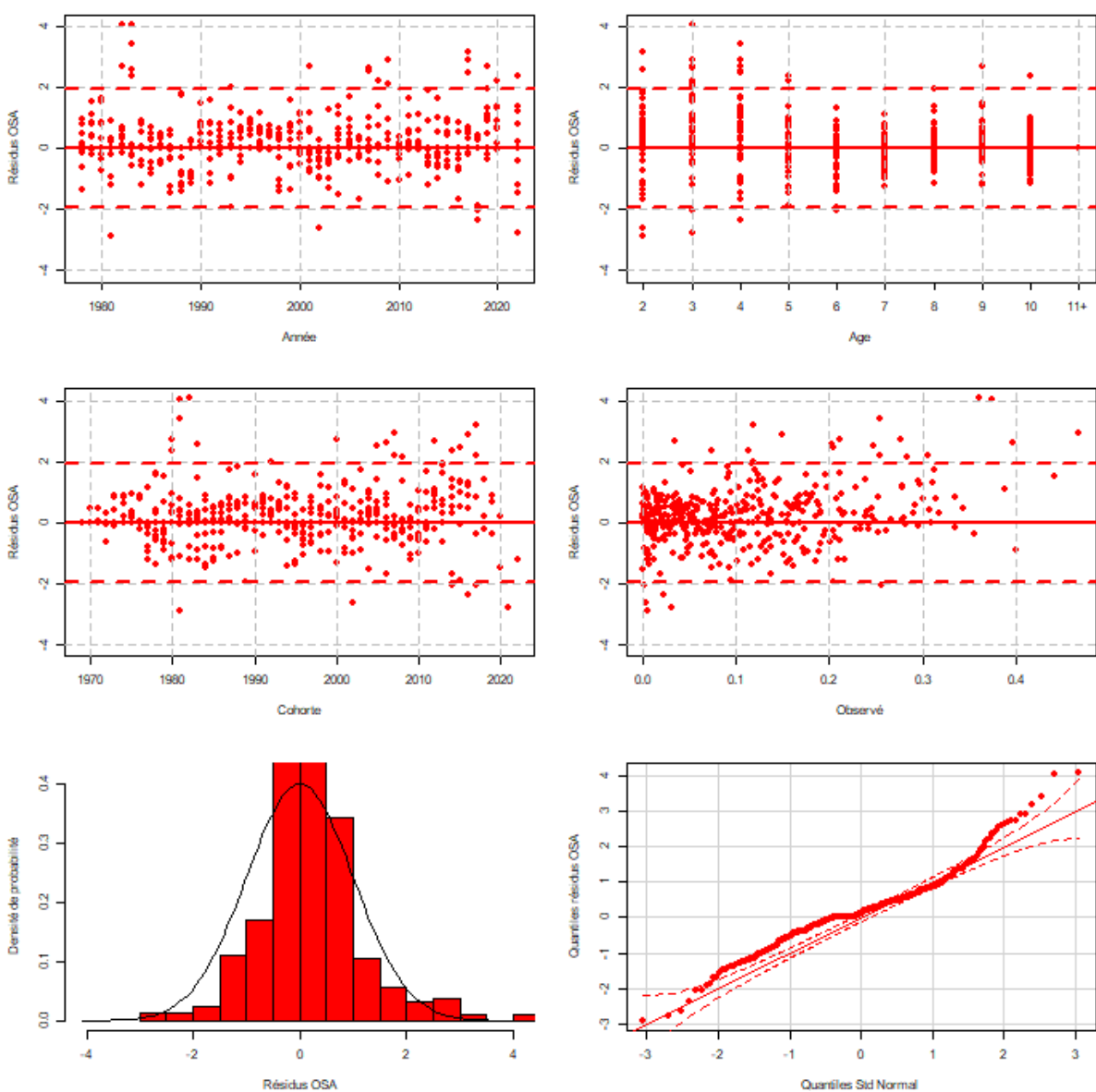


Figure 7. Résidus OSA du modèle de la sous-population du nord pour la composition selon l'âge provenant de la pêche à engins mobiles par année, âge, cohorte, valeur observée, densité des probabilités et comparaison avec les quantiles d'une distribution normale (panneaux de gauche à droite, du haut vers le bas).

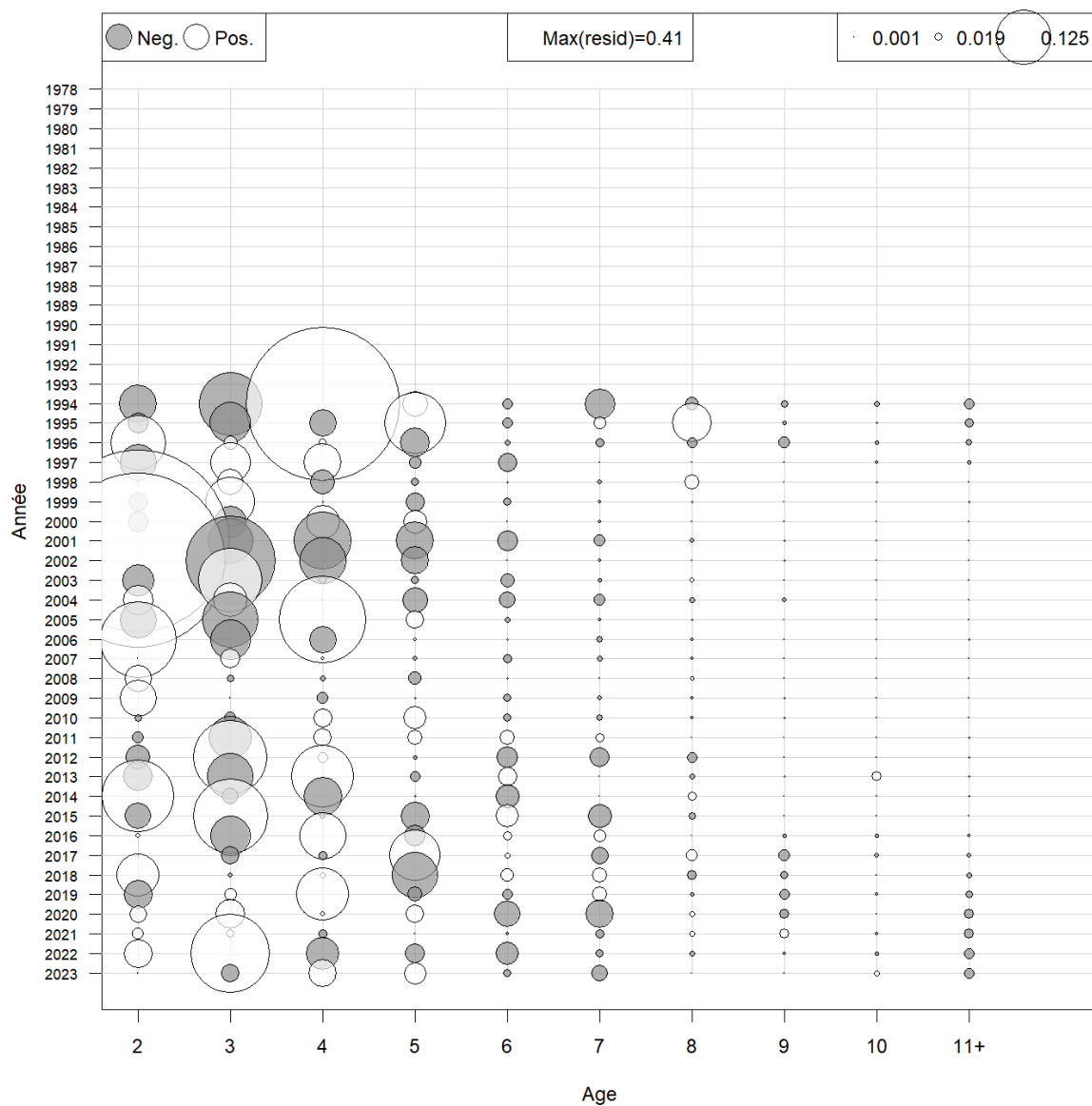


Figure 8. Résidus bruts (valeurs observées - valeurs prédites) du modèle de la sous-population du nord pour la composition selon l'âge provenant du relevé acoustique BDCM entre 1978 et 2023. Les cercles blancs représentent des résidus positifs et les cercles gris, des résidus négatifs. La taille des cercles est proportionnelle à la valeur résiduelle.

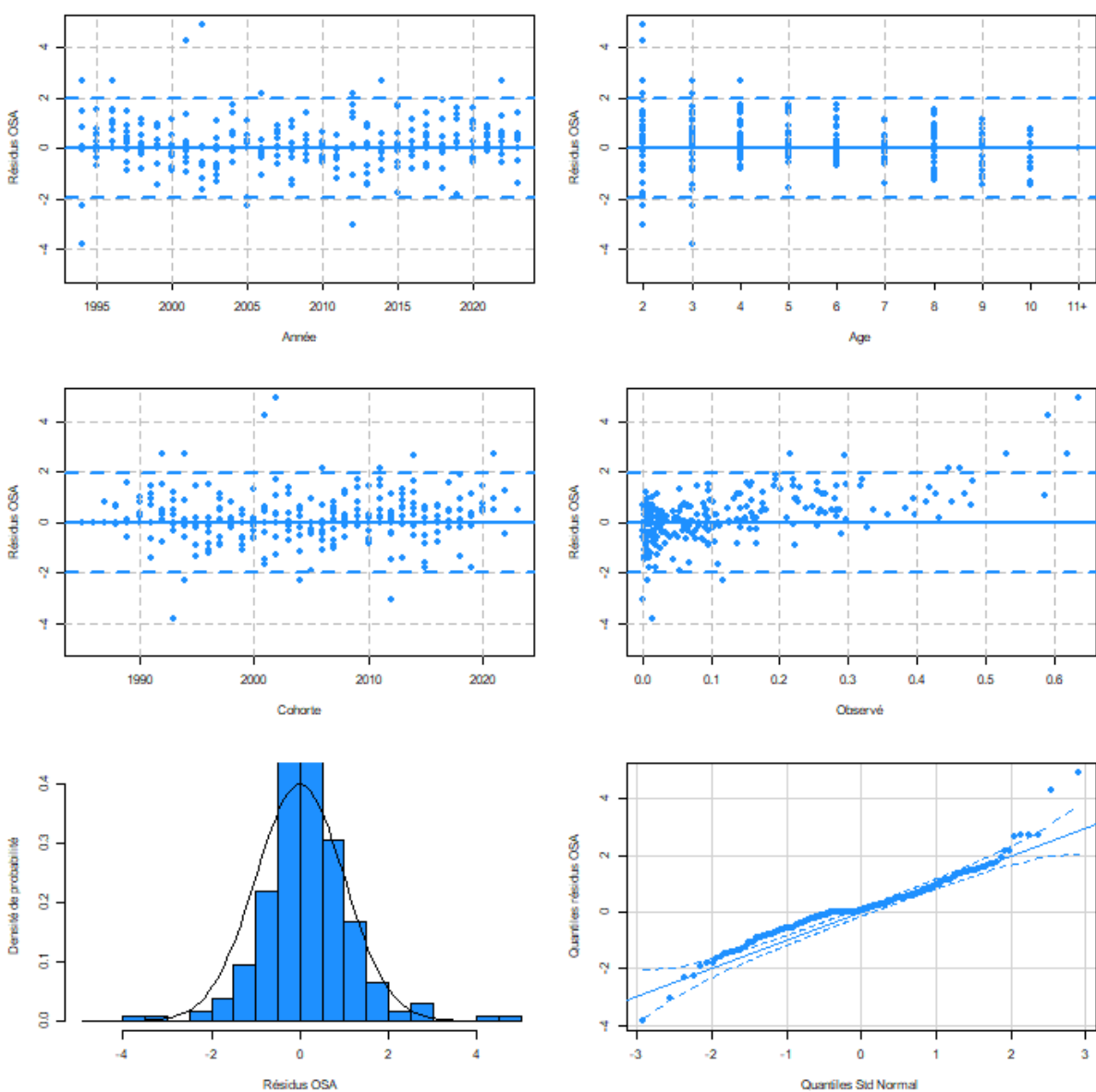


Figure 9. Résidus OSA du modèle de la sous-population du nord pour la composition selon l'âge provenant du relevé acoustique BDCM par année, âge, cohorte, valeur observée, densité des probabilités et comparaison avec les quantiles d'une distribution normale (panneaux de gauche à droite, du haut vers le bas).

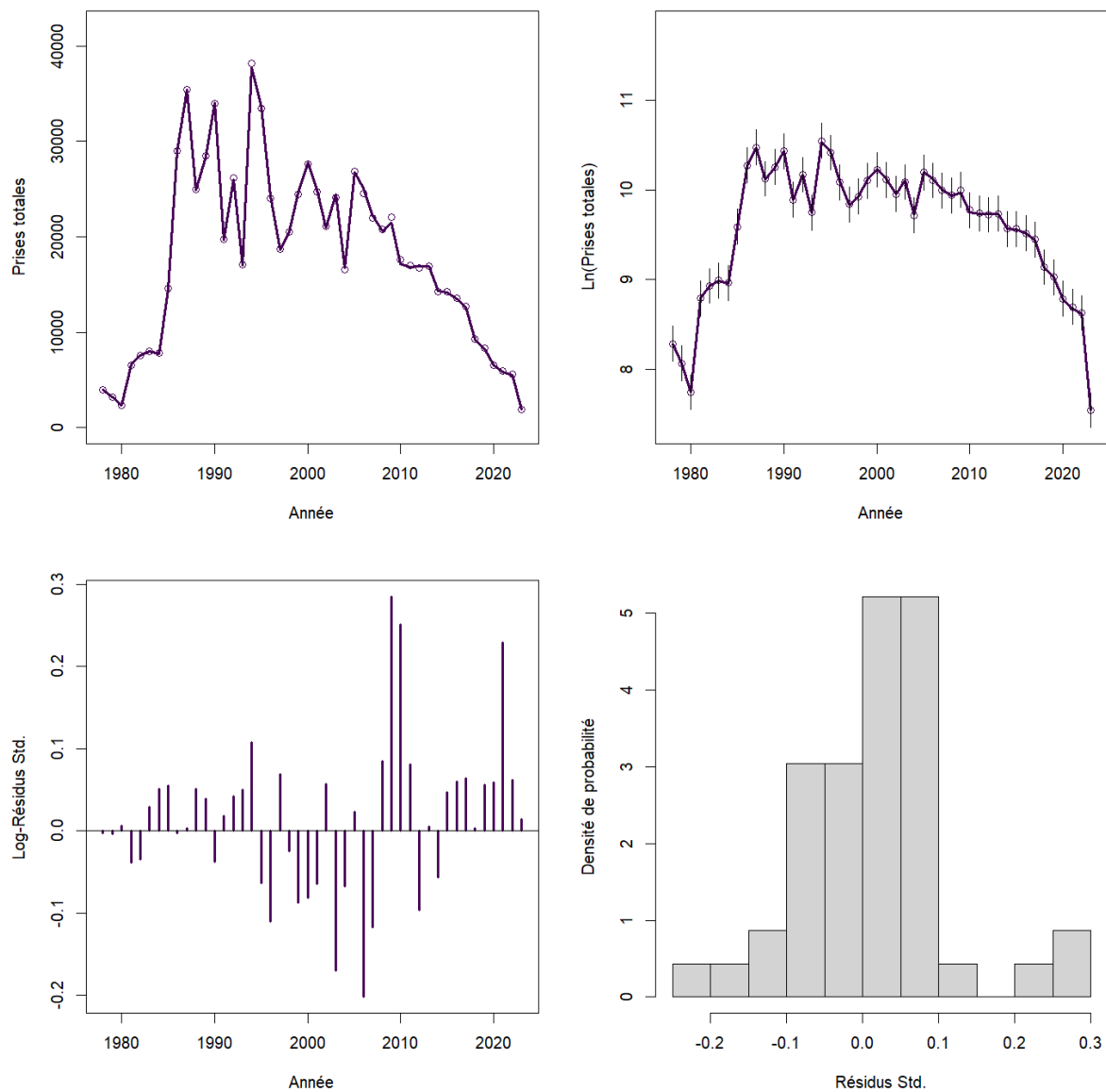


Figure 10. Ajustement du modèle de la sous-population du nord au total des prises de la pêche à engins fixes (en haut à gauche), au logarithme naturel des prises (en haut à droite), aux résidus standardisés sur l'échelle logarithmique par année (en bas à gauche) et à la densité des probabilités des résidus standardisés (en bas à droite).

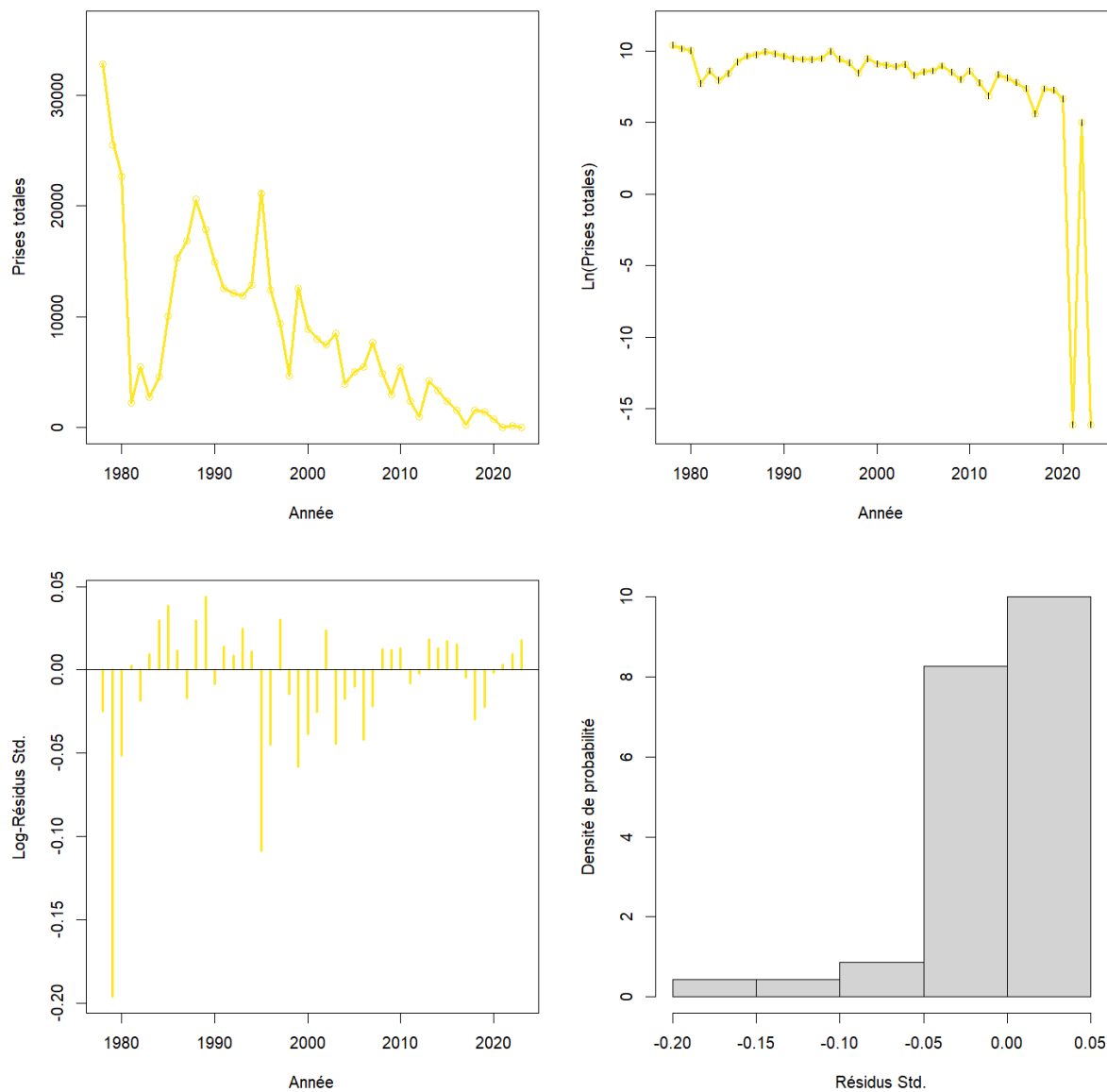


Figure 11. Ajustement du modèle de la sous-population du nord au total des prises de la pêche à engins mobiles (en haut à gauche), au logarithme naturel des prises (en haut à droite), aux résidus standardisés sur l'échelle logarithmique par année (en bas à gauche) et à la densité des probabilités des résidus standardisés (en bas à droite).

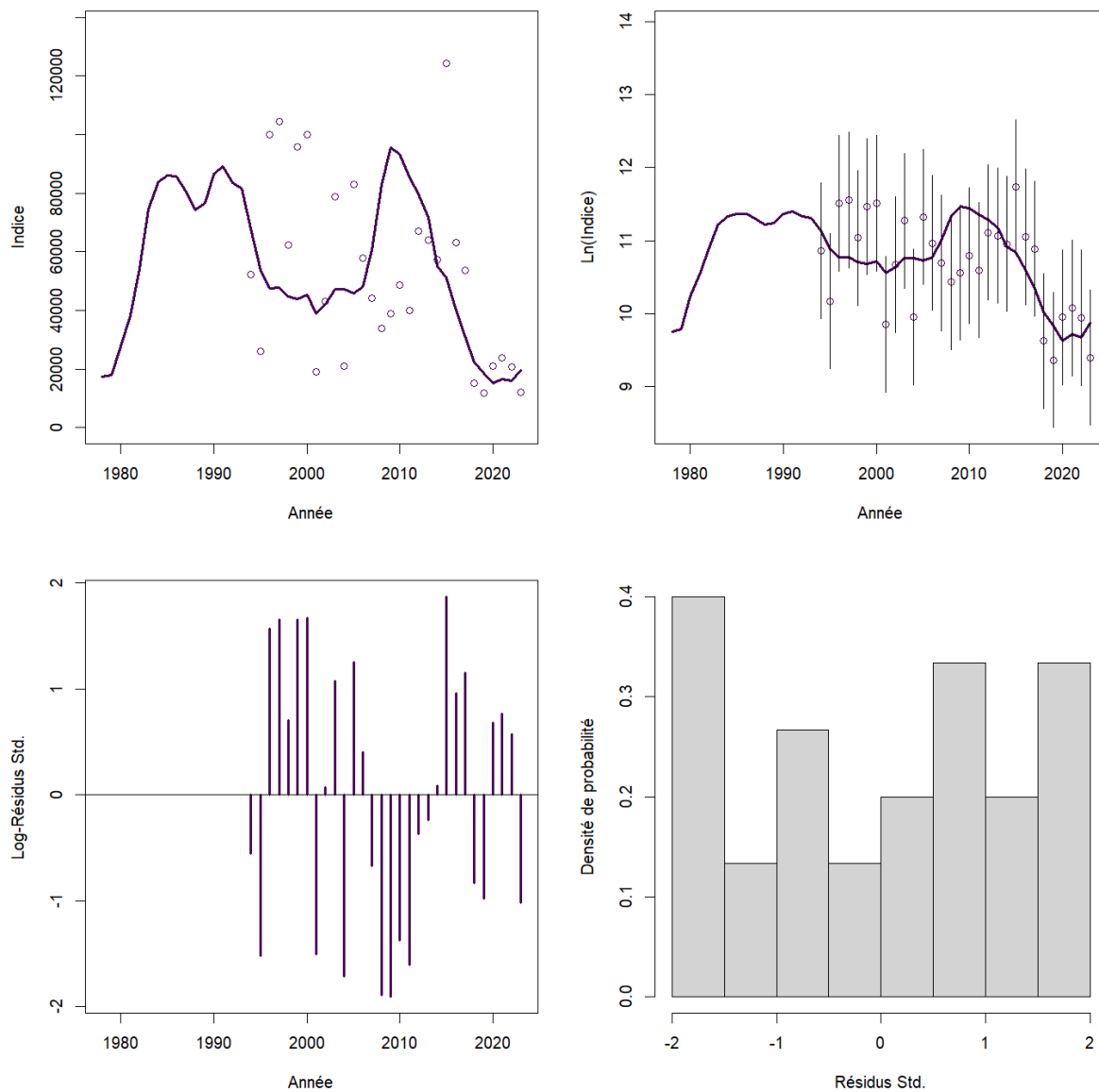


Figure 12. Ajustement du modèle de la sous-population du nord à l'indice de biomasse provenant du relevé acoustique BDCM (en haut à gauche), au logarithme naturel de l'indice (en haut à droite), aux résidus standardisés sur l'échelle logarithmique par année (en bas à gauche) et à la densité des probabilités des résidus standardisés (en bas à droite).

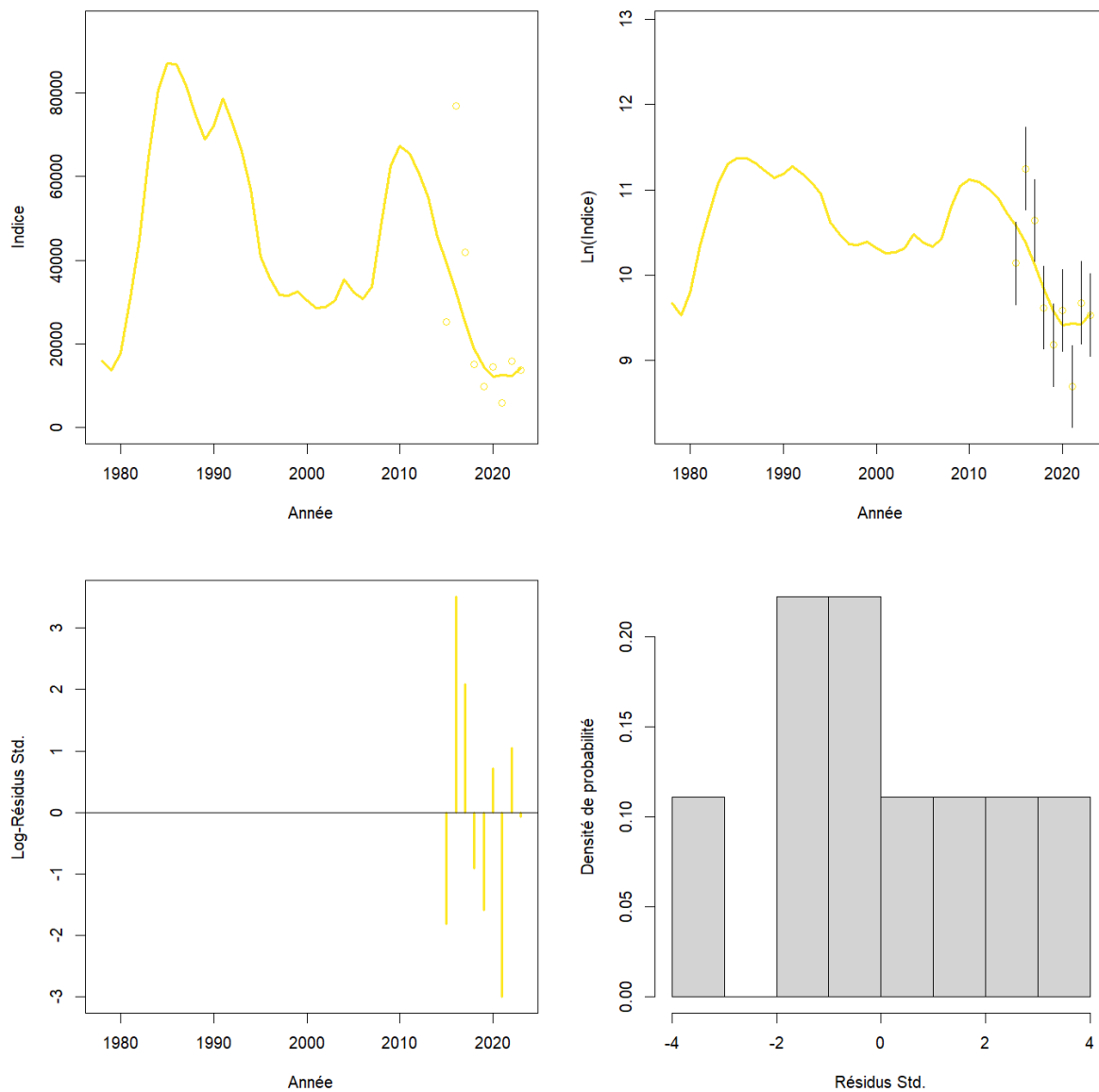


Figure 13. Ajustement du modèle de la sous-population du nord à l'indice de biomasse provenant du relevé acoustique des frayères (en haut à gauche), au logarithme naturel de l'indice (en haut à droite), aux résidus standardisés sur l'échelle logarithmique par année (en bas à gauche) et à la densité des probabilités des résidus standardisés (en bas à droite).

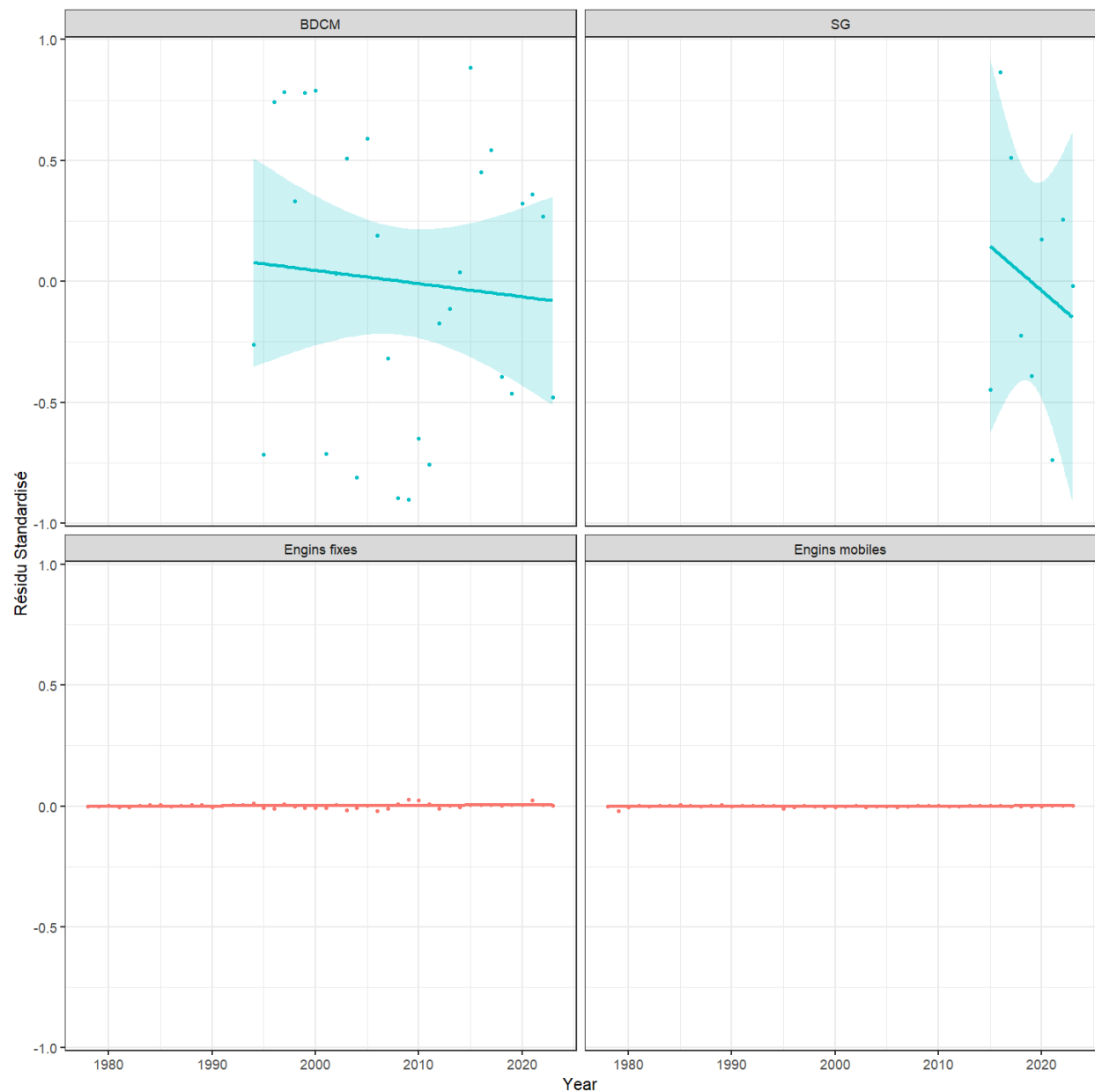


Figure 14. Résidus standardisés par année du modèle de la sous-population du nord pour le relevé acoustique BDCM, le relevé acoustique des frayères ainsi que les prises de la pêche à engins fixes et de la pêche à engins mobiles.

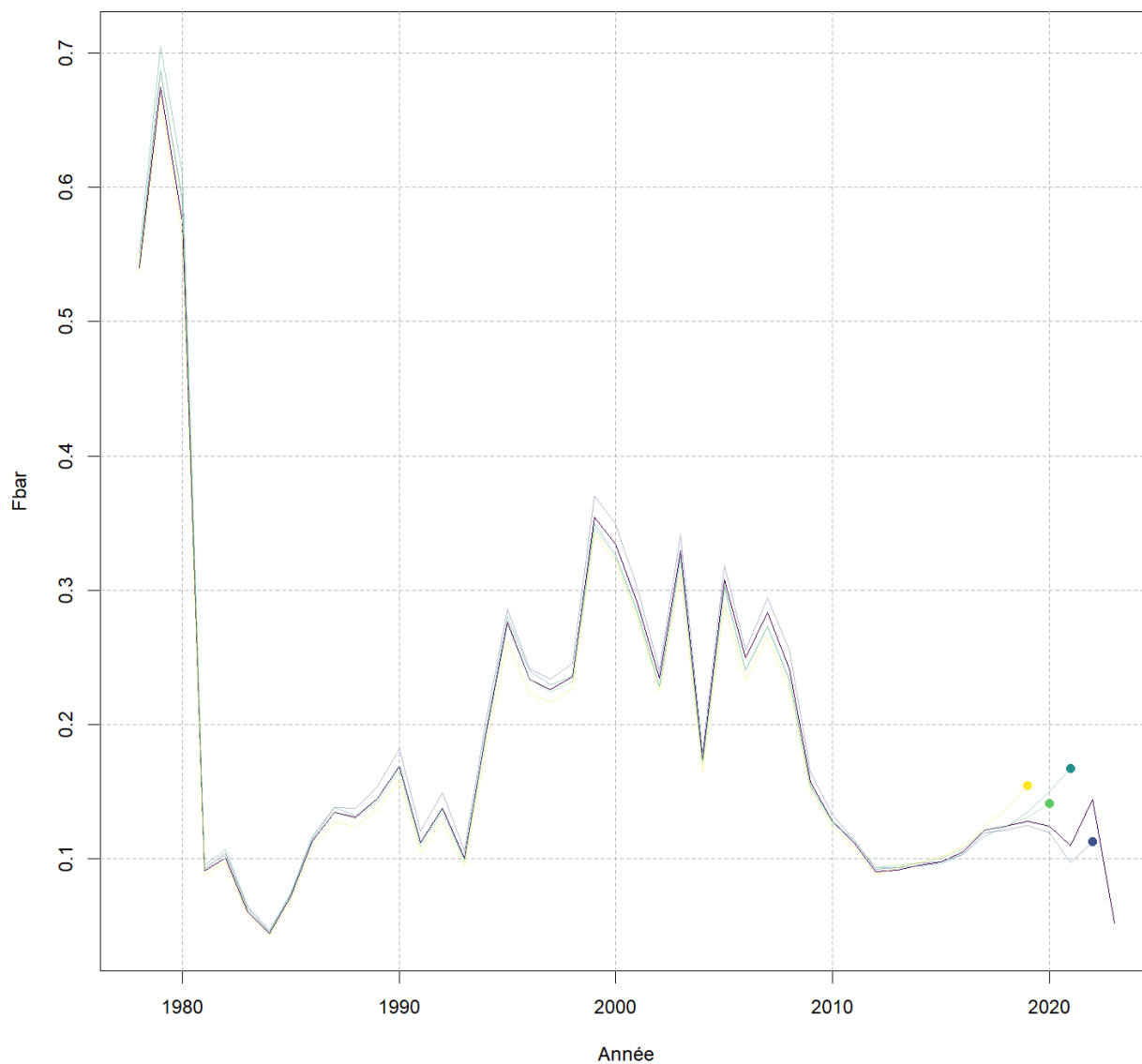


Figure 15. Analyse rétrospective du modèle de la sous-population du nord pour la mortalité par pêche moyenne ($\bar{F}$), selon quatre extractions.

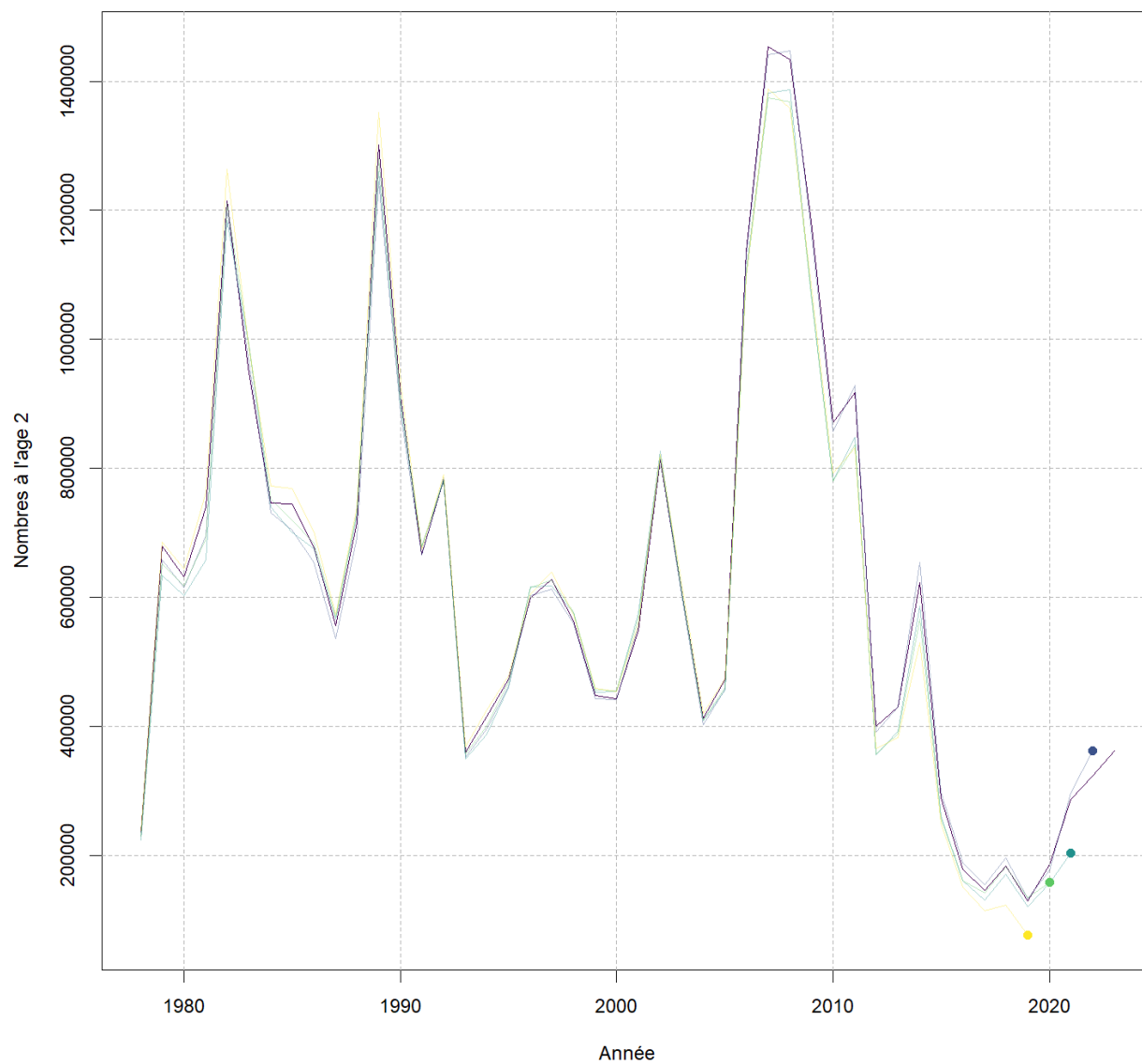


Figure 16. Analyse rétrospective du modèle de la sous-population du nord pour le recrutement (nombre de poissons d'âge 2), selon quatre extractions.

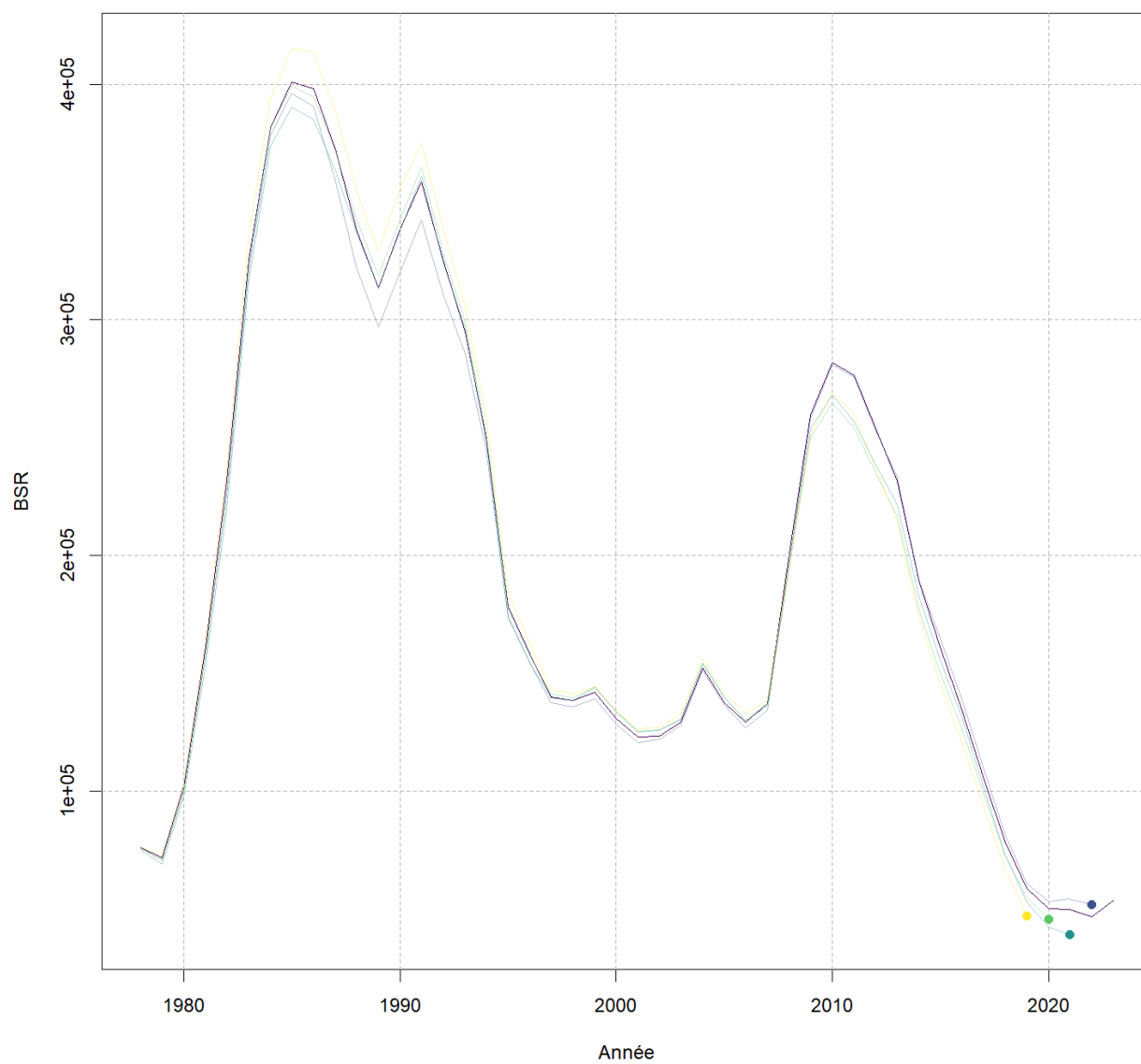


Figure 17. Analyse rétrospective du modèle de la sous-population du nord pour la biomasse du stock reproducteur (BSR; en tonnes), selon quatre extractions.

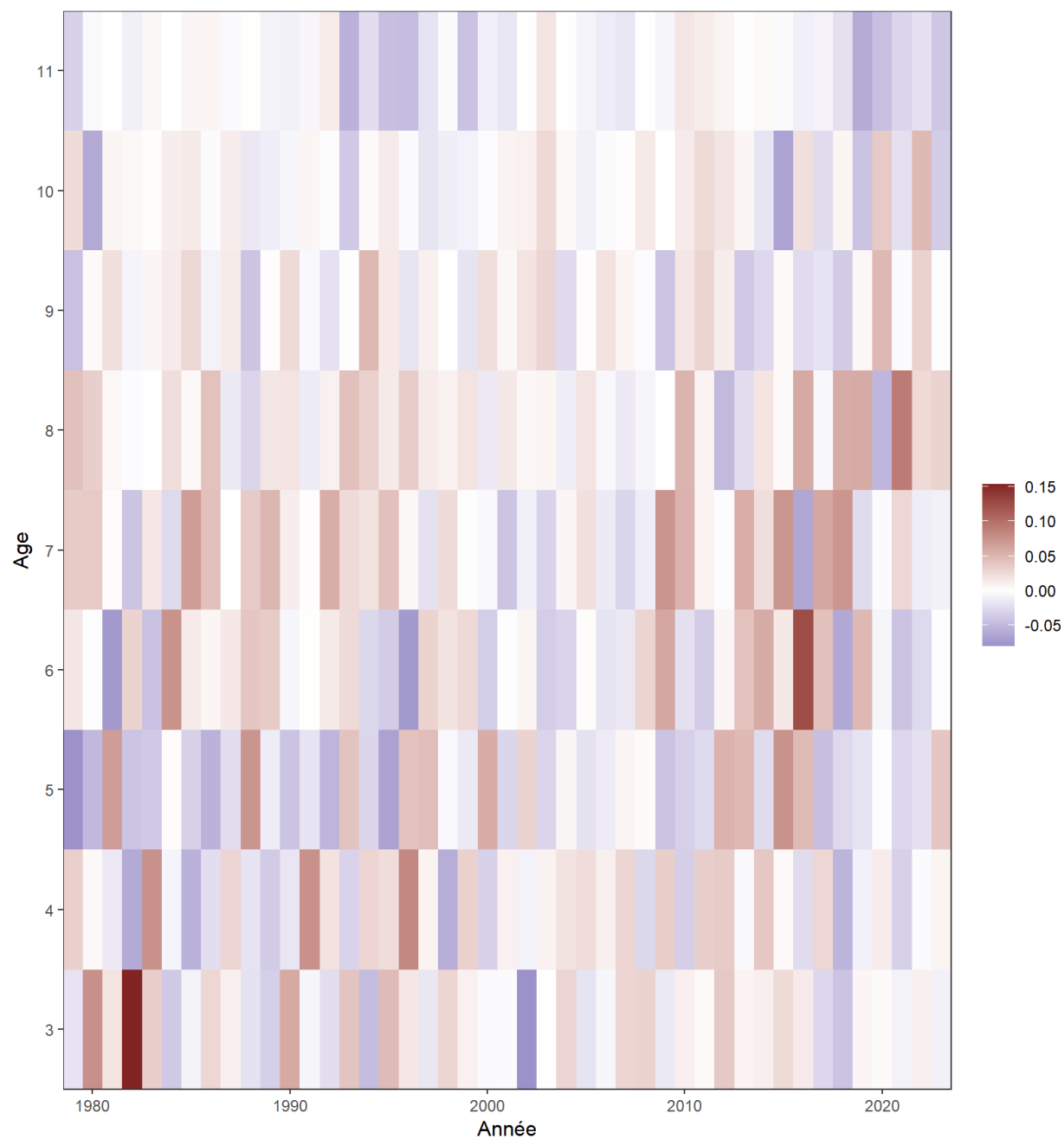


Figure 18. Écarts du modèle de la sous-population du nord liés au nombre de poissons selon l'âge, par année, pour les âges 3 à 11+.

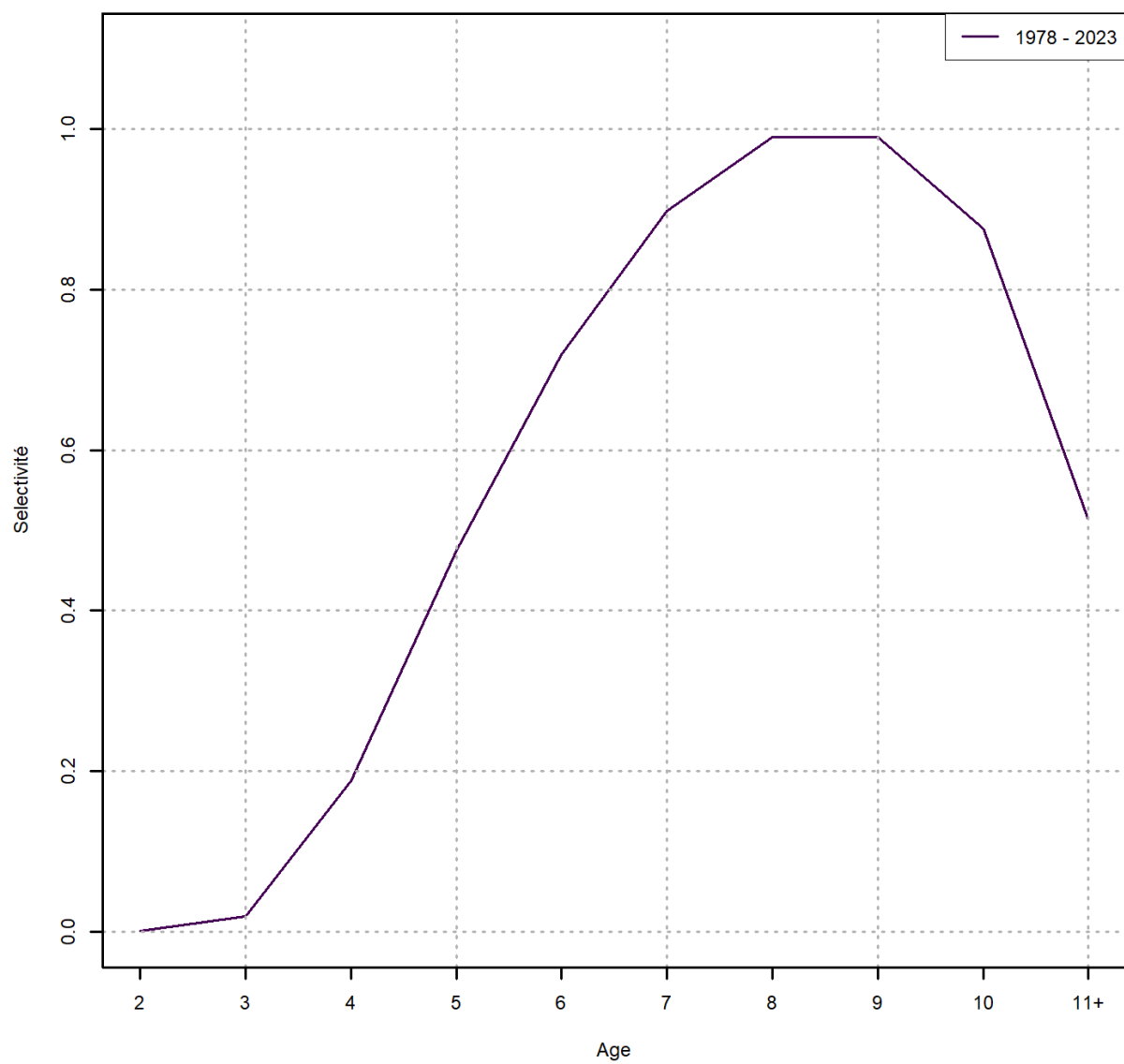


Figure 19. Sélectivité selon l'âge moyenne pour la pêche à engins fixes d'après le modèle de la sous-population du nord.

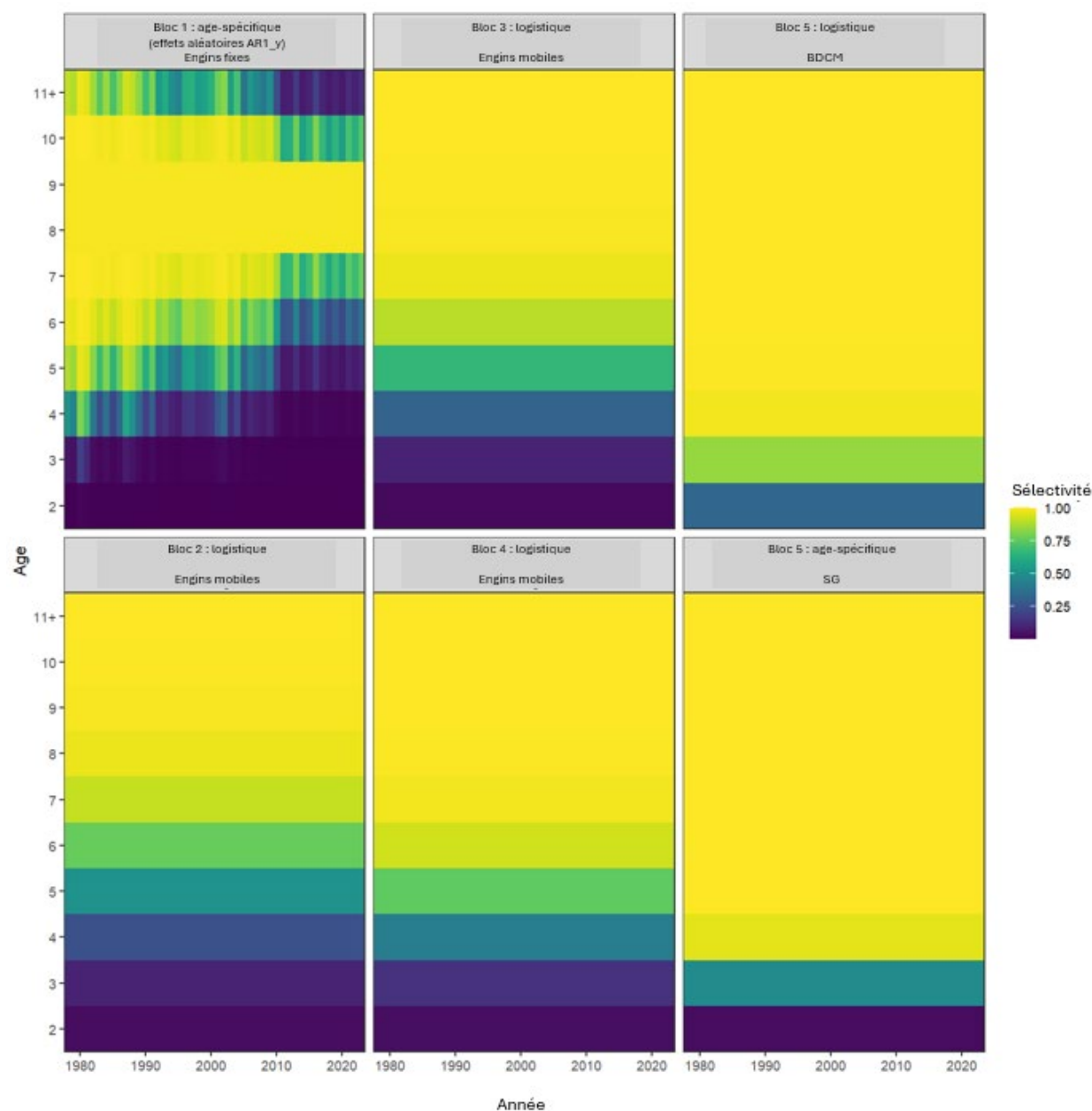


Figure 20. Sélectivité réelle, avec les effets aléatoires s'il y a lieu, pour l'ensemble des sources de prises, des relevés et des blocs temporels, d'après le modèle de la sous-population du nord.

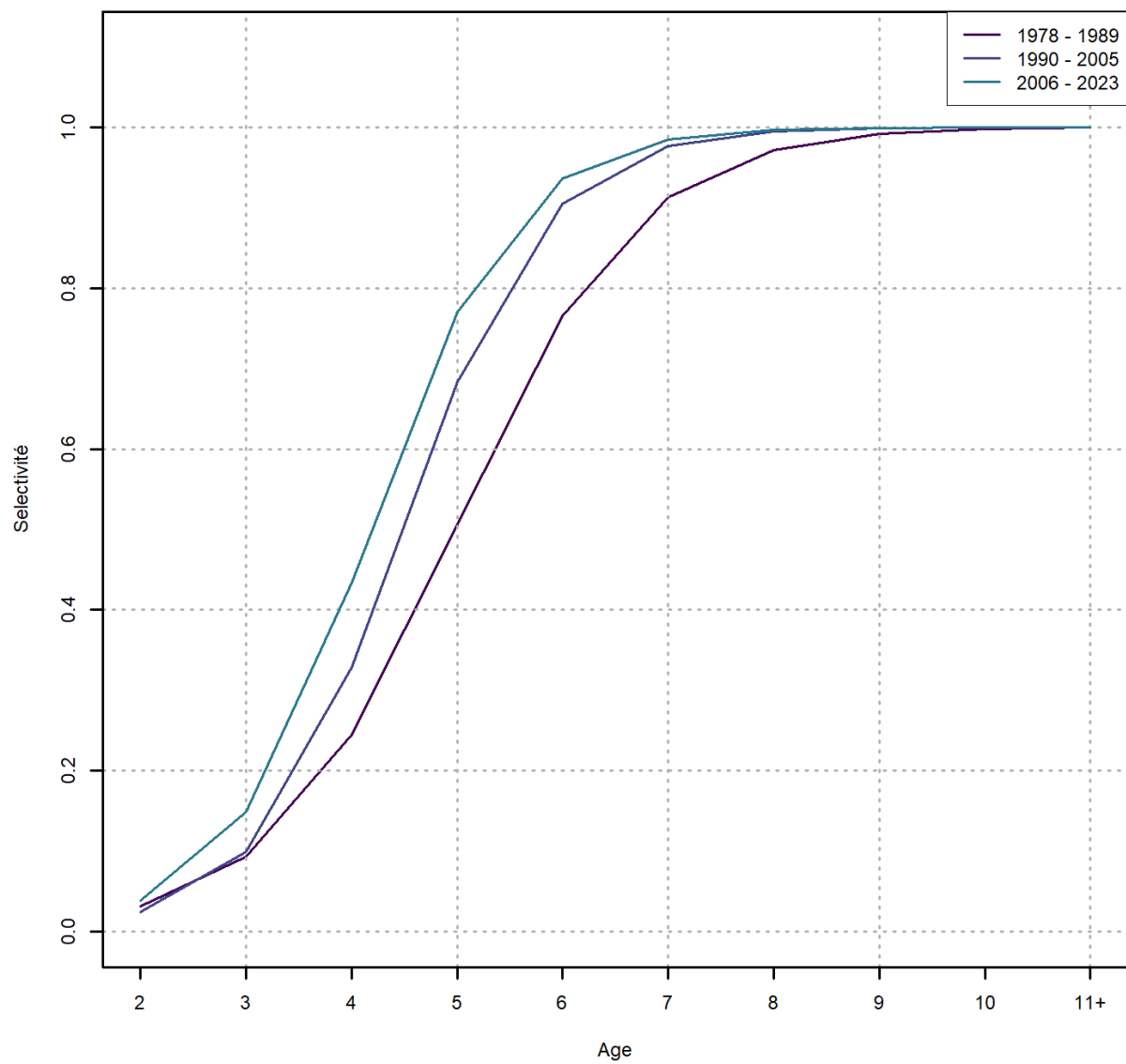


Figure 21. Sélectivité moyenne selon l'âge de la pêche à engins mobiles pour trois blocs de temps (de 1978 à 1989, de 1990 à 2005 et de 2006 à 2023), d'après le modèle de la sous-population du nord.

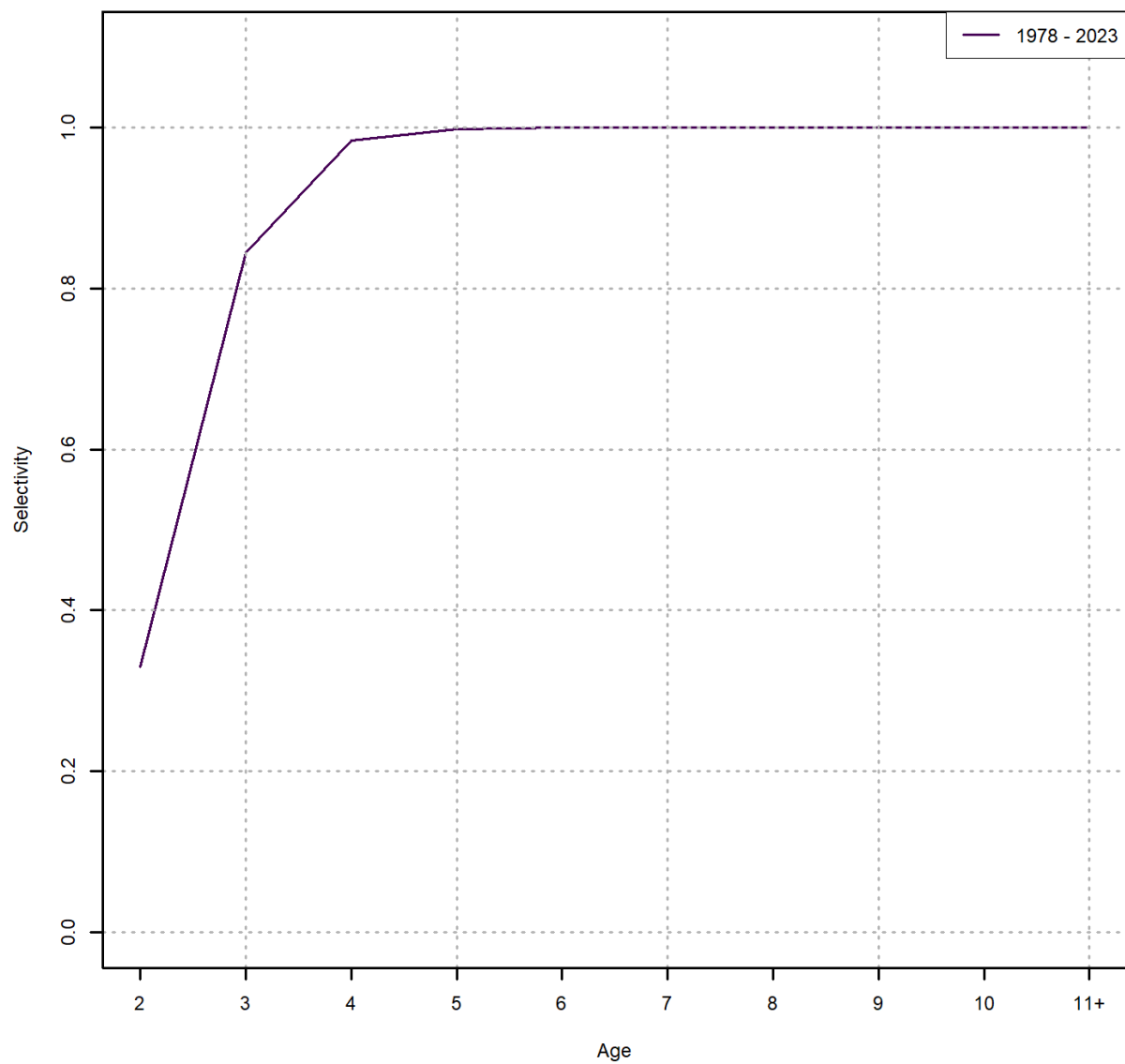


Figure 22. Sélectivité moyenne selon l'âge du relevé acoustique BDCM, modélisée comme une courbe logistique, d'après le modèle de la sous-population du nord.

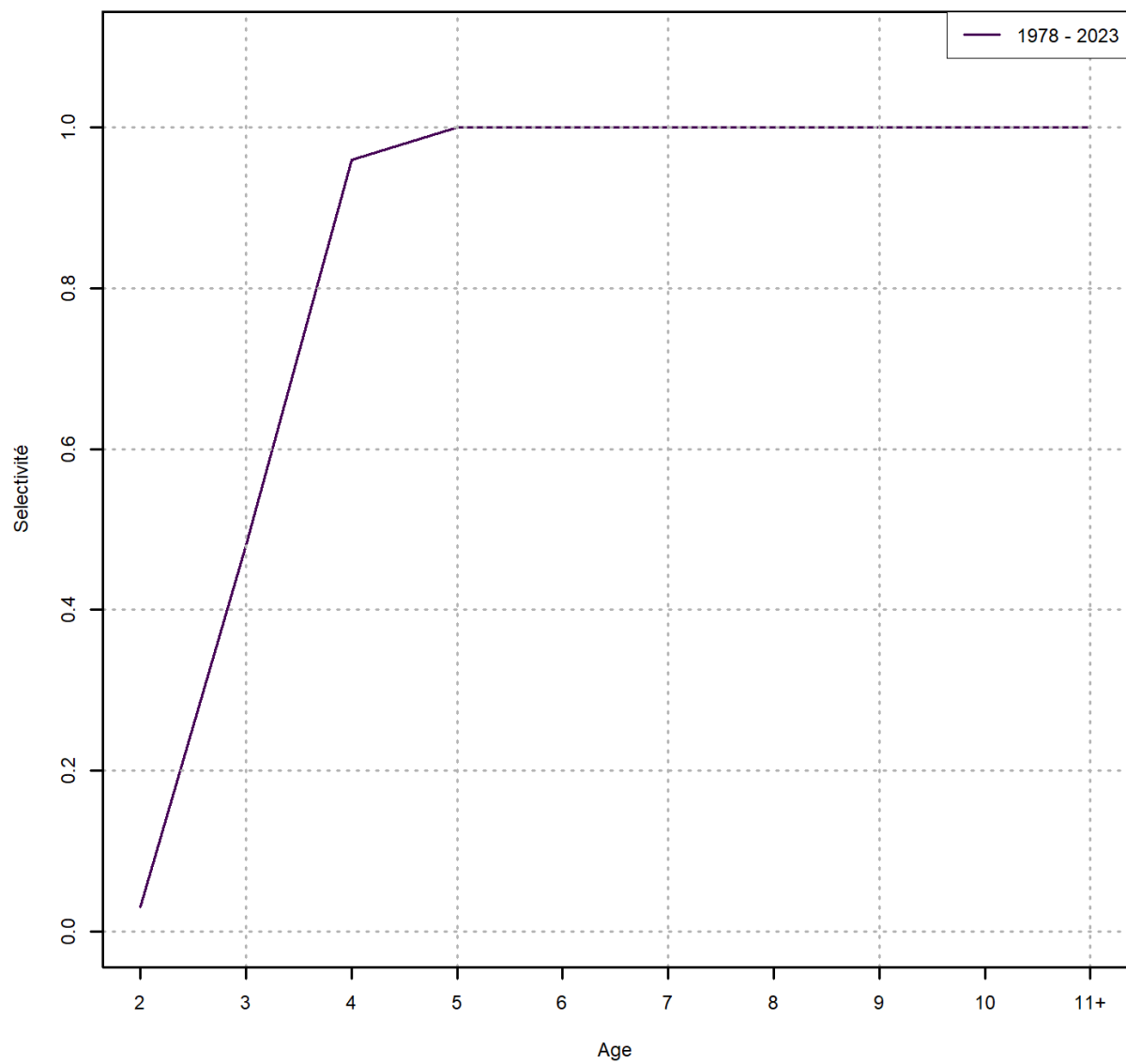


Figure 23. Sélectivité moyenne selon l'âge du relevé des frayères, modélisée en fonction du moment moyen de la maturité selon l'âge, d'après le modèle de la sous-population du nord.

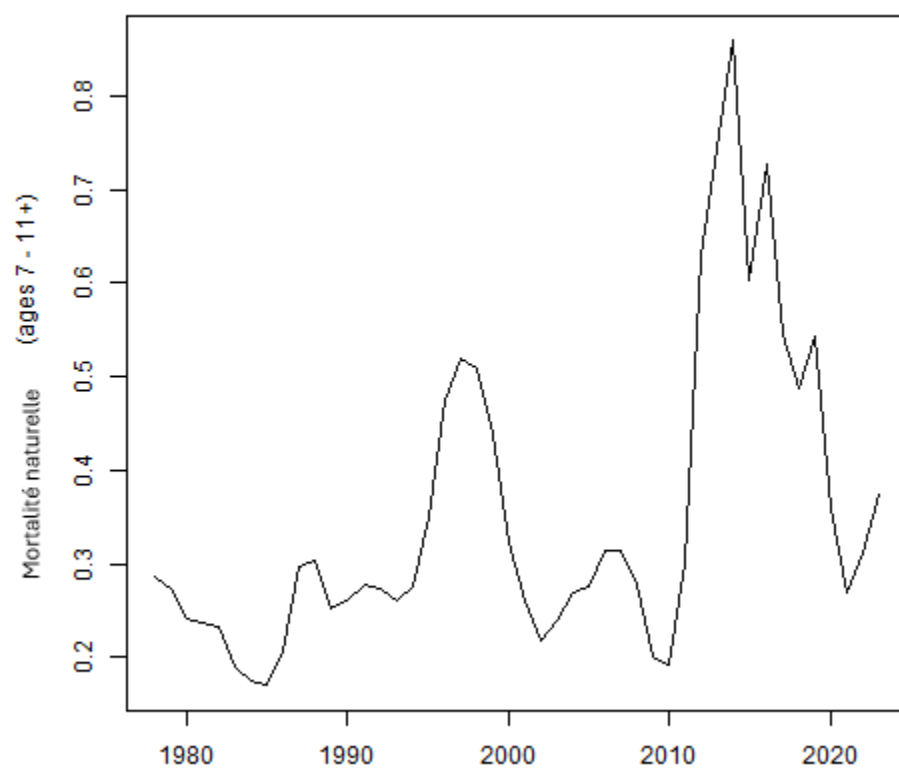


Figure 24. Mortalité naturelle pour le groupe des âges 7 à 11+, d'après le modèle de la sous-population du nord.

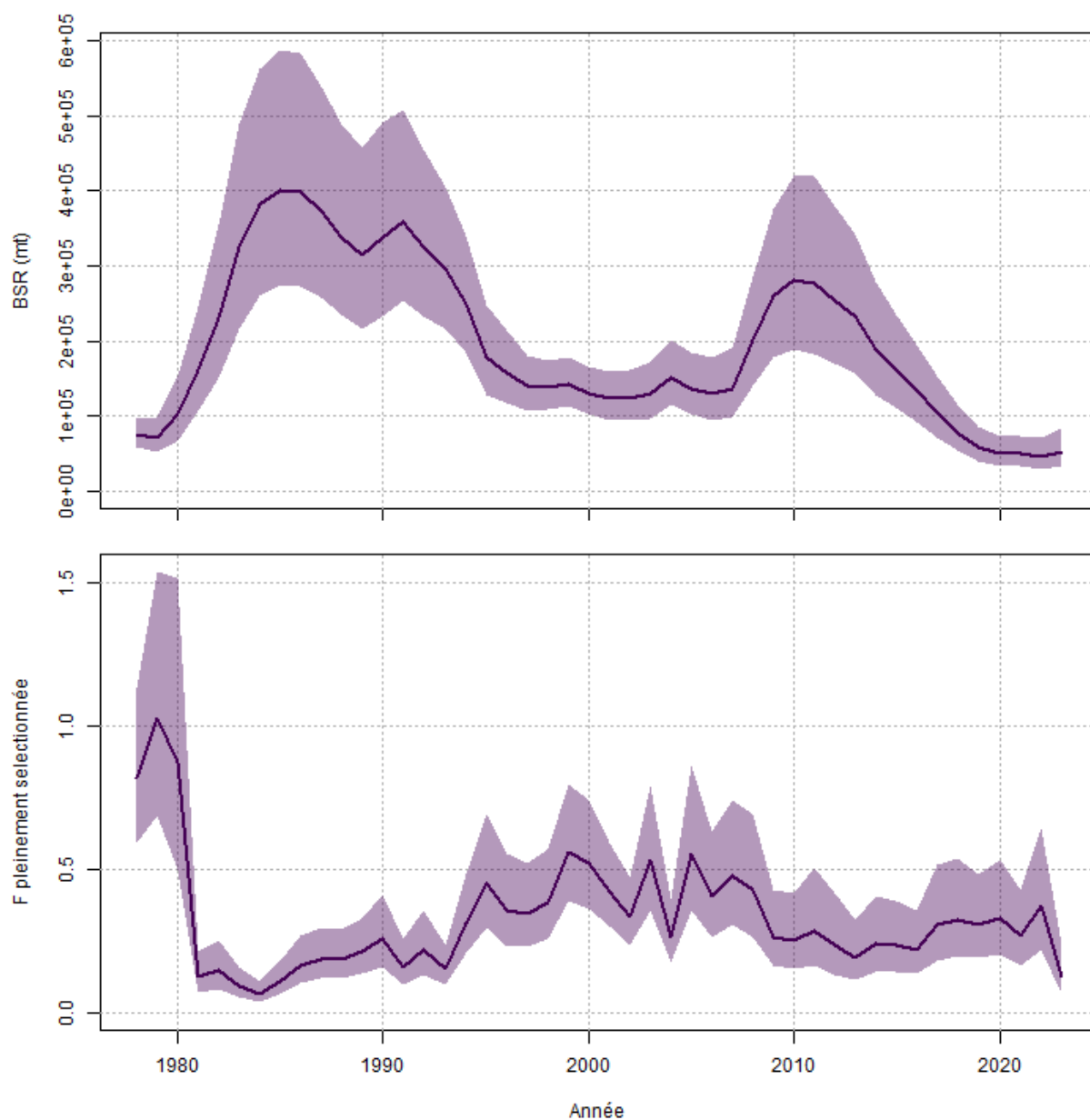


Figure 25. Biomasse du stock reproducteur (BSR; panneau supérieur) et mortalité par pêche des poissons entièrement sélectionnés (F; panneau inférieur), entre 1978 et 2023, d'après le modèle de la sous-population du nord. Les lignes continues représentent les moyennes et les zones ombrées représentent les intervalles de confiance à 95 %.

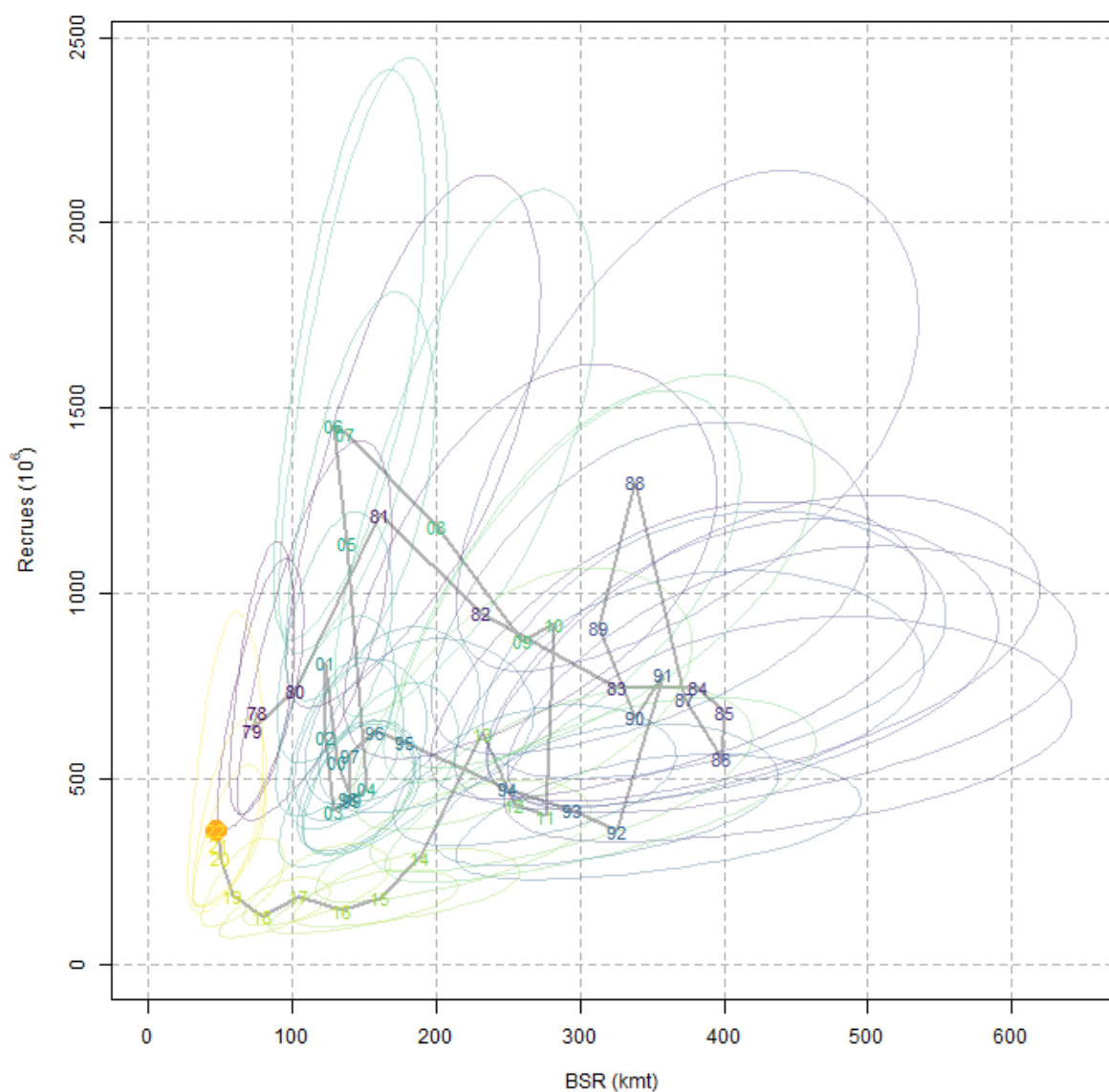


Figure 26. Recrutement (axe des ordonnées; en centaines de milliers de poissons d'âge 2) et biomasse du stock reproducteur (axe des abscisses; BSR, en kilotonnes métriques), d'après le modèle de la sous-population du nord. La ligne continue relie des points qui portent les deux derniers chiffres de l'année en question. Les grands cercles représentent l'incertitude associée aux estimations de la BSR et du recrutement.

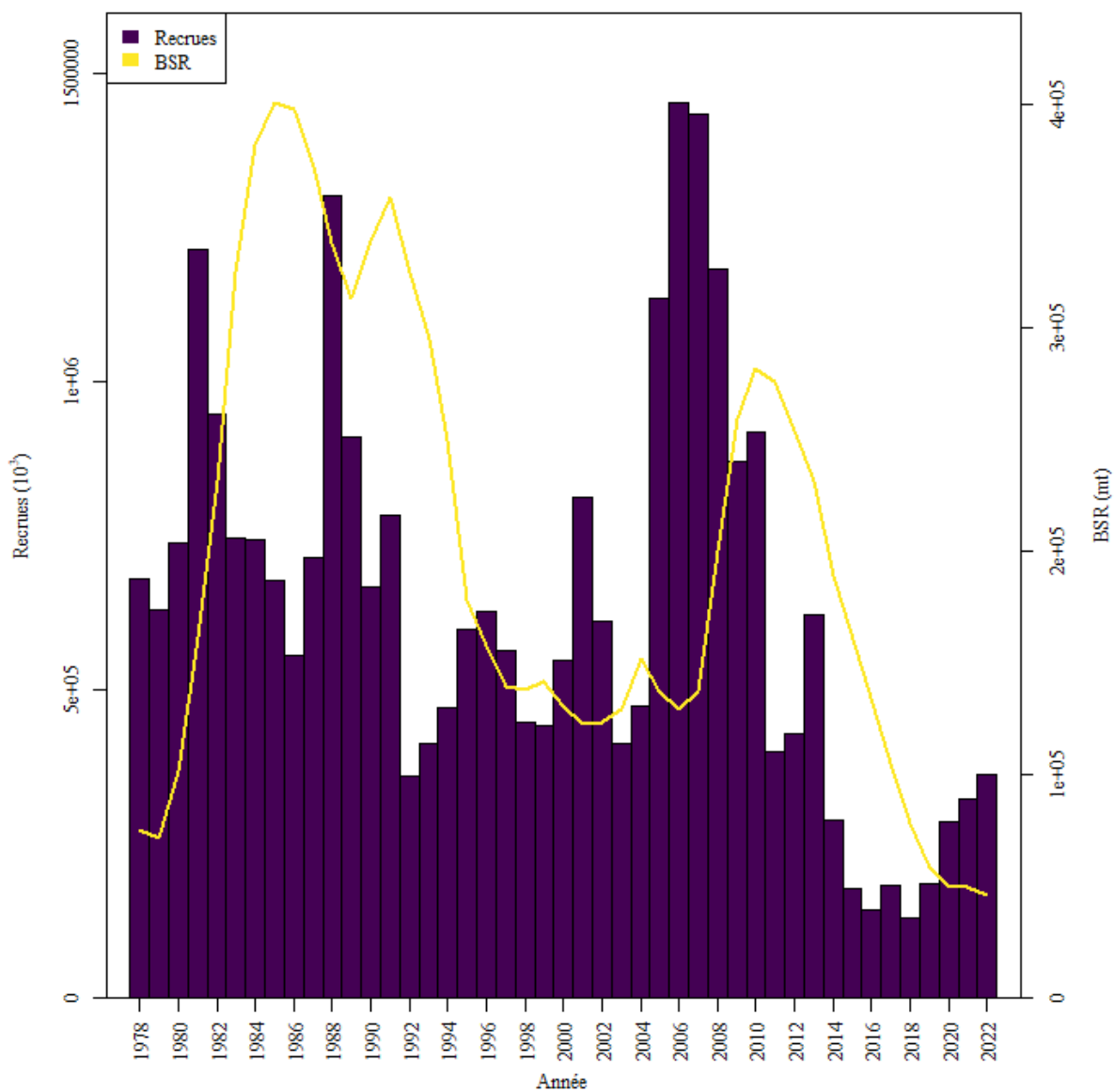


Figure 27. Recrutement (axe de gauche, barres violettes, en milliers de poissons d'âge 2) et biomasse du stock reproducteur (axe de droite, ligne jaune, BSR), entre 1978 et 2022, d'après le modèle de la sous-population du nord.

MODÈLE DE LA SOUS-POPULATION DU CENTRE

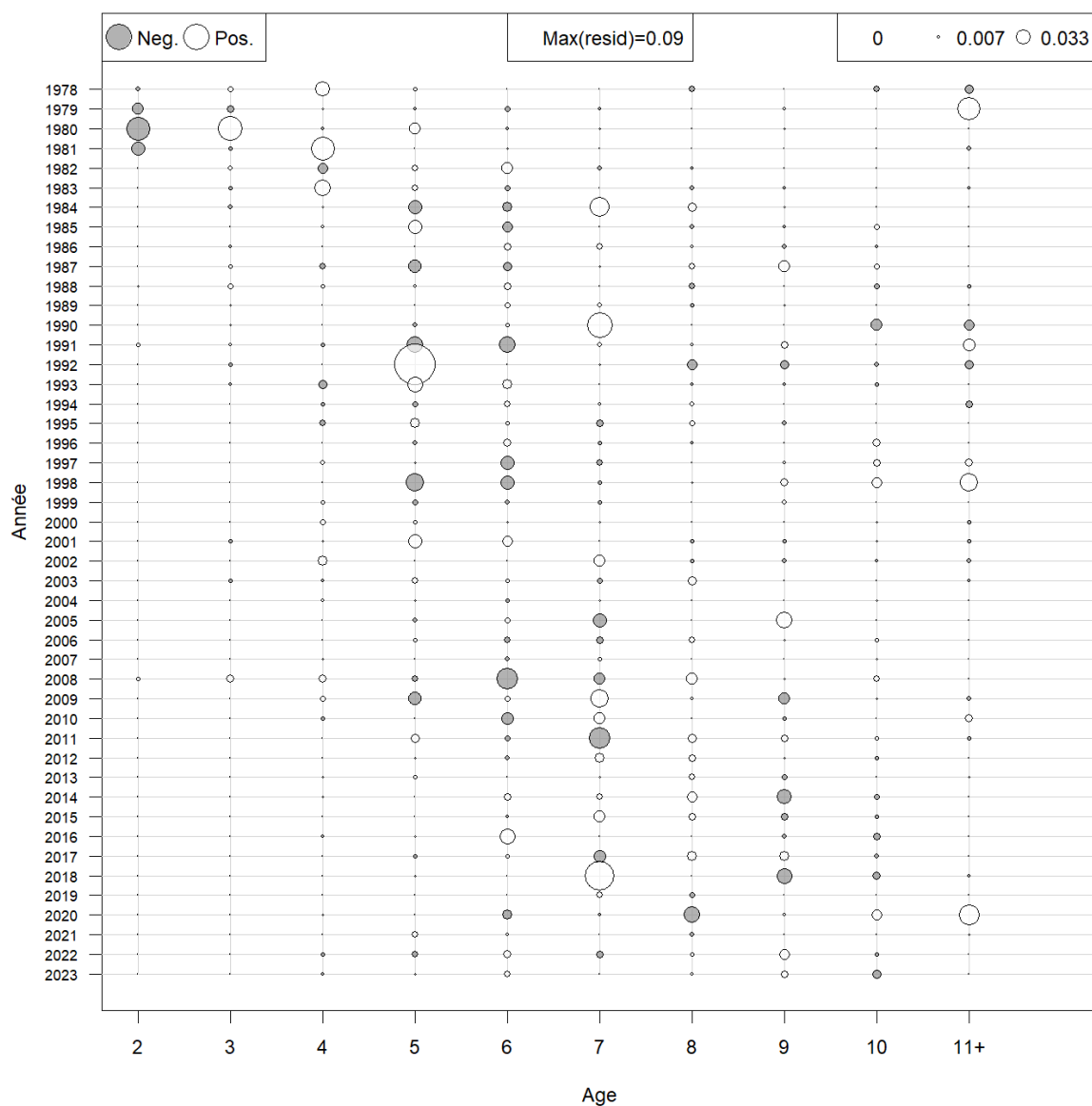


Figure 28. Résidus du modèle de la sous-population du centre pour la composition selon l'âge provenant de la pêche à engins fixes entre 1978 et 2023. Les cercles blancs représentent des résidus positifs et les cercles gris, des résidus négatifs. La taille des cercles est proportionnelle à la valeur résiduelle.

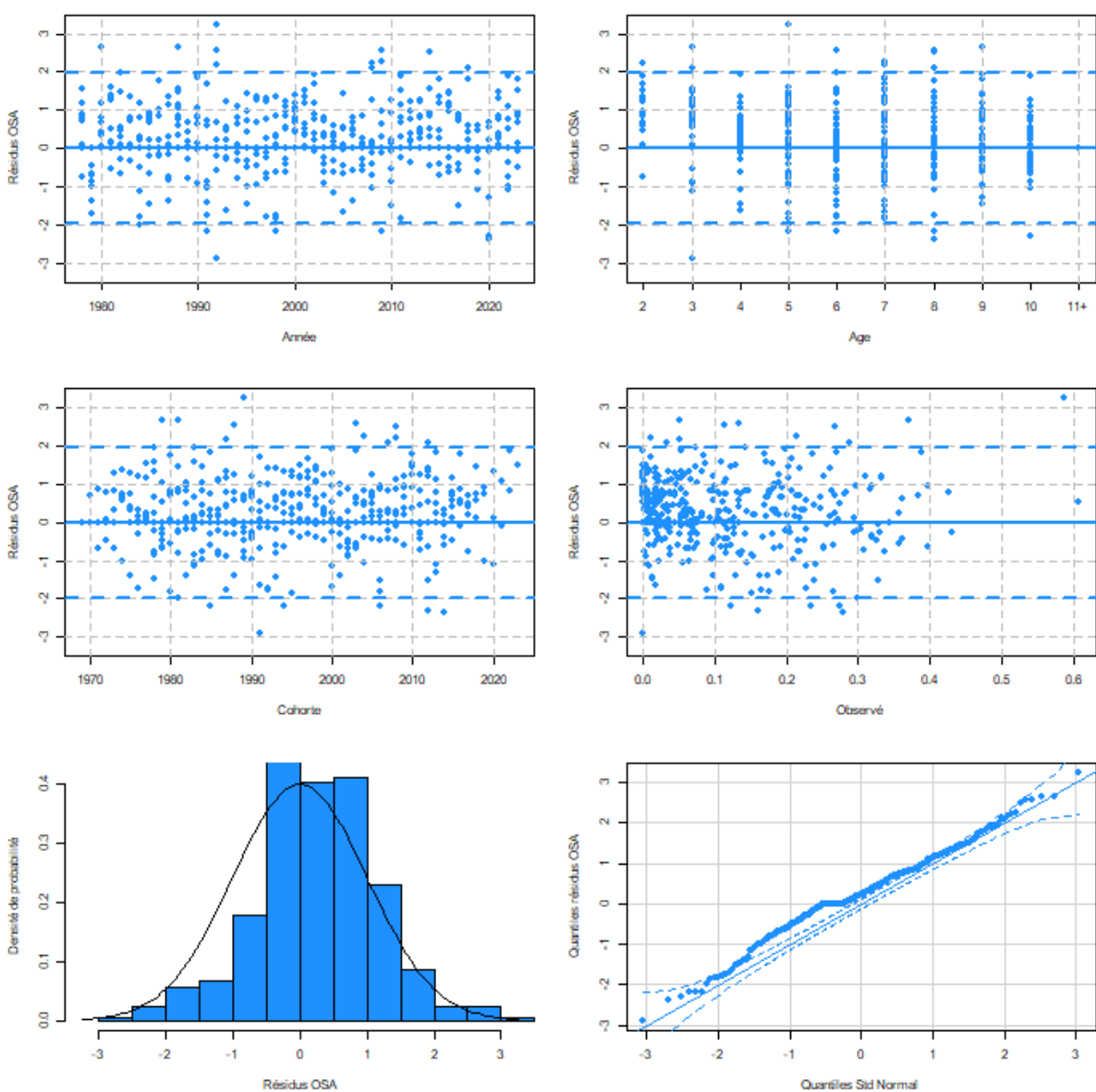


Figure 29. Résidus OSA du modèle de la sous-population du centre pour la composition selon l'âge provenant de la pêche à engins fixes par année, âge, cohorte, valeur observée, densité des probabilités et comparaison avec les quantiles d'une distribution normale (panneaux de gauche à droite, du haut vers le bas).

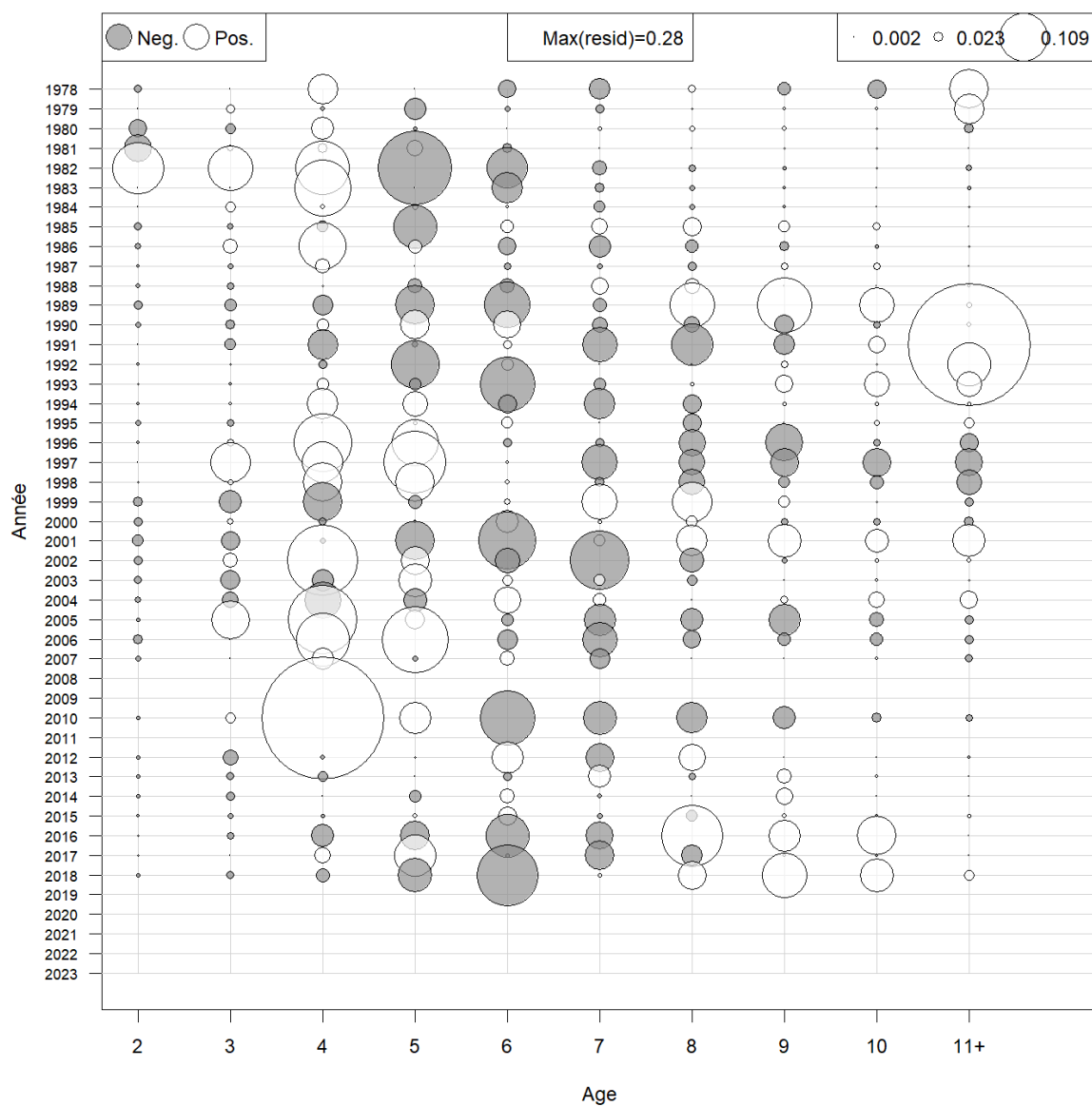


Figure 30. Résidus bruts (valeurs observées - valeurs prédites) du modèle de la sous-population du centre pour la composition selon l'âge provenant de la pêche à engins mobiles entre 1978 et 2023. Les cercles blancs représentent des résidus positifs et les cercles gris, des résidus négatifs. La taille des cercles est proportionnelle à la valeur résiduelle.

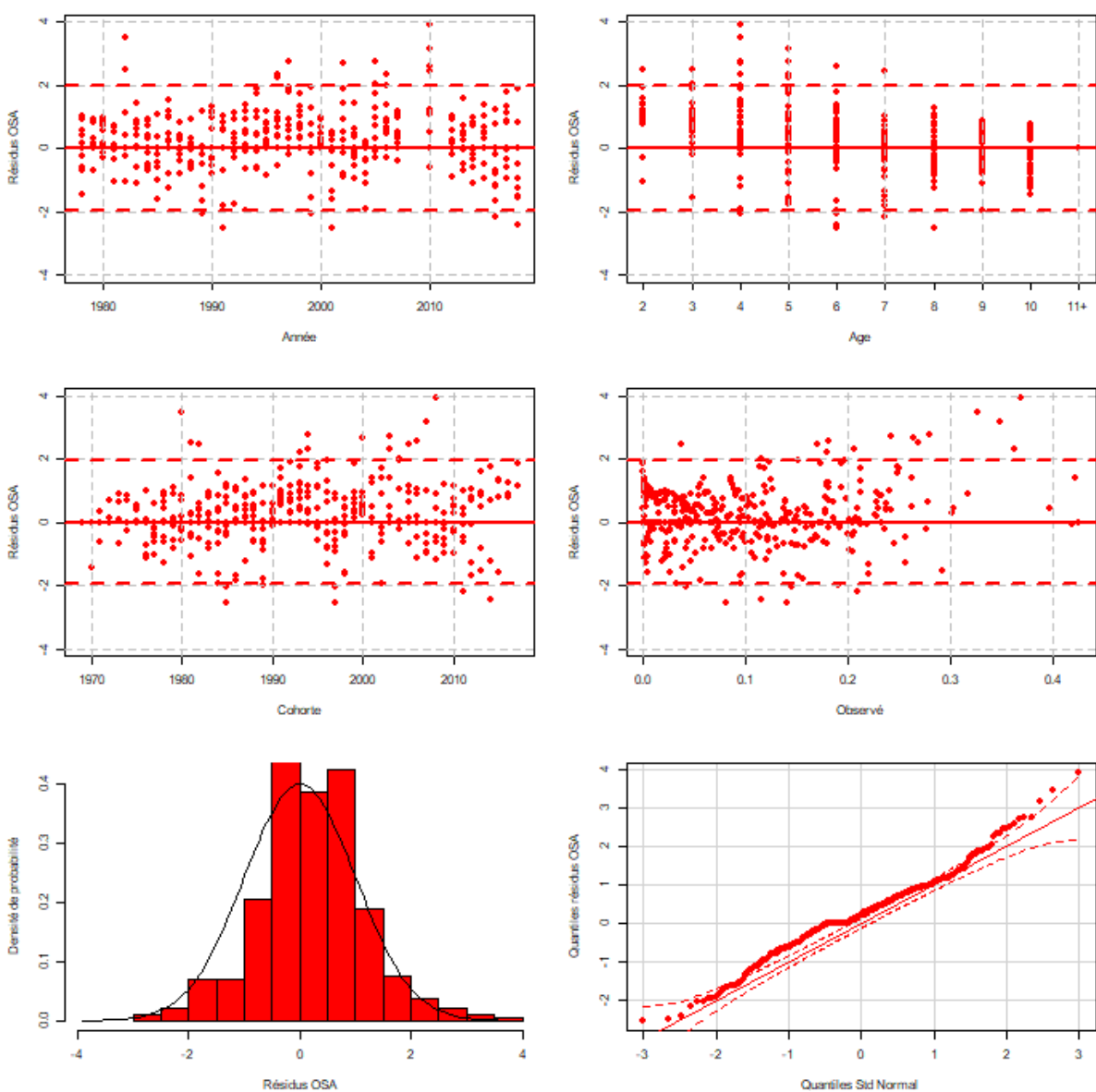


Figure 31. Résidus OSA du modèle de la sous-population du centre pour la composition selon l'âge provenant de la pêche à engins mobiles par année, âge, cohorte, valeur observée, densité des probabilités et comparaison avec les quantiles d'une distribution normale (panneaux de gauche à droite, du haut vers le bas).

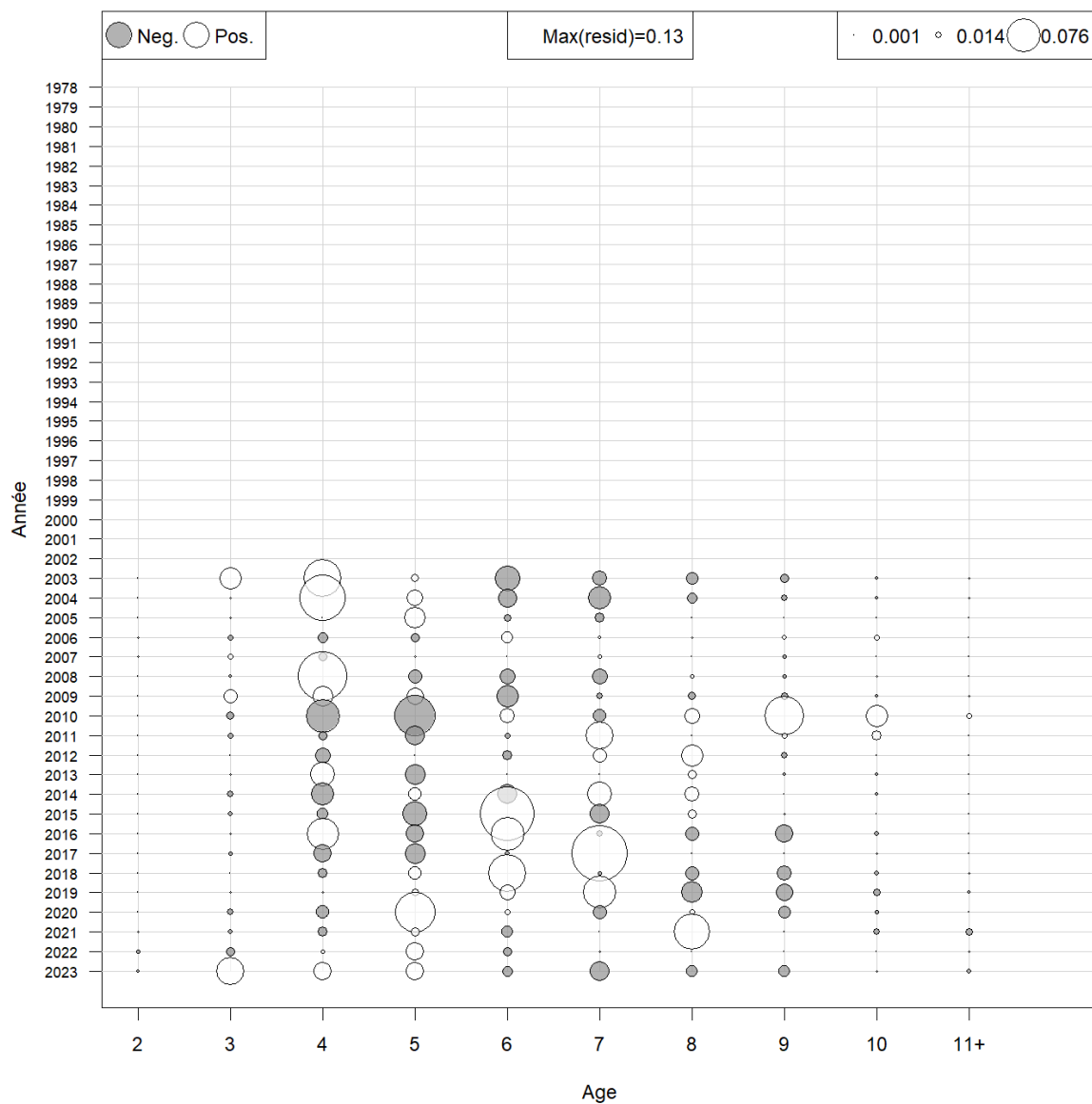


Figure 32. Résidus bruts (valeurs observées - valeurs prédites) du modèle de la sous-population du centre pour la composition selon l'âge provenant du relevé expérimental au filet maillant entre 1978 et 2023. Les cercles blancs représentent des résidus positifs et les cercles gris, des résidus négatifs. La taille des cercles est proportionnelle à la valeur résiduelle.

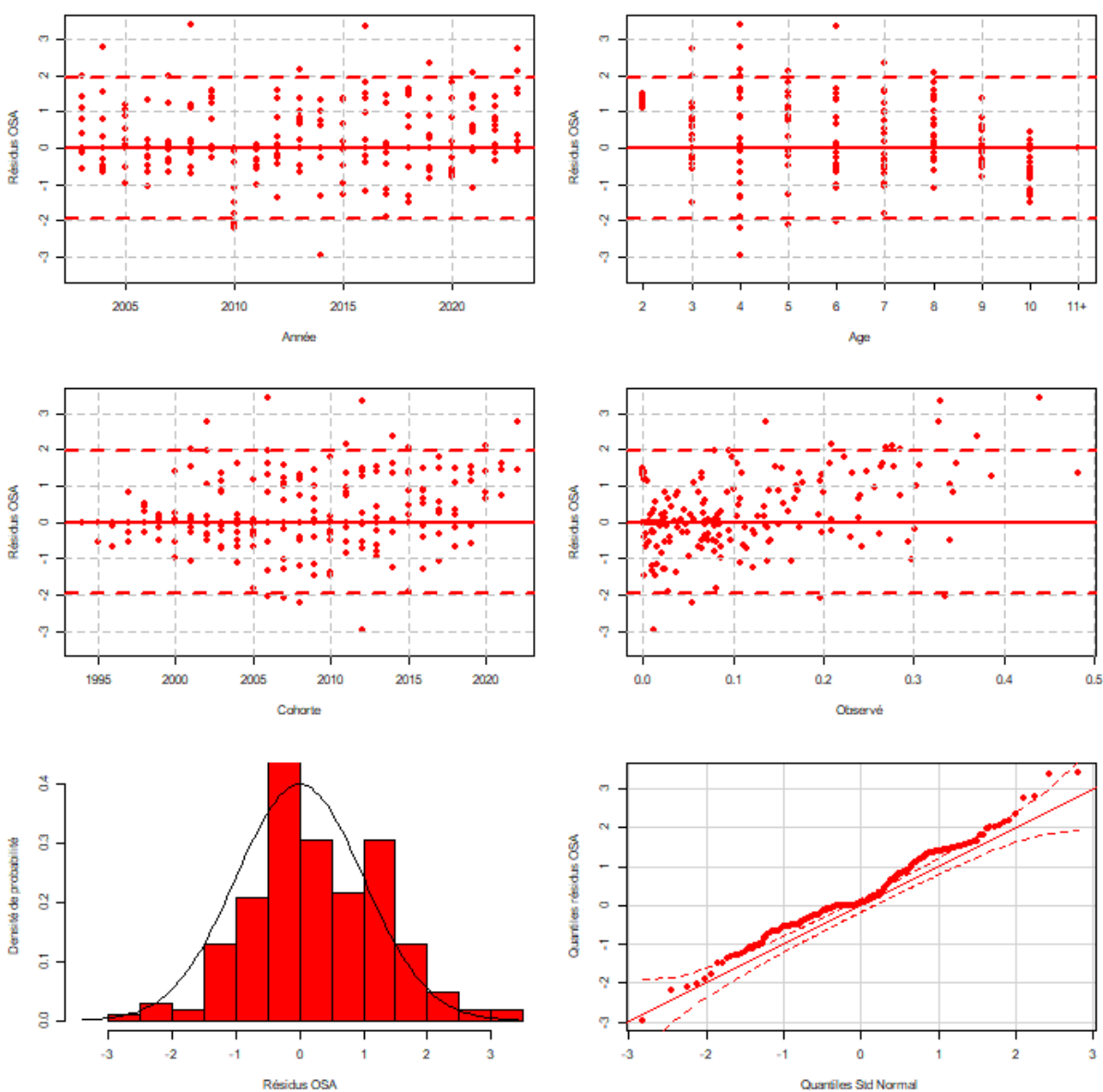


Figure 33. Résidus OSA du modèle de la sous-population du centre pour la composition selon l'âge provenant du relevé expérimental au filet maillant par année, âge, cohorte, valeur observée, densité des probabilités et comparaison avec les quantiles d'une distribution normale (panneaux de gauche à droite, du haut vers le bas).

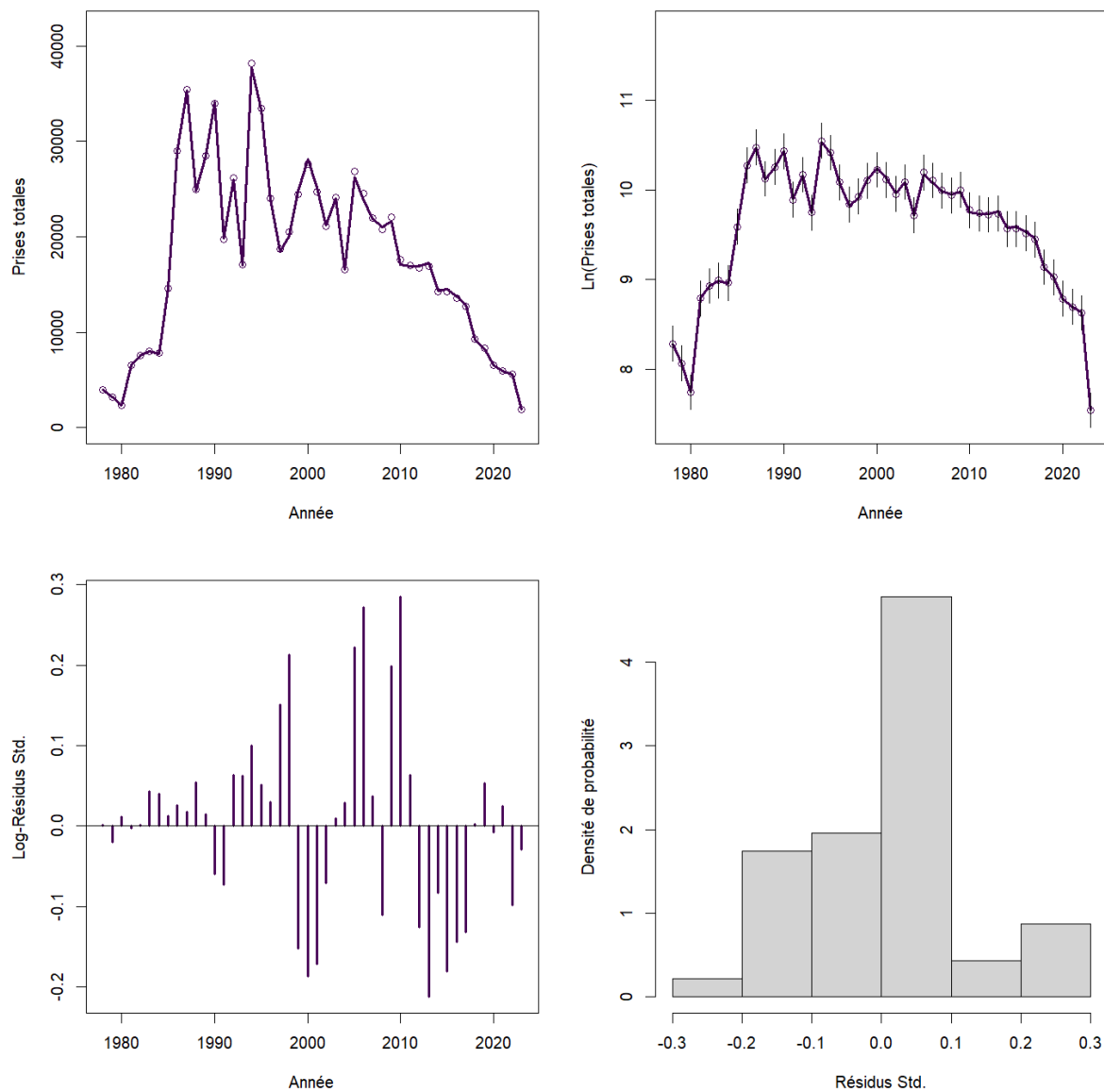


Figure 34. Ajustement du modèle de la sous-population du centre au total des prises de la pêche à engins fixes (en haut à gauche), au logarithme naturel des prises (en haut à droite), aux résidus standardisés sur l'échelle logarithmique par année (en bas à gauche) et à la densité des probabilités des résidus standardisés (en bas à droite).

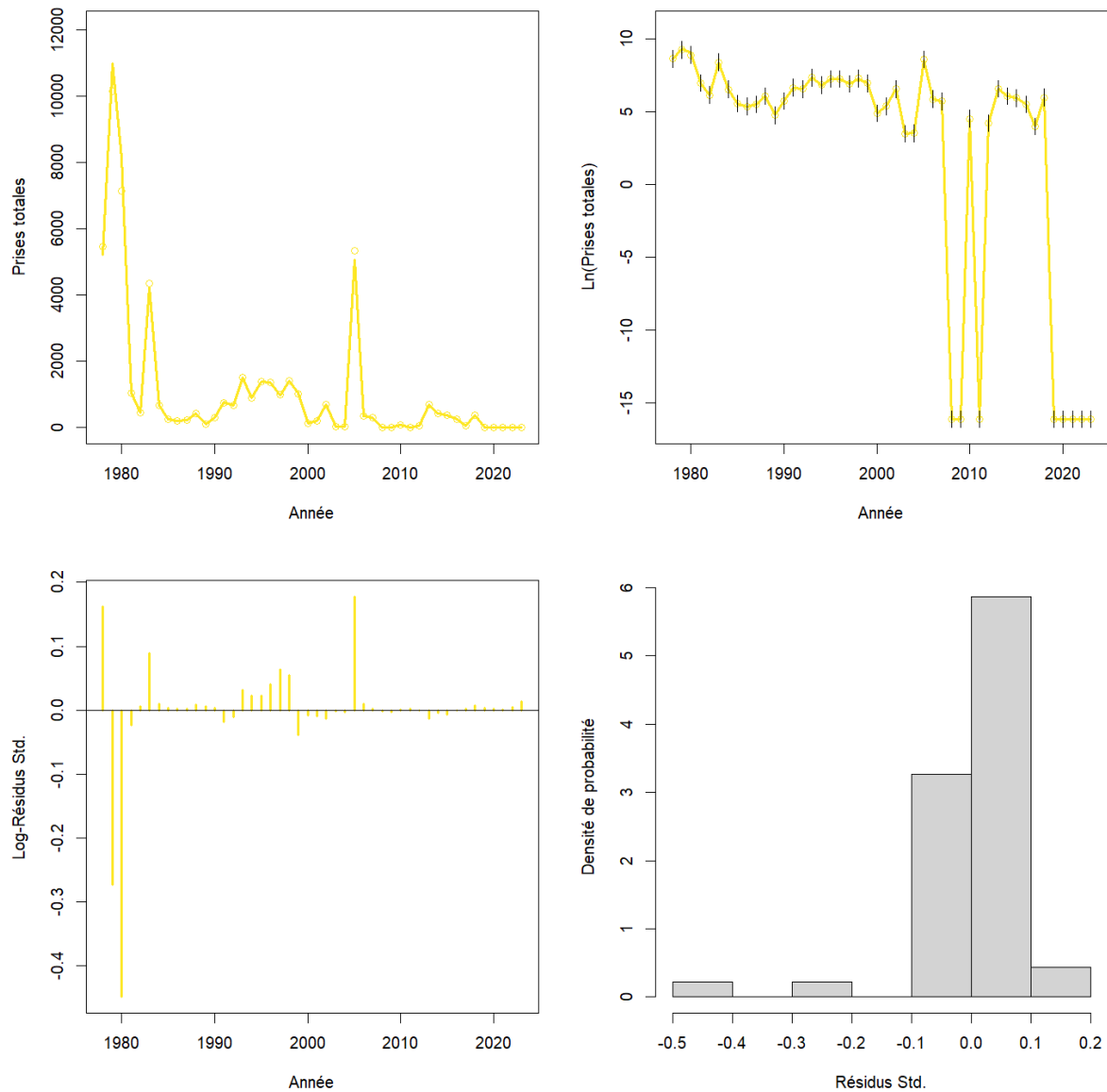


Figure 35. Ajustement du modèle de la sous-population du centre au total des prises de la pêche à engins mobiles (en haut à gauche), au logarithme naturel des prises (en haut à droite), aux résidus standardisés sur l'échelle logarithmique par année (en bas à gauche) et à la densité des probabilités des résidus standardisés (en bas à droite).

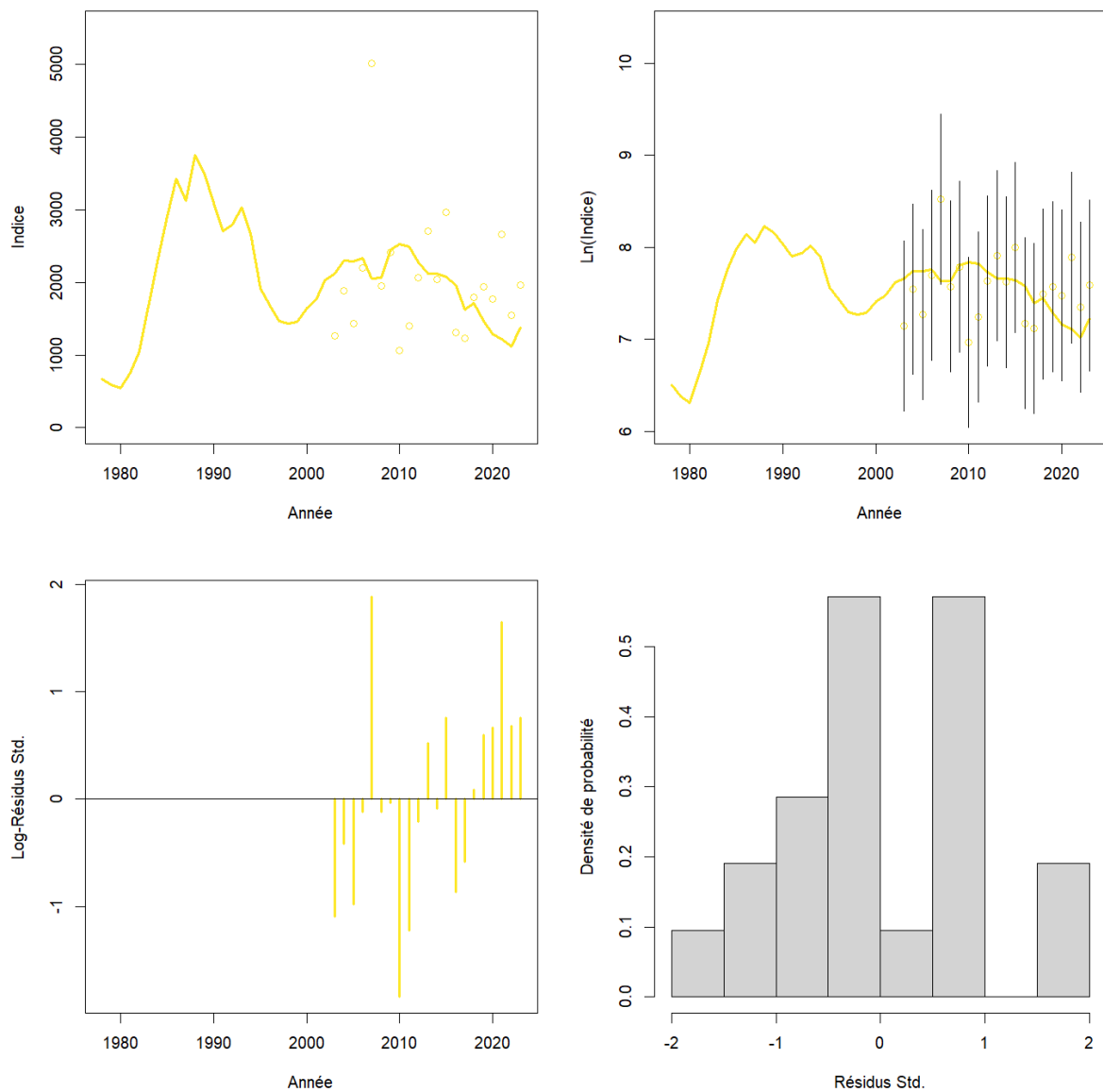


Figure 36. Ajustement du modèle de la sous-population du centre à l'indice de biomasse provenant du relevé expérimental au filet maillant (en haut à gauche), au logarithme naturel de l'indice (en haut à droite), aux résidus standardisés sur l'échelle logarithmique par année (en bas à gauche) et à la densité des probabilités des résidus standardisés (en bas à droite).

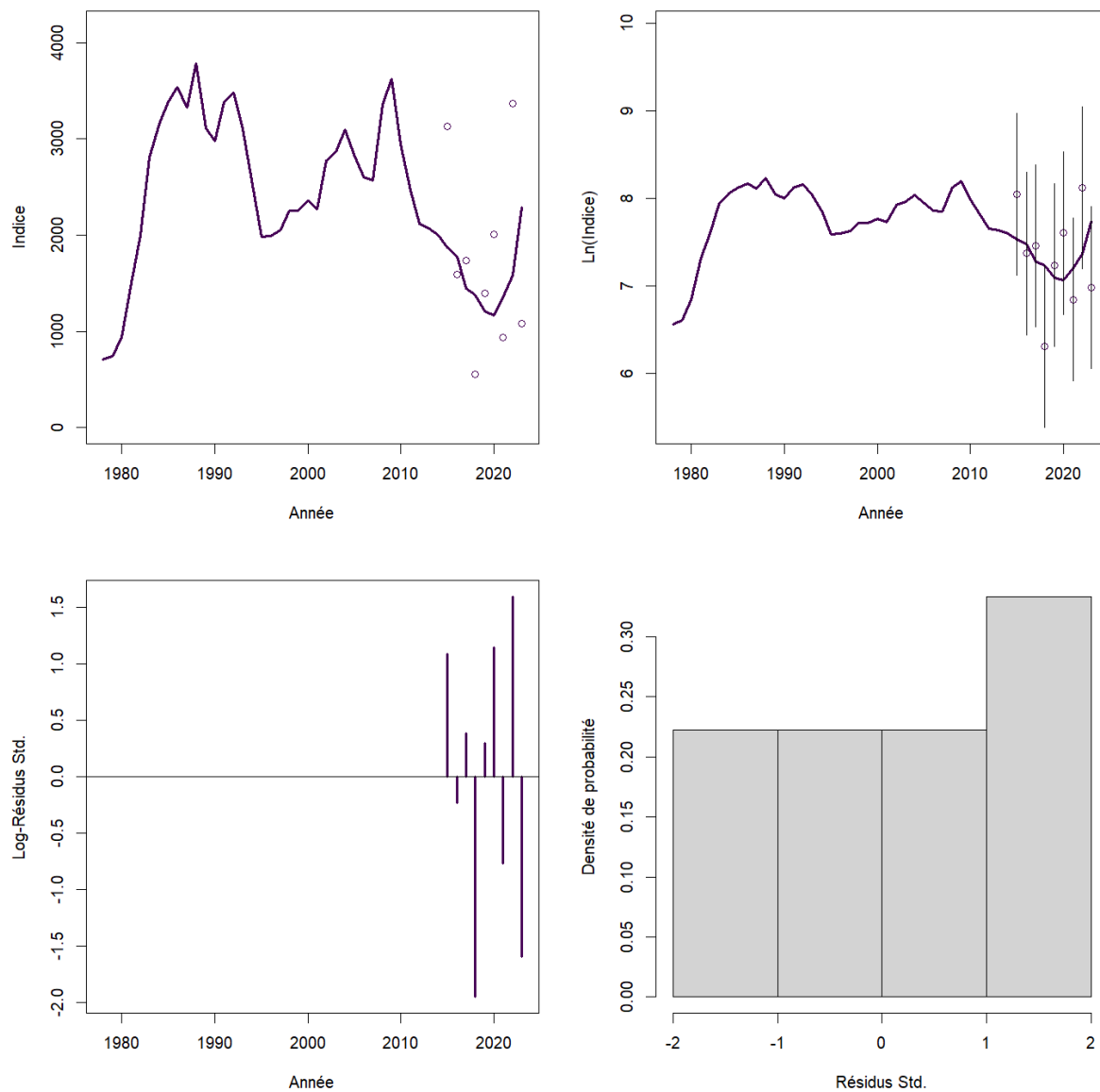


Figure 37. Ajustement du modèle de la sous-population du centre à l'indice de biomasse provenant du relevé acoustique des frayères (en haut à gauche), au logarithme naturel de l'indice (en haut à droite), aux résidus standardisés sur l'échelle logarithmique par année (en bas à gauche) et à la densité des probabilités des résidus standardisés (en bas à droite).

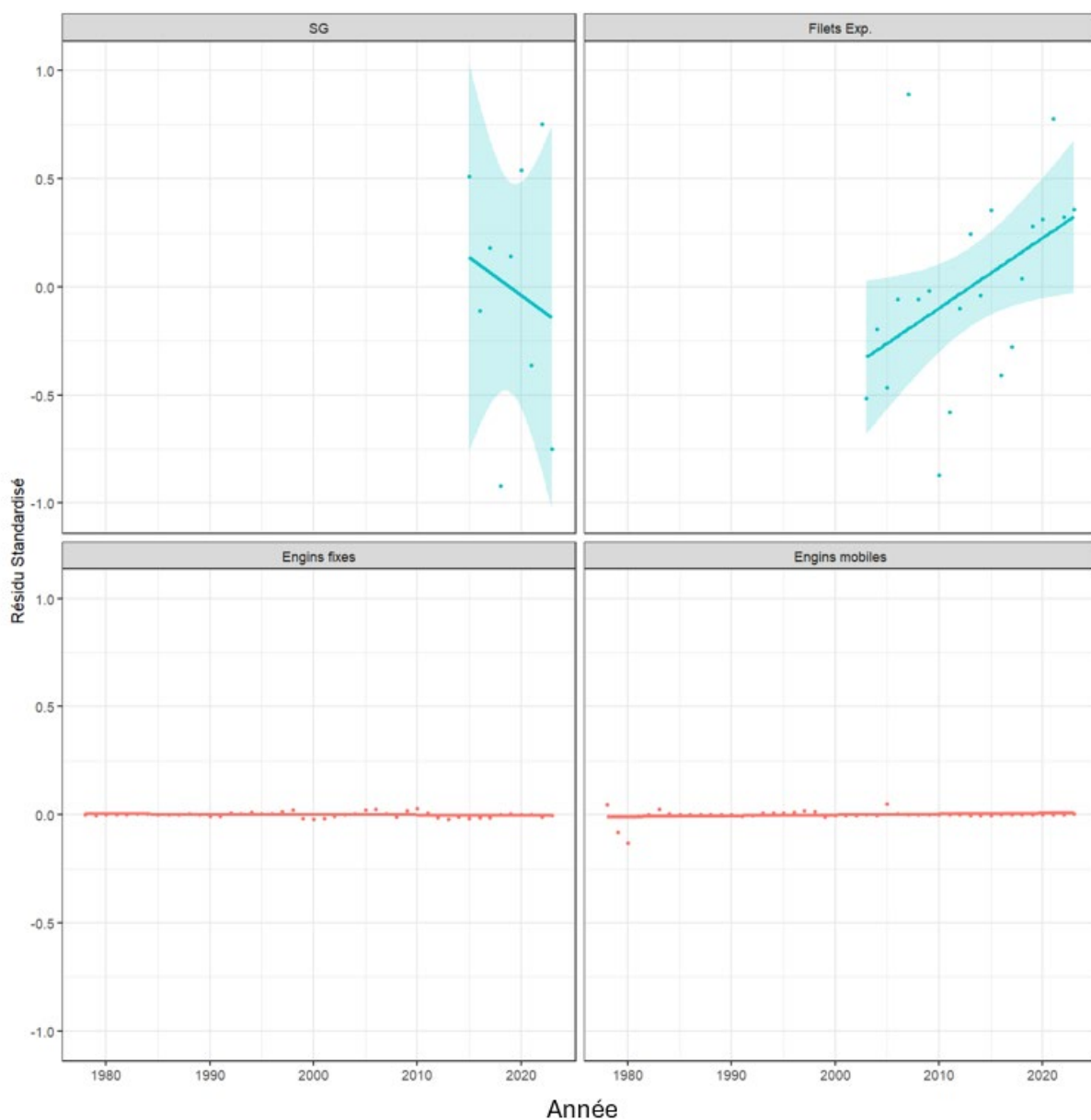


Figure 38. Résidus standardisés par année du modèle de la sous-population du centre pour le relevé acoustique des frayères, le relevé expérimental au filet maillant ainsi que les prises de la pêche à engins fixes et de la pêche à engins mobiles.

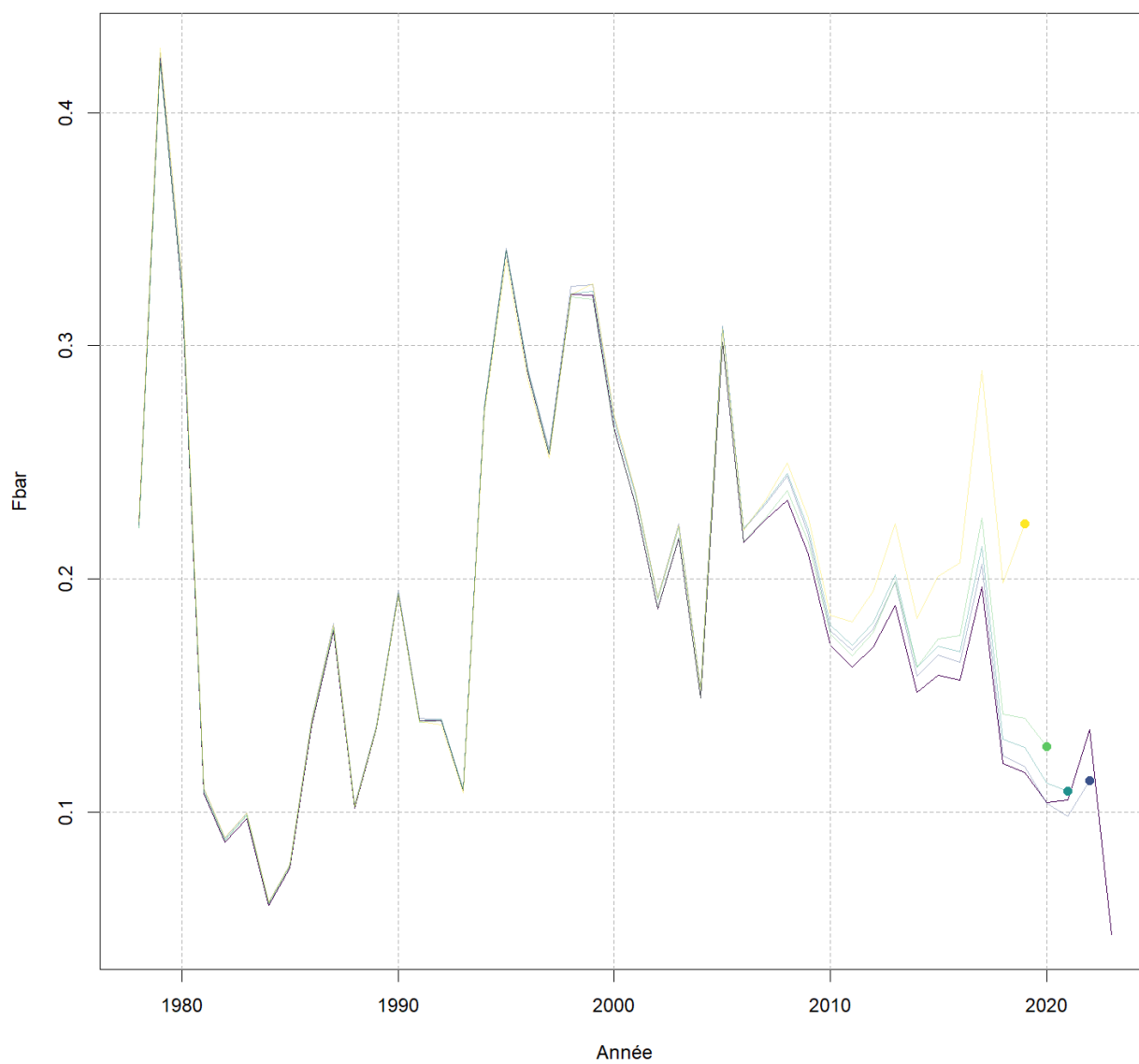


Figure 39. Analyse rétrospective du modèle de la sous-population du centre pour la mortalité par pêche moyenne ($\bar{F}$), selon quatre extractions.

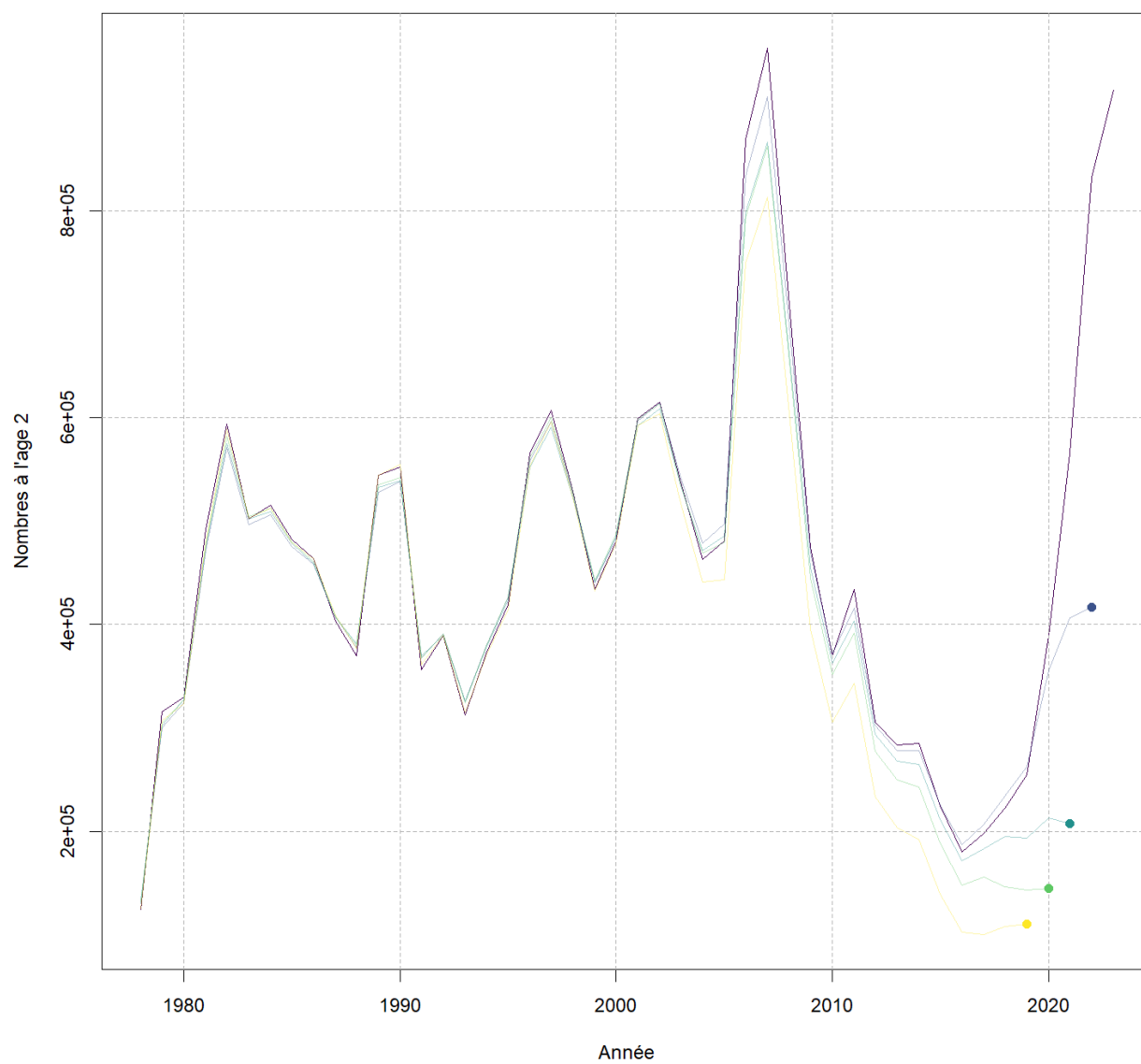


Figure 40. Analyse rétrospective du modèle de la sous-population du centre pour le recrutement (nombre de poissons d'âge 2), selon quatre extractions.

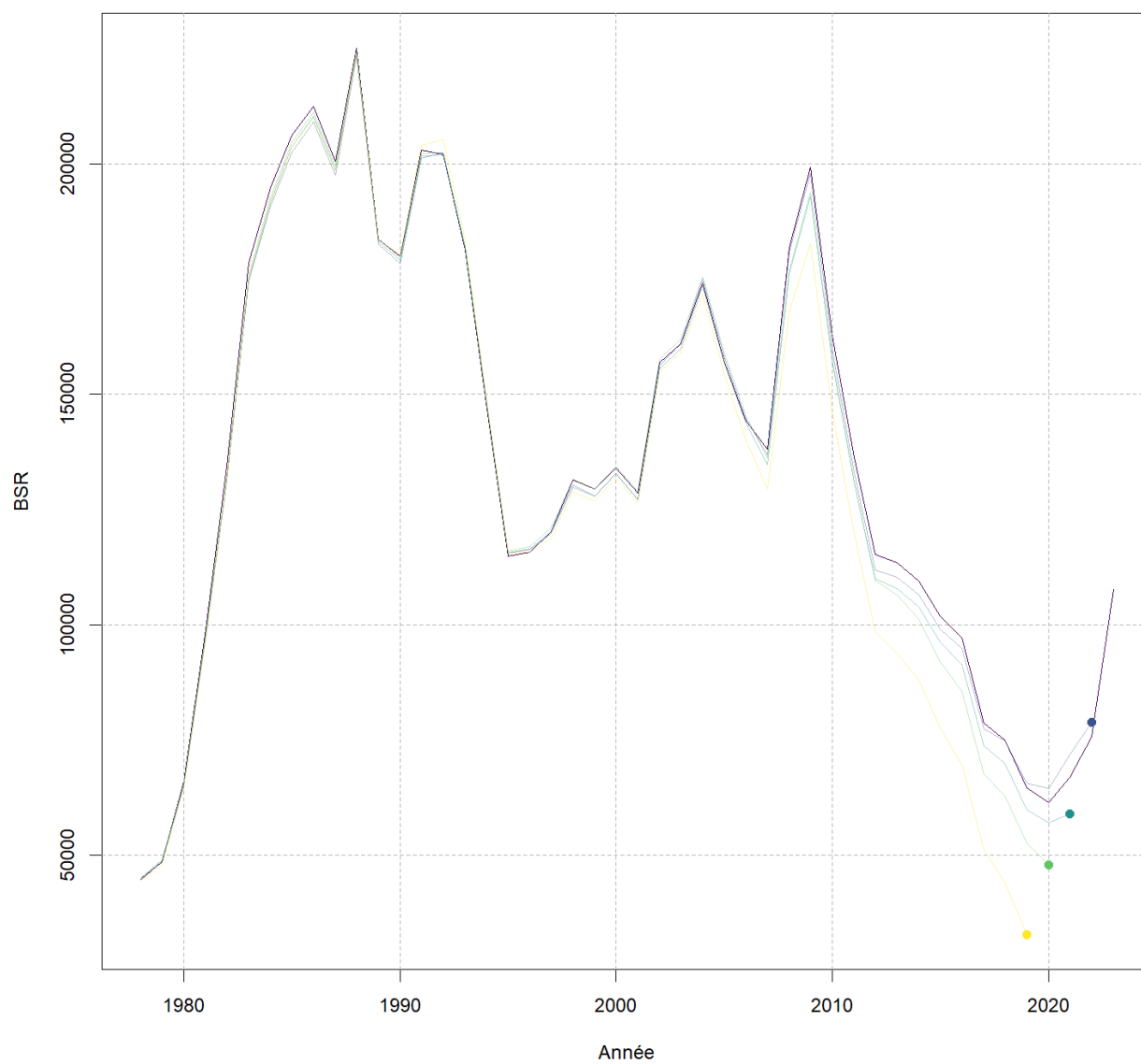


Figure 41. Analyse rétrospective du modèle de la sous-population du centre pour la biomasse du stock reproducteur (BSR; en tonnes), selon quatre extractions.

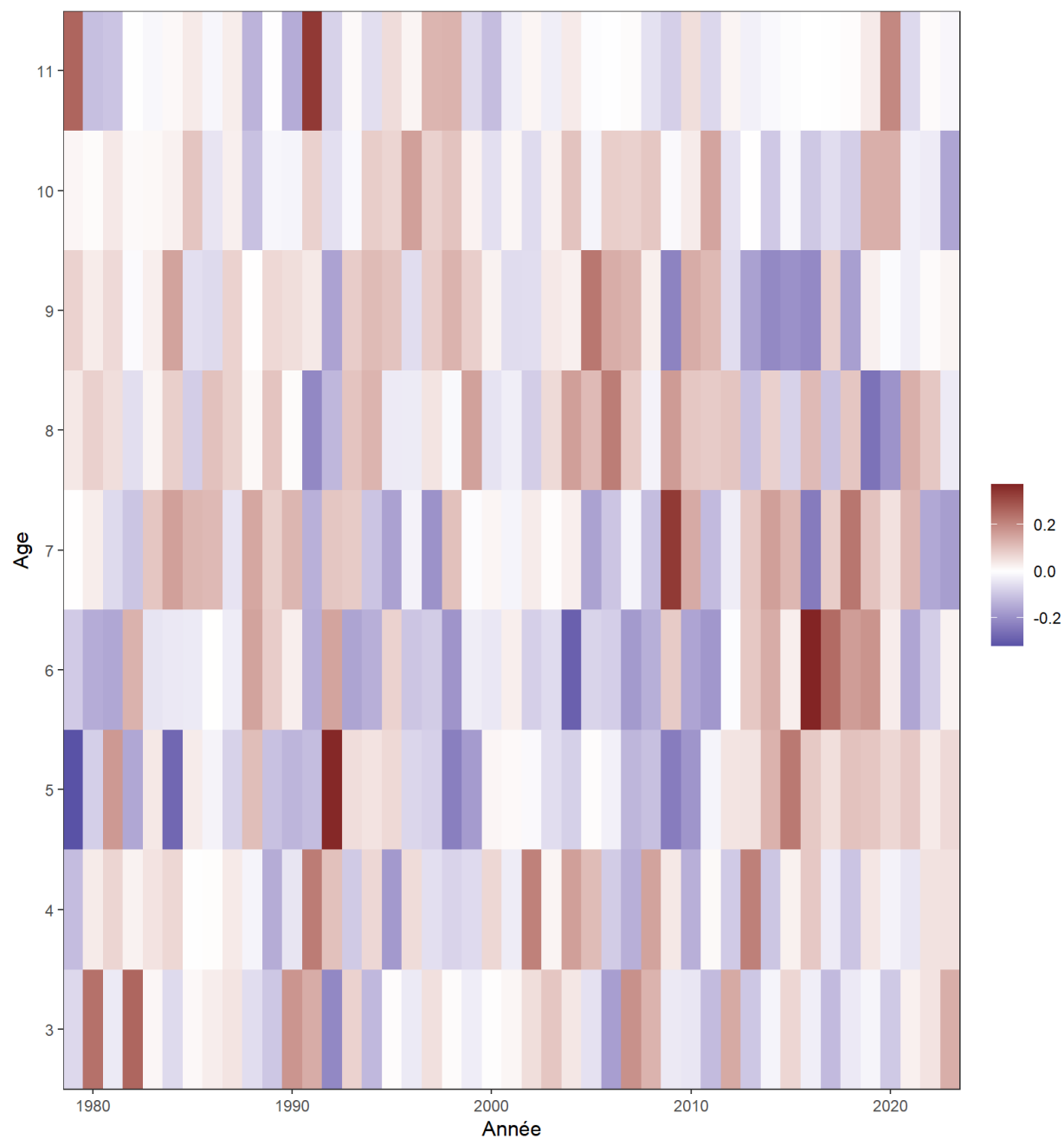


Figure 42. Écarts du modèle de la sous-population du centre liés au nombre de poissons selon l'âge, par année, pour les âges 3 à 11+.

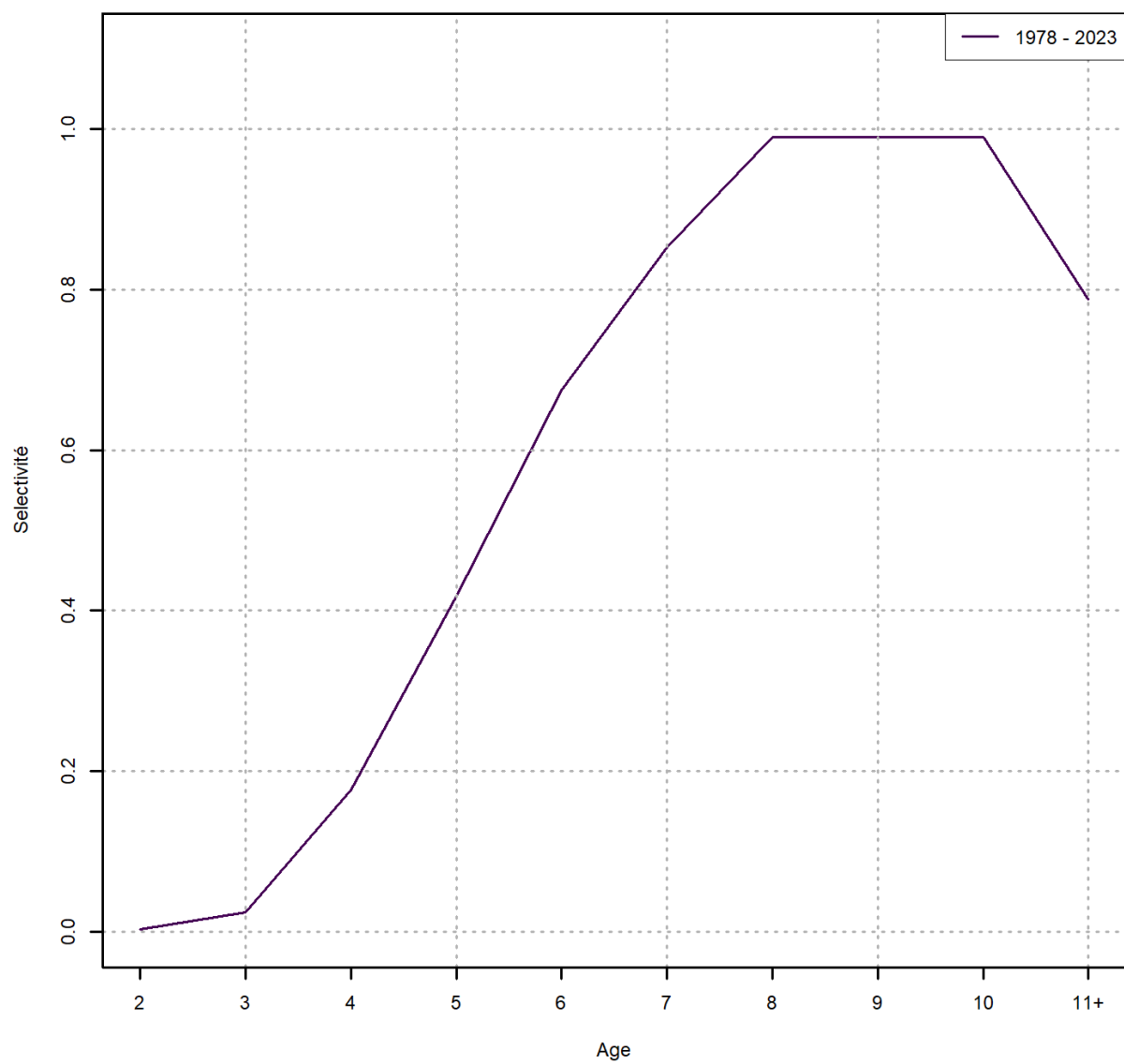


Figure 43. Sélectivité selon l'âge moyenne pour la pêche à engins fixes d'après le modèle de la sous-population du centre.

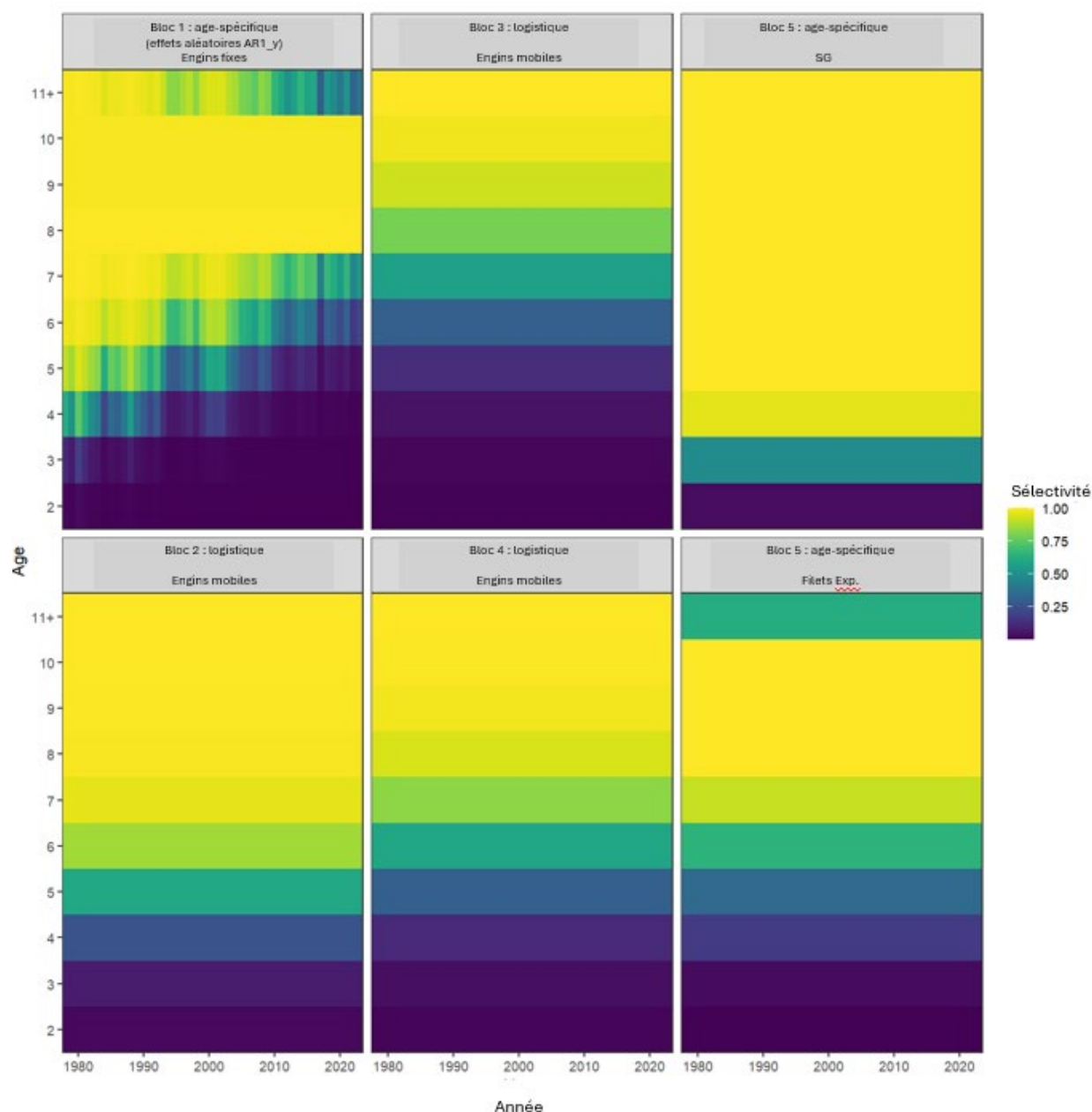


Figure 44. Sélectivité réelle, avec les effets aléatoires s'il y a lieu, pour l'ensemble des sources de prises, des relevés et des blocs temporels, d'après le modèle de la sous-population du centre.

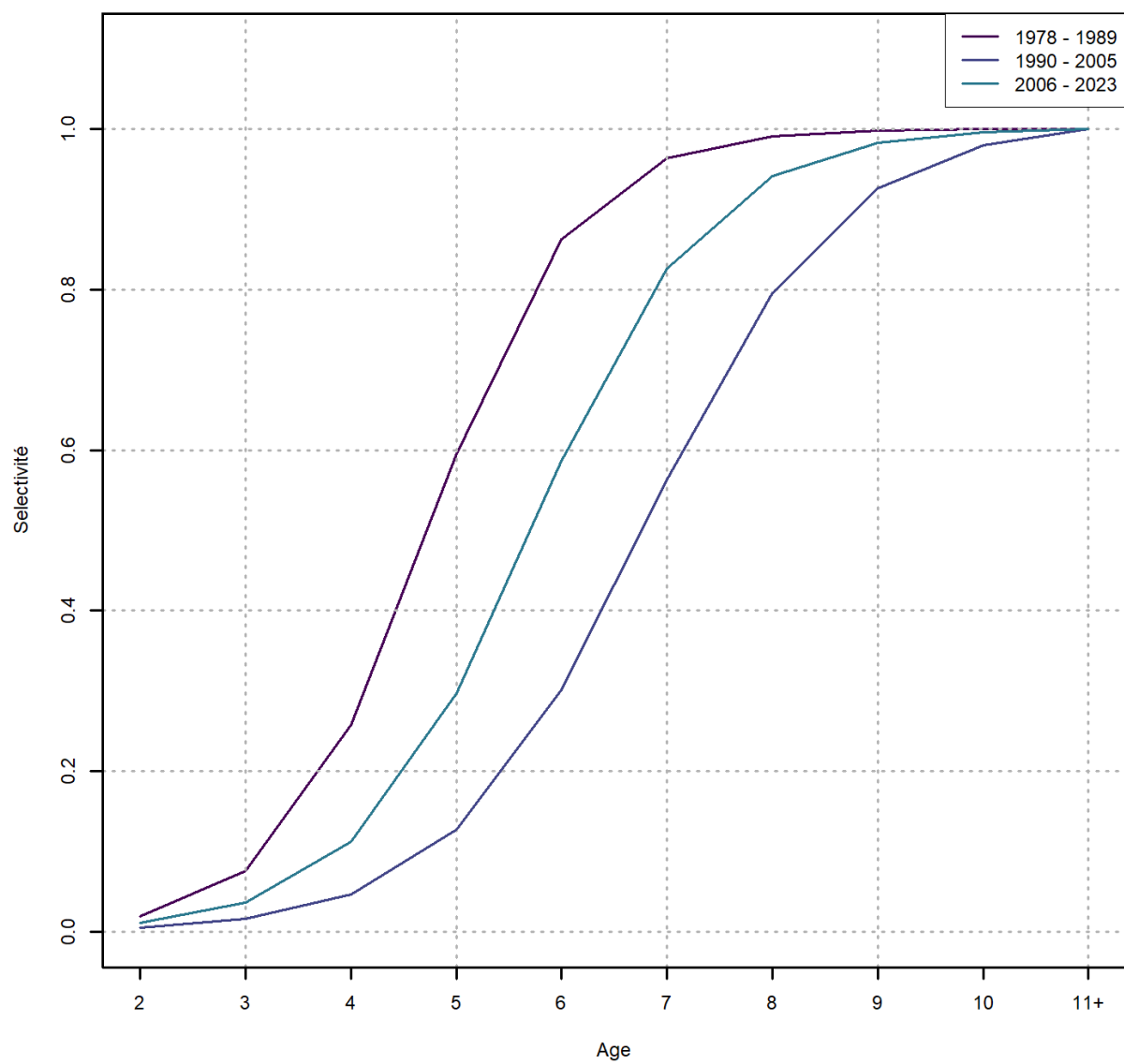


Figure 45. Sélectivité moyenne selon l'âge de la pêche à engins mobiles pour trois blocs de temps (de 1978 à 1989, de 1990 à 2005 et de 2006 à 2023), d'après le modèle de la sous-population du centre.

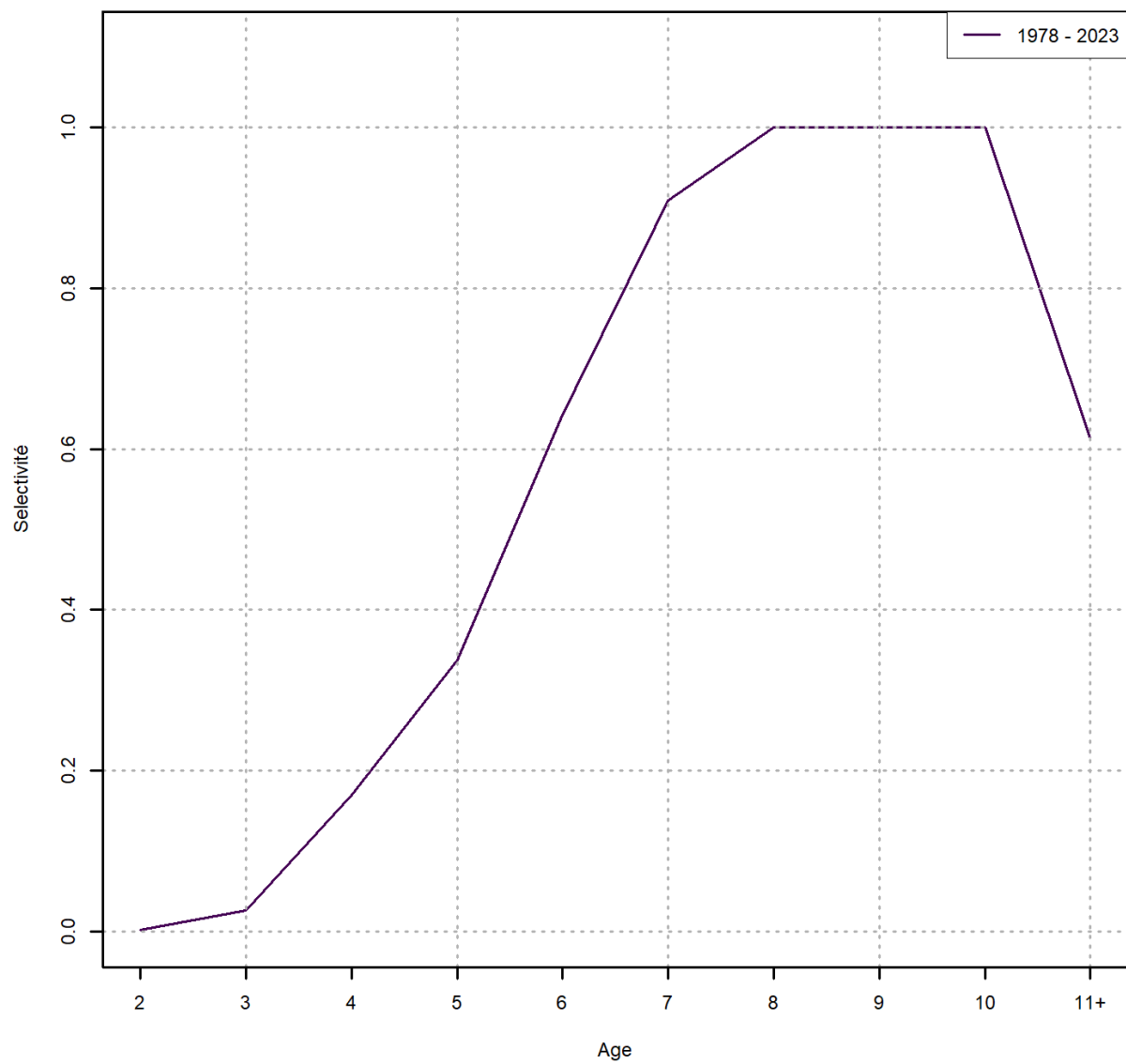


Figure 46. Sélectivité moyenne selon l'âge du relevé expérimental au filet maillant, modélisée comme une courbe logistique, d'après le modèle de la sous-population du centre.

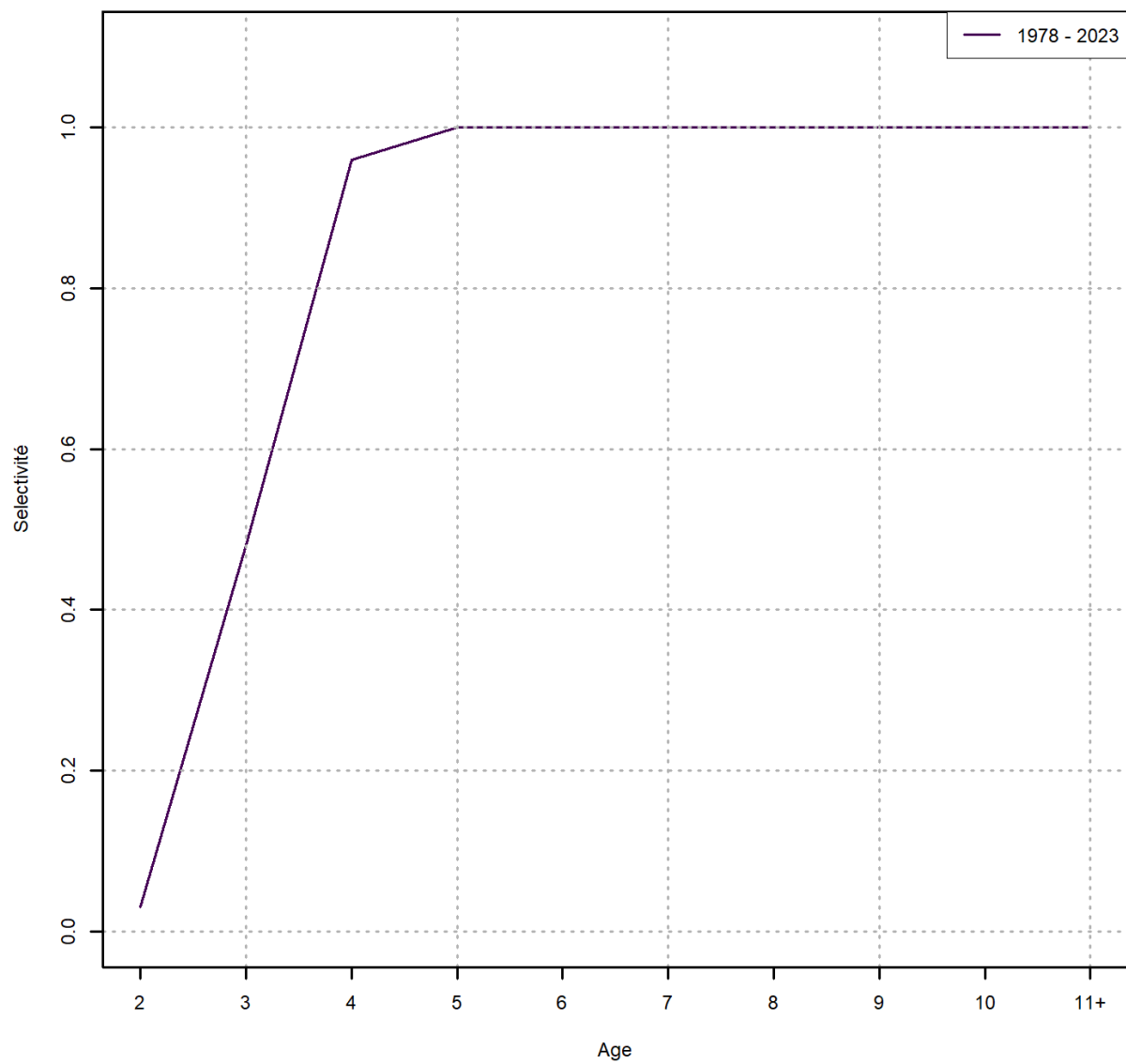


Figure 47. Sélectivité moyenne selon l'âge du relevé des frayères, modélisée en fonction du moment moyen de la maturité selon l'âge, d'après le modèle de la sous-population du centre.

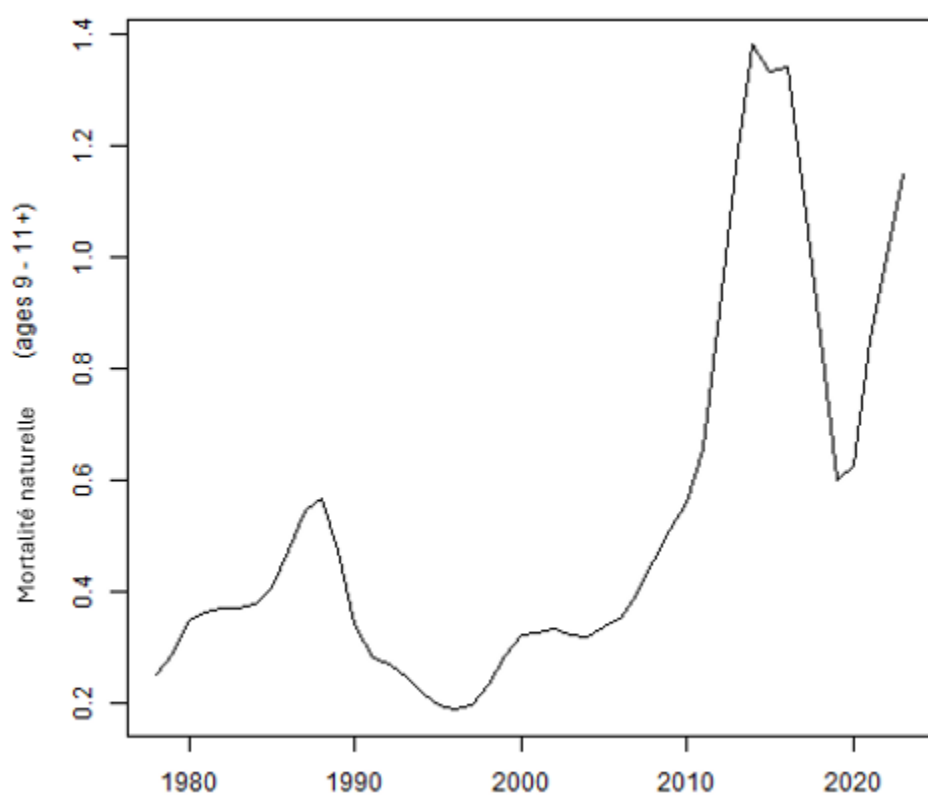


Figure 48. Mortalité naturelle moyenne (fixée à 0,3) et écarts connexes pour le groupe des âges 9 à 11+, par année, d'après le modèle de la sous-population du centre.

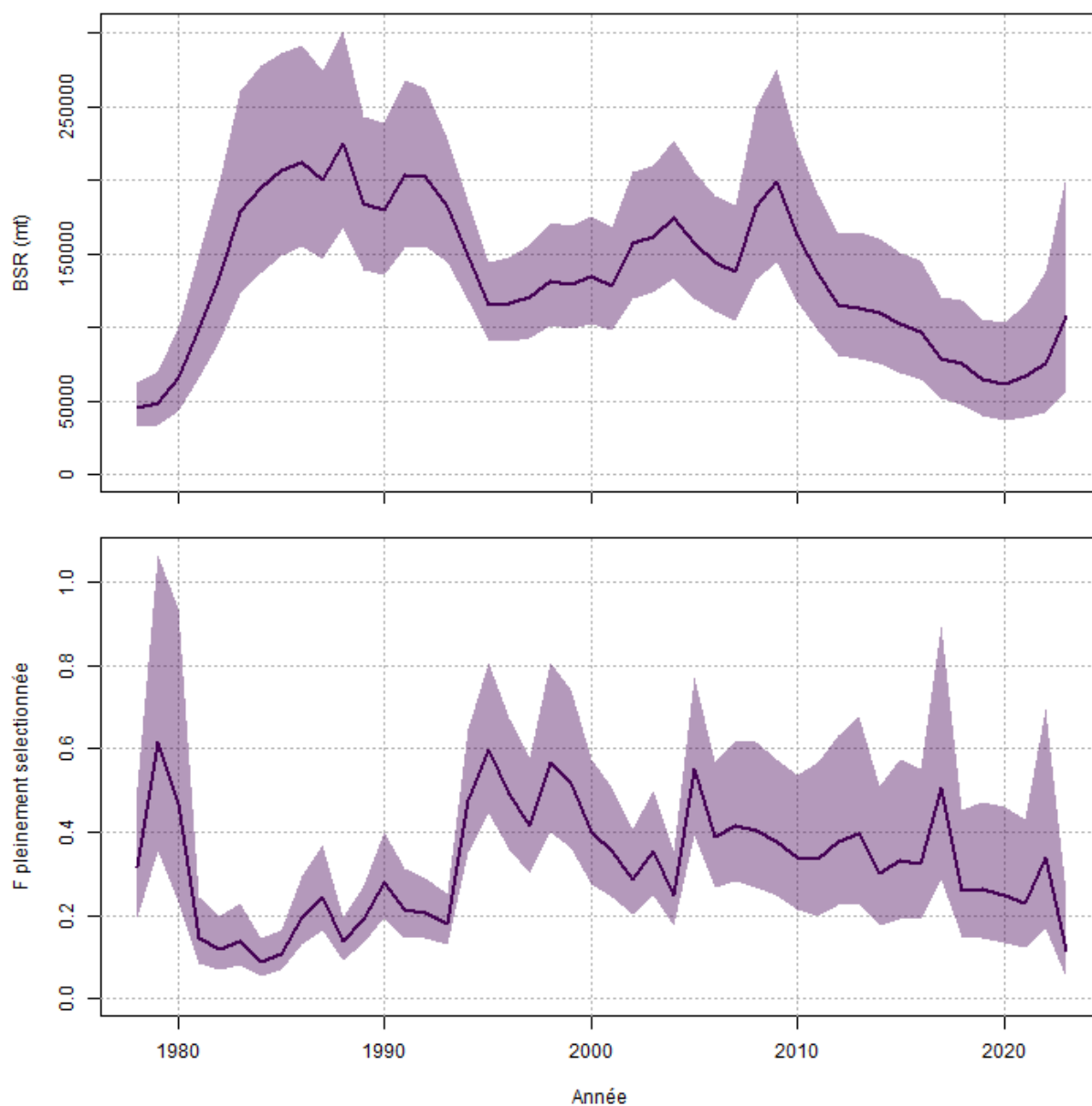


Figure 49. Biomasse du stock reproducteur (BSR; panneau supérieur) et mortalité par pêche des poissons entièrement sélectionnés (F; panneau inférieur), entre 1978 et 2023, d'après le modèle de la sous-population du centre. Les lignes continues représentent les moyennes et les zones ombrées représentent les intervalles de confiance à 95 %.

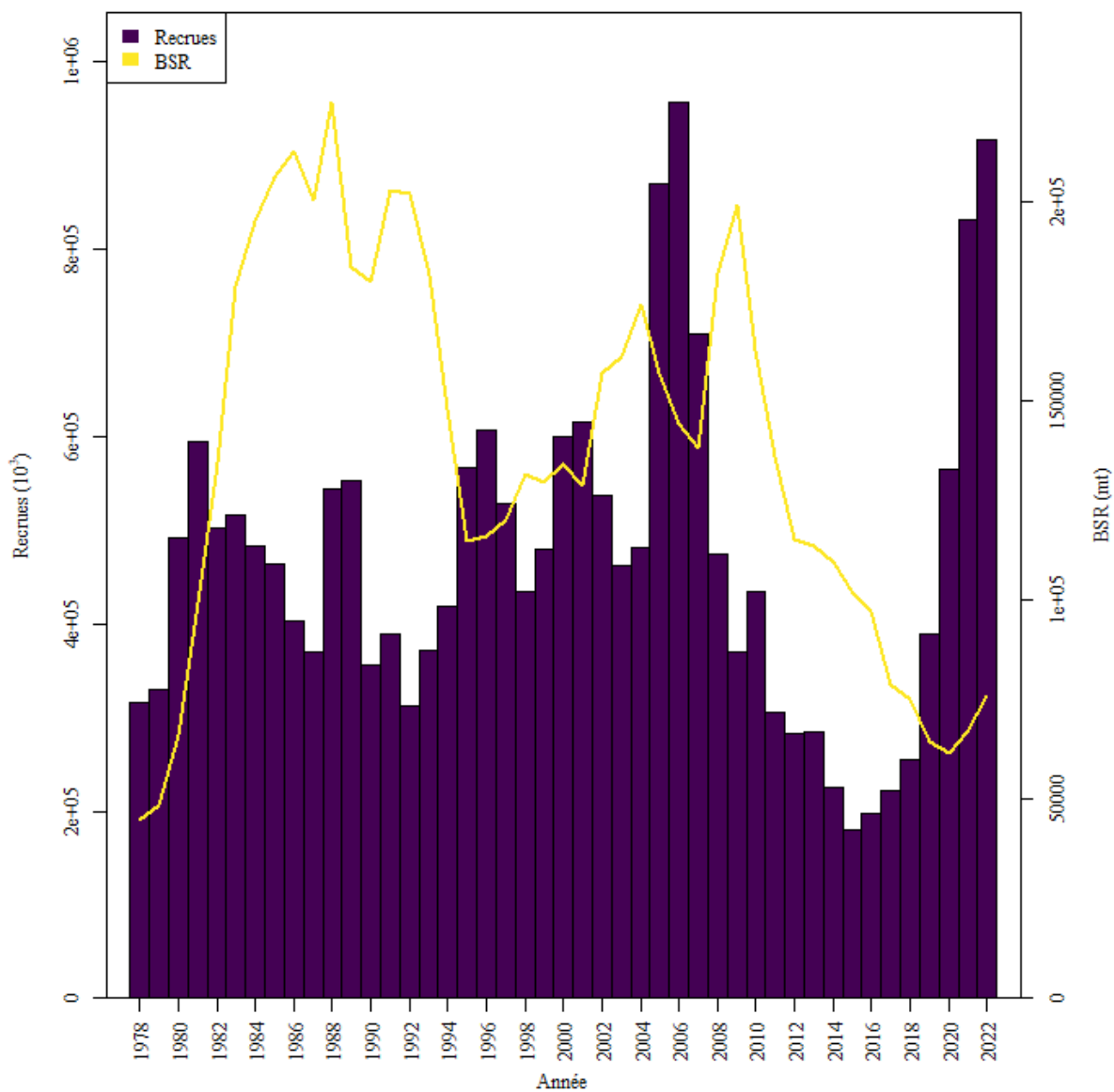


Figure 51. Recrutement (axe de gauche, barres violettes, en milliers de poissons d'âge 2) et biomasse du stock reproducteur (axe de droite, ligne jaune, BSR), entre 1978 et 2022, d'après le modèle de la sous-population du centre.

MODÈLE DE LA SOUS-POPULATION DU SUD

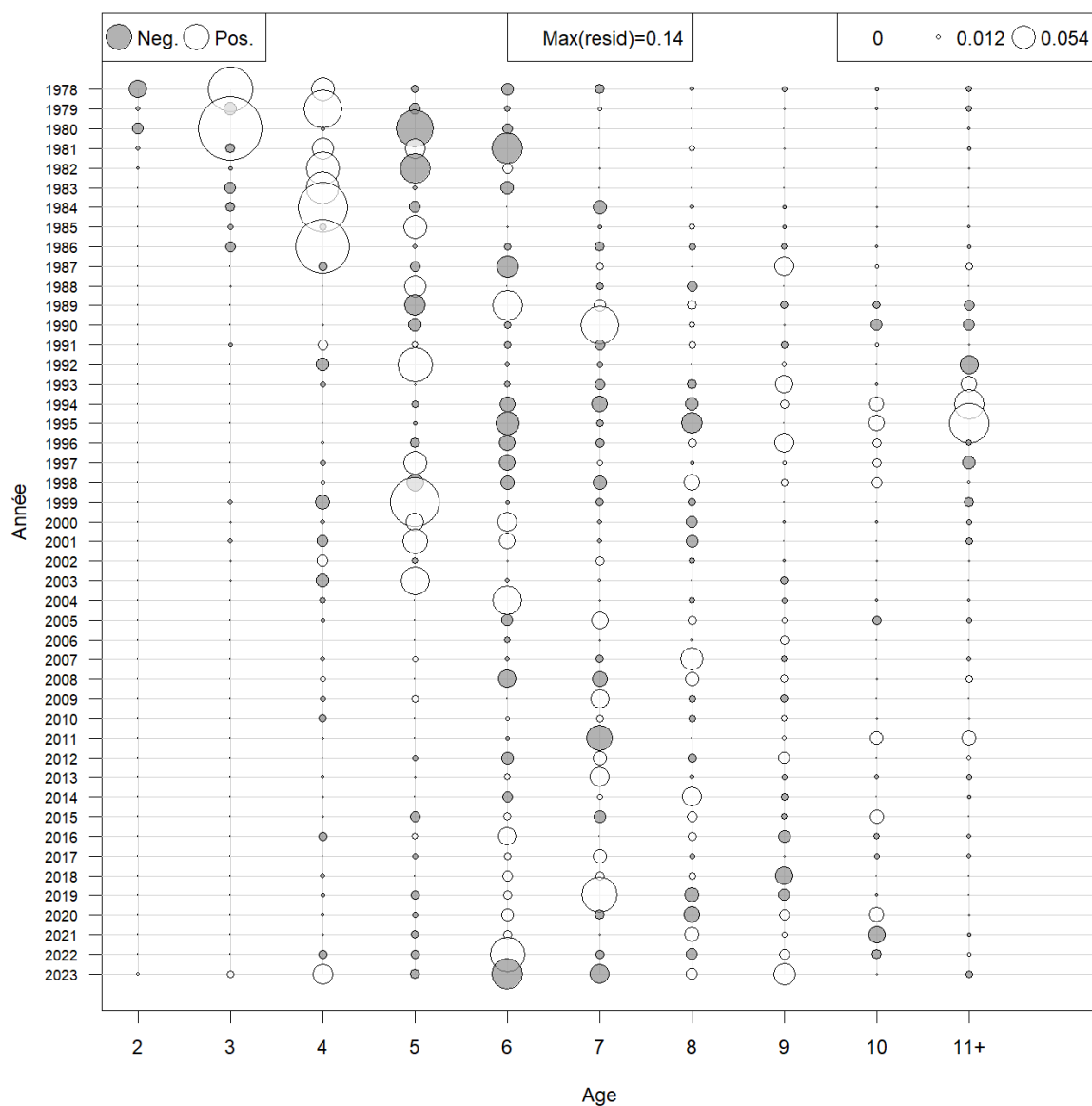


Figure 52. Résidus bruts (valeurs observées - valeurs prédites) du modèle de la sous-population du sud pour la composition selon l'âge provenant de la pêche à engins fixes entre 1978 et 2023. Les cercles blancs représentent des résidus positifs et les cercles gris, des résidus négatifs. La taille des cercles est proportionnelle à la valeur résiduelle.

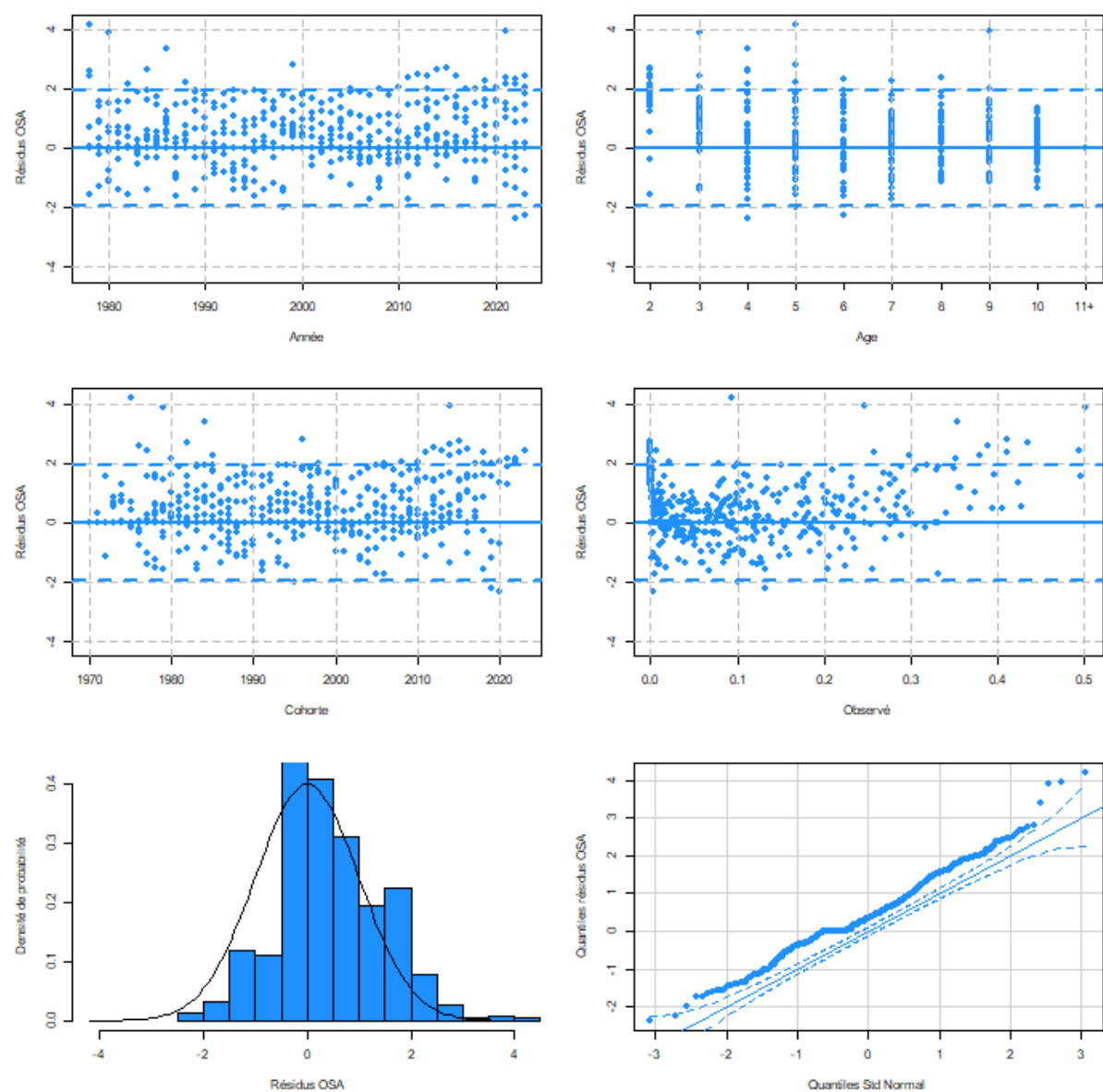


Figure 53. Résidus OSA du modèle de la sous-population du sud pour la composition selon l'âge provenant de la pêche à engins fixes par année, âge, cohorte, valeur observée, densité des probabilités et comparaison avec les quantiles d'une distribution normale (panneaux de gauche à droite, du haut vers le bas).

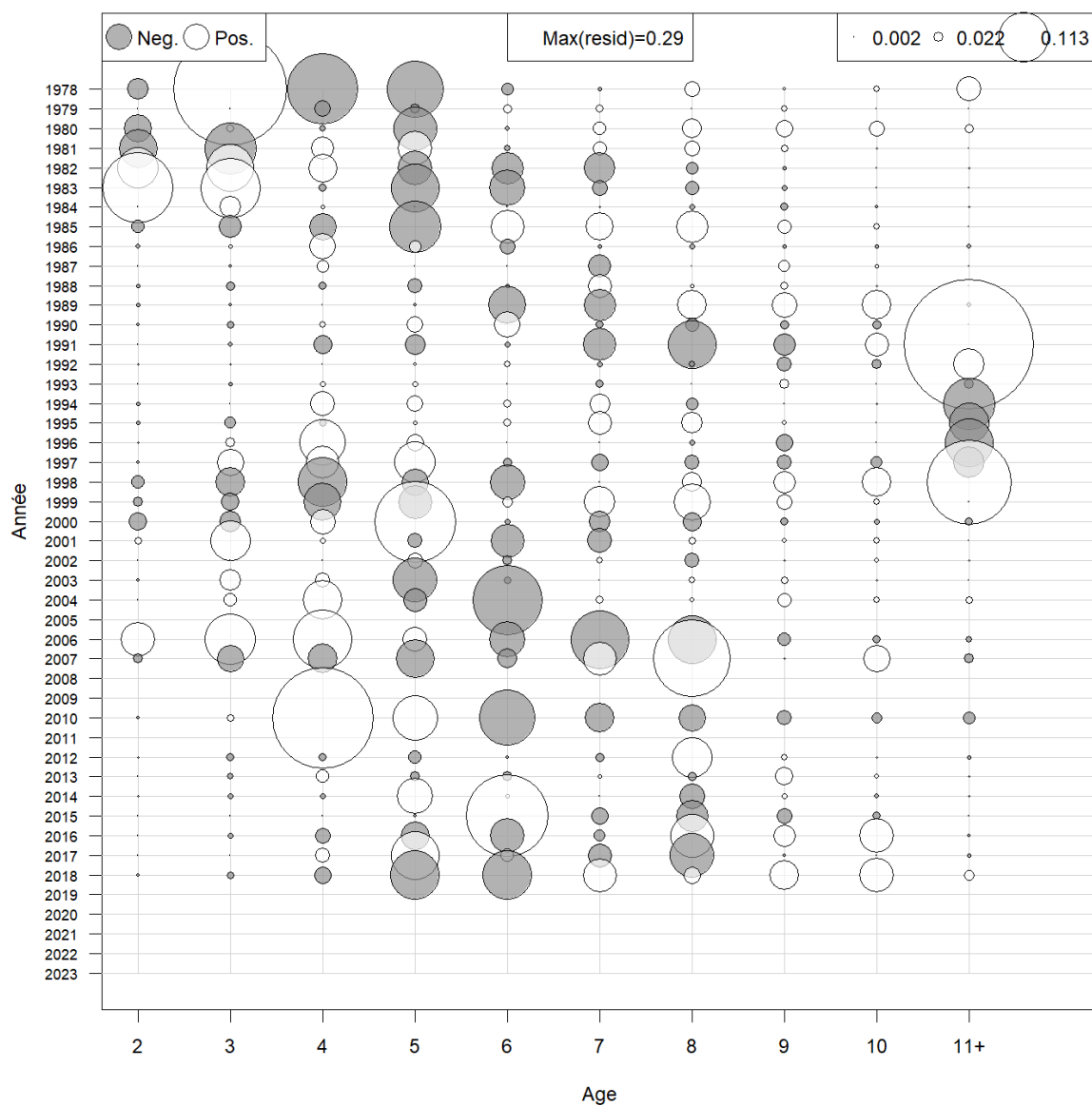


Figure 54. Résidus bruts (valeurs observées - valeurs prédites) du modèle de la sous-population du sud pour la composition selon l'âge provenant de la pêche à engins mobiles entre 1978 et 2023. Les cercles blancs représentent des résidus positifs et les cercles gris, des résidus négatifs. La taille des cercles est proportionnelle à la valeur résiduelle.

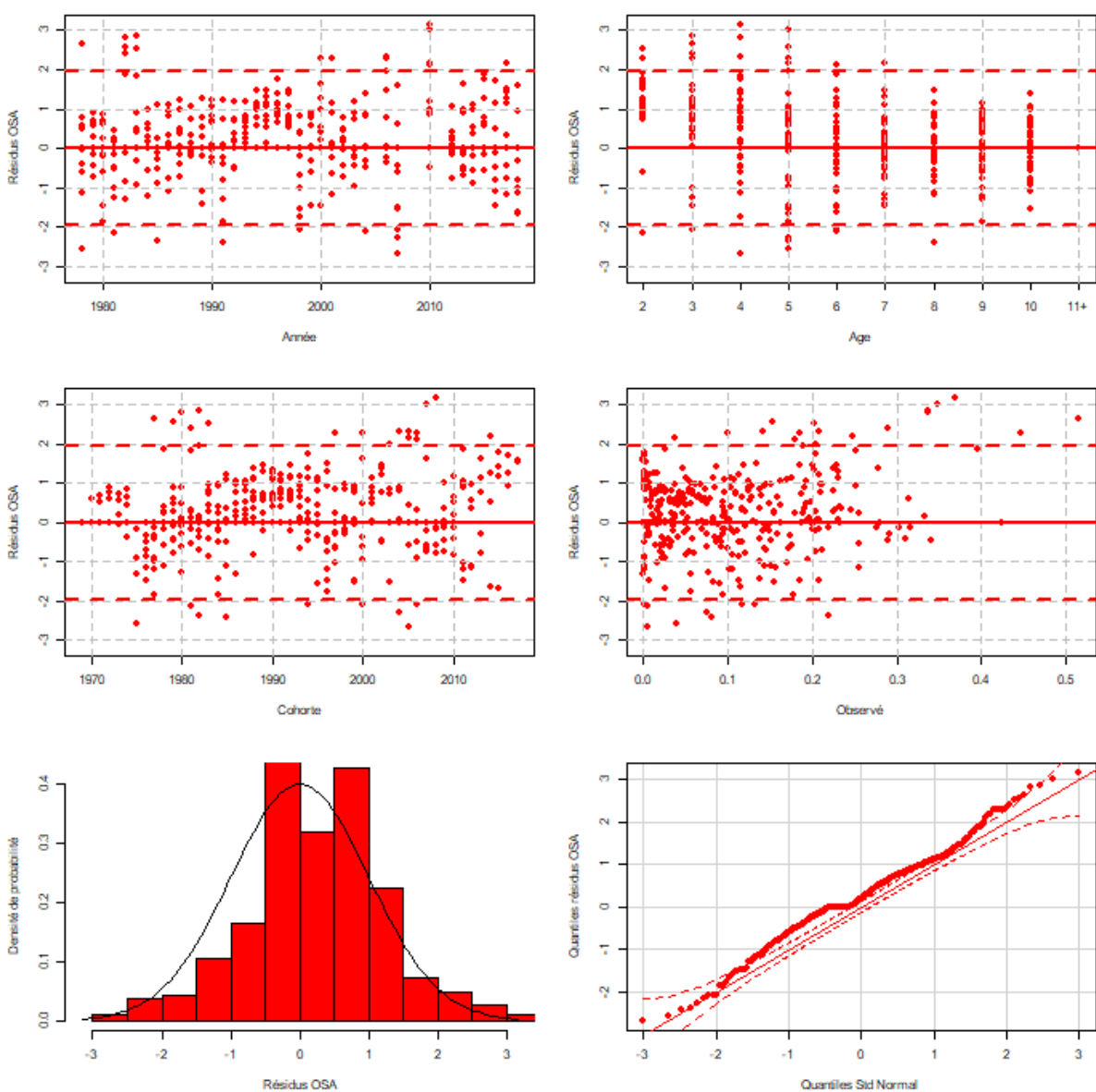


Figure 55. Résidus OSA du modèle de la sous-population du sud pour la composition selon l'âge provenant de la pêche à engins mobiles par année, âge, cohorte, valeur observée, densité des probabilités et comparaison avec les quantiles d'une distribution normale (panneaux de gauche à droite, du haut vers le bas).

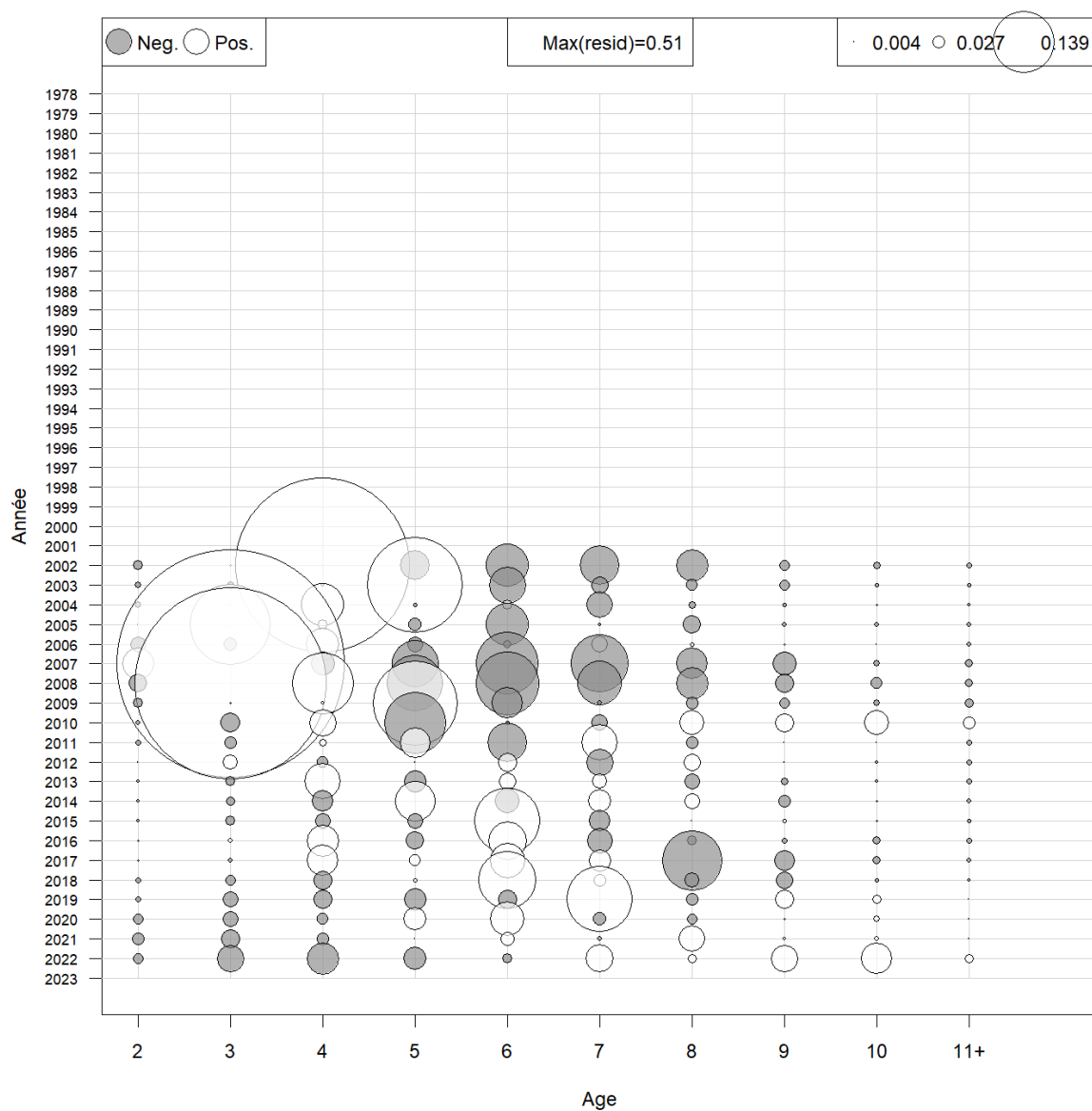


Figure 56. Résidus bruts (valeurs observées - valeurs prédites) du modèle de la sous-population du sud pour la composition selon l'âge provenant du relevé par navire de recherche entre 1978 et 2023. Les cercles blancs représentent des résidus positifs et les cercles gris, des résidus négatifs. La taille des cercles est proportionnelle à la valeur résiduelle.

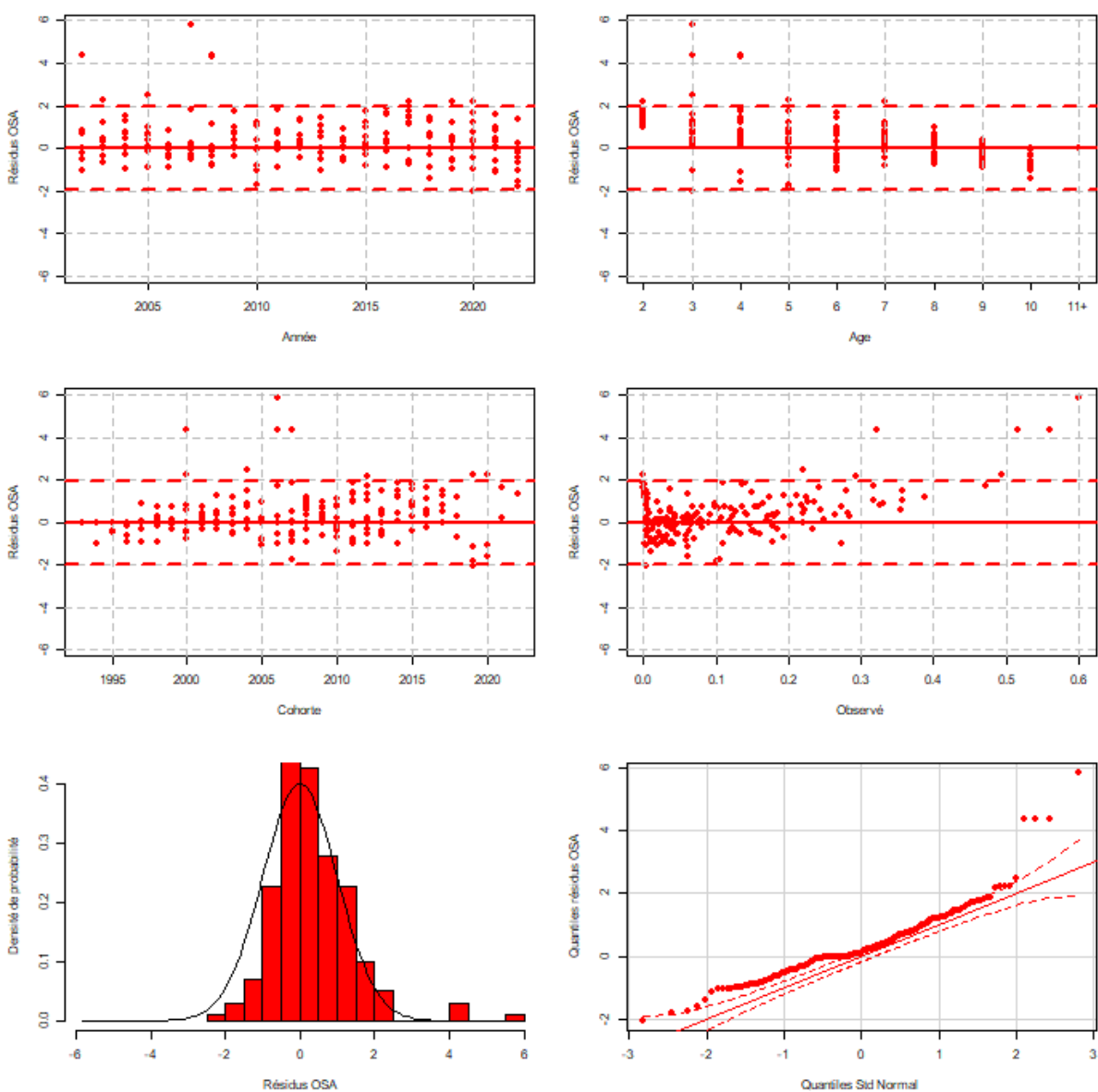


Figure 57. Résidus OSA du modèle de la sous-population du sud pour la composition selon l'âge provenant du relevé expérimental au filet maillant par année, âge, cohorte, valeur observée, densité des probabilités et comparaison avec les quantiles d'une distribution normale (panneaux de gauche à droite, du haut vers le bas).

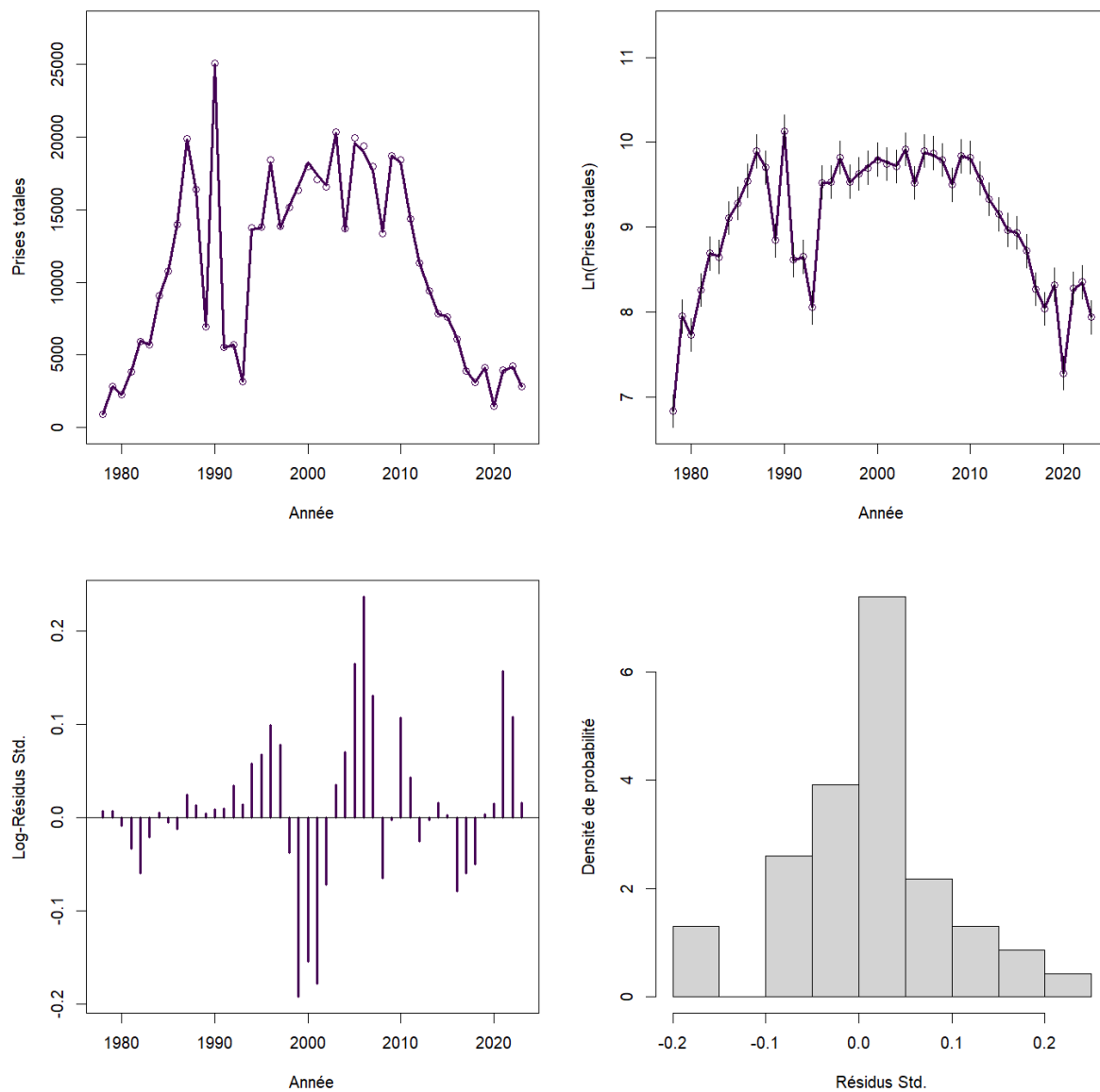


Figure 58. Ajustement du modèle de la sous-population du sud au total des prises de la pêche à engins fixes (en haut à gauche), au logarithme naturel des prises (en haut à droite), aux résidus standardisés sur l'échelle logarithmique par année (en bas à gauche) et à la densité des probabilités des résidus standardisés (en bas à droite).

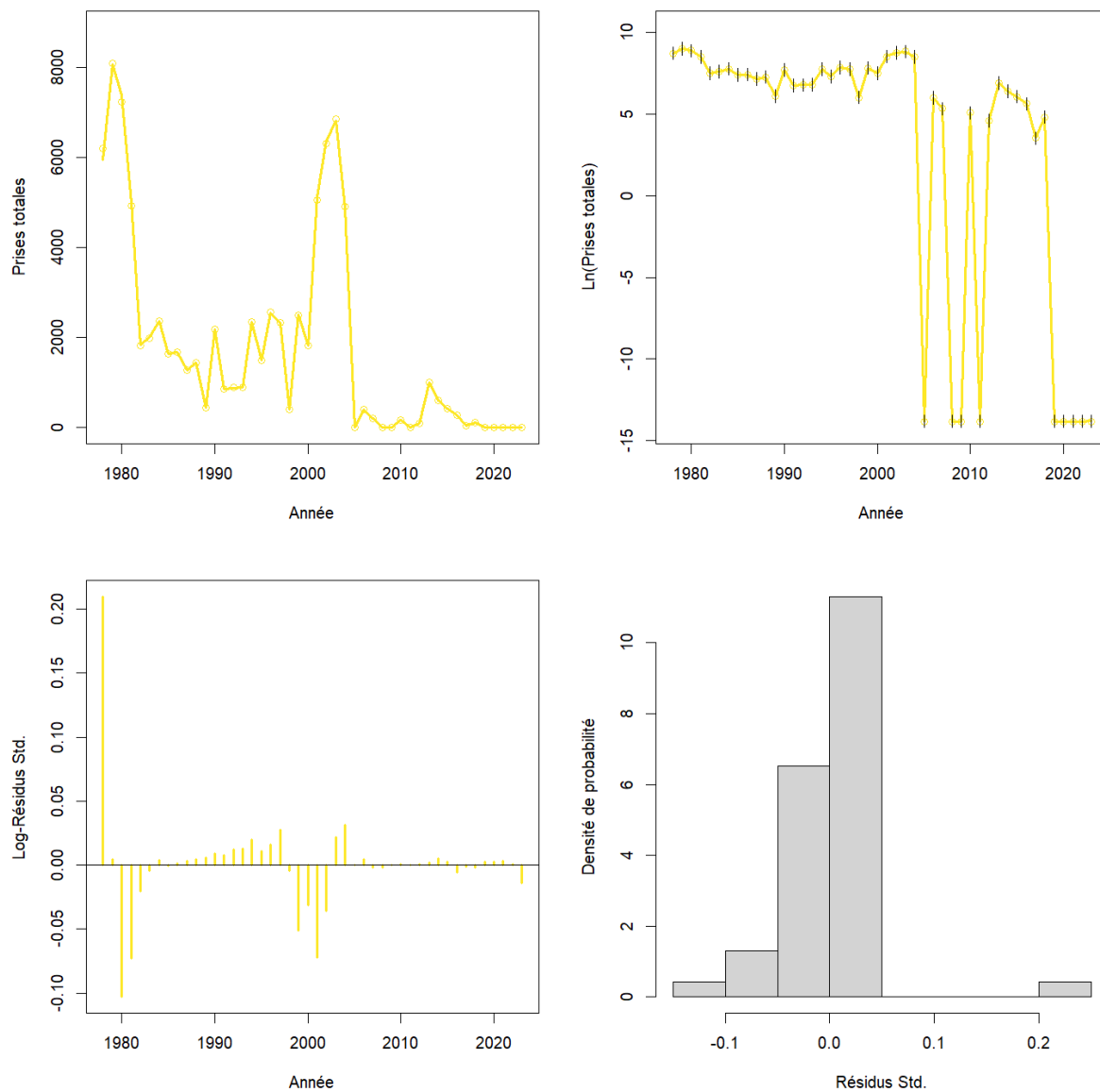


Figure 59. Ajustement du modèle de la sous-population du sud au total des prises de la pêche à engins mobiles (en haut à gauche), au logarithme naturel des prises (en haut à droite), aux résidus standardisés sur l'échelle logarithmique par année (en bas à gauche) et à la densité des probabilités des résidus standardisés (en bas à droite).

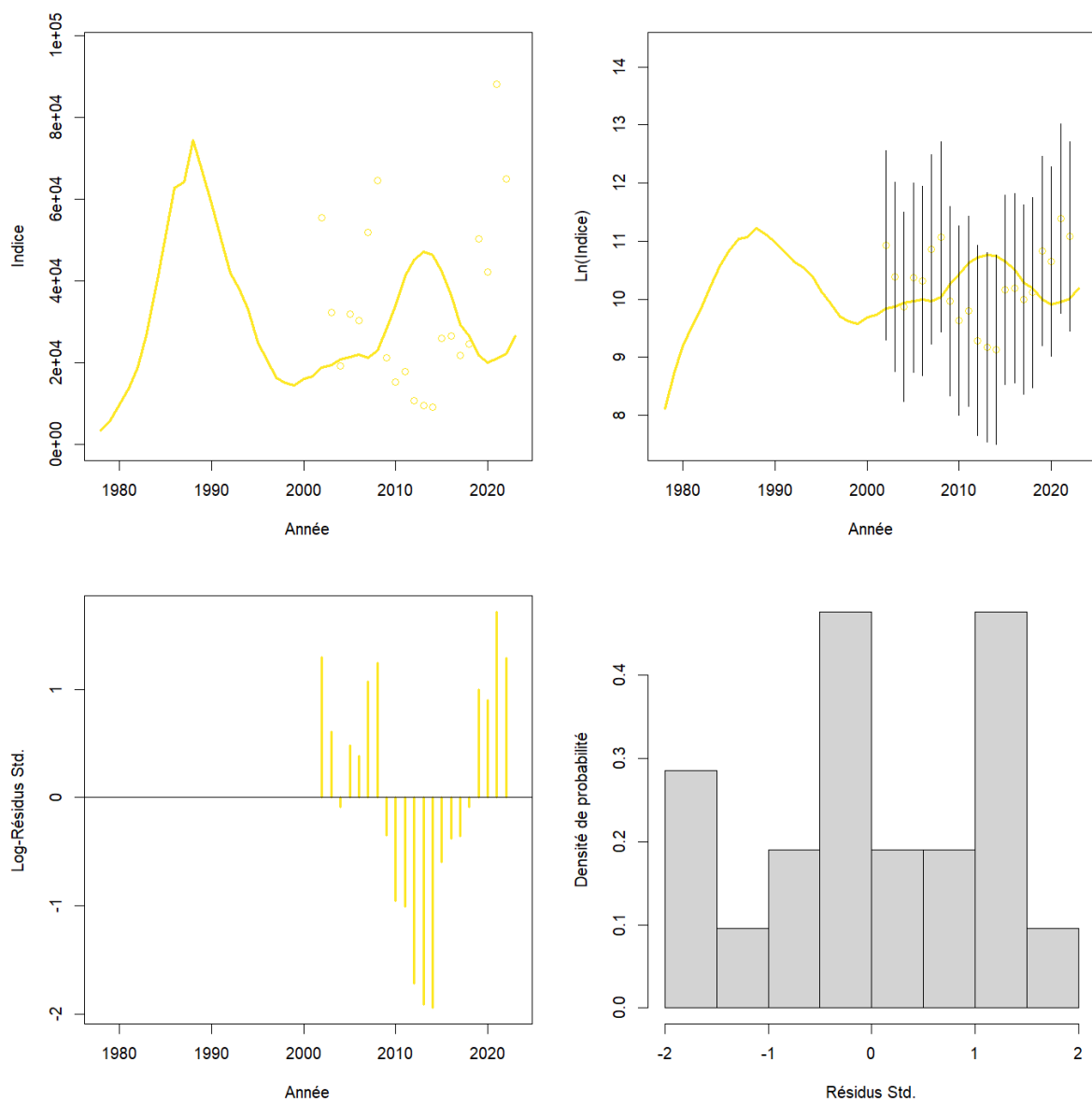


Figure 60. Ajustement du modèle de la sous-population du sud à l'indice de biomasse provenant du relevé expérimental au filet maillant (en haut à gauche), au logarithme naturel de l'indice (en haut à droite), aux résidus standardisés sur l'échelle logarithmique par année (en bas à gauche) et à la densité des probabilités des résidus standardisés (en bas à droite).

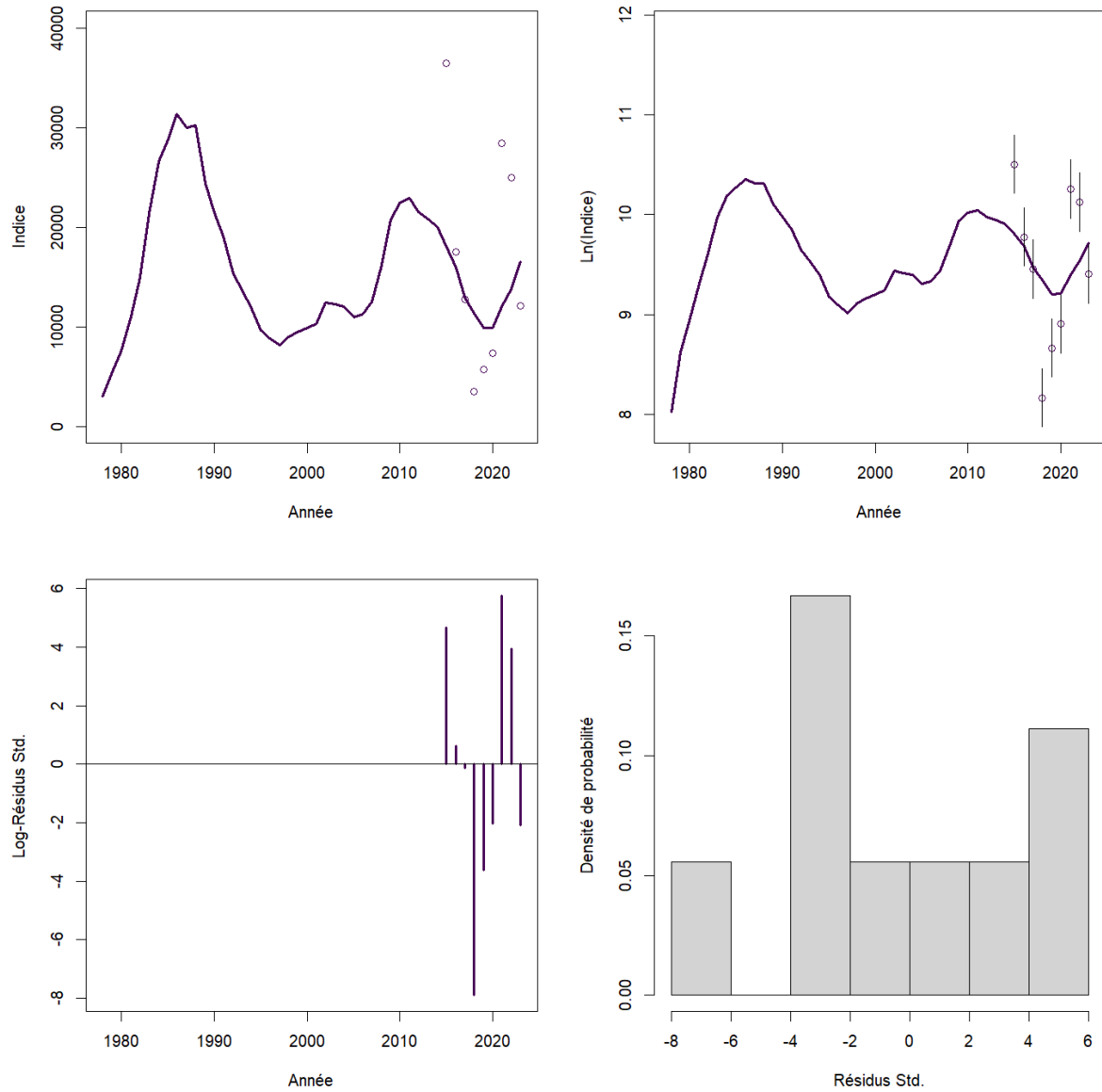


Figure 61. Ajustement du modèle de la sous-population du sud à l'indice de biomasse provenant du relevé acoustique des frayères (en haut à gauche), au logarithme naturel de l'indice (en haut à droite), aux résidus standardisés sur l'échelle logarithmique par année (en bas à gauche) et à la densité des probabilités des résidus standardisés (en bas à droite).

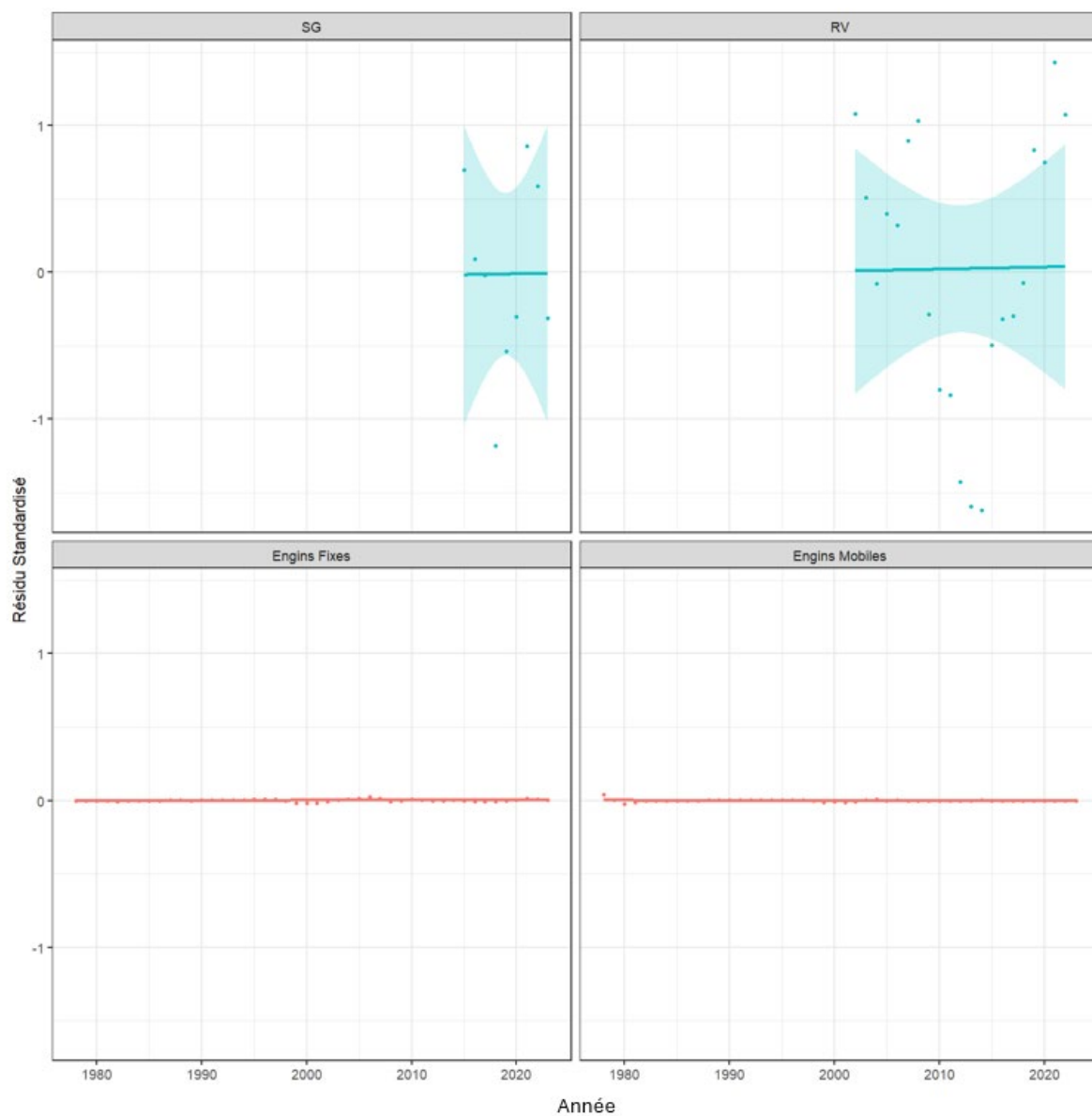


Figure 62. Résidus standardisés par année du modèle de la sous-population du sud pour le relevé acoustique des frayères, le relevé expérimental au filet maillant ainsi que les prises de la pêche à engins fixes et de la pêche à engins mobiles.

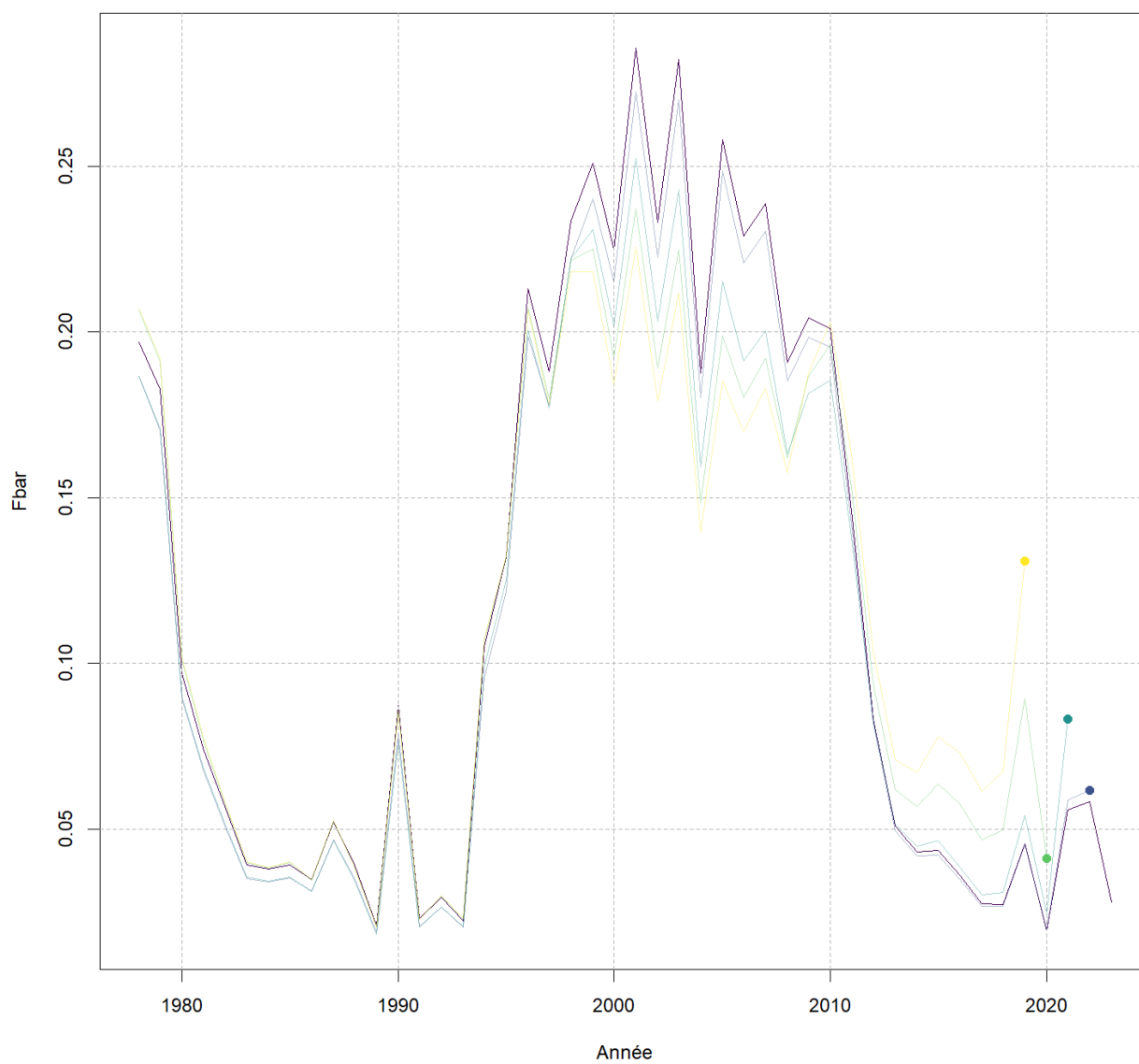


Figure 63. Analyse rétrospective du modèle de la sous-population du sud pour la mortalité par pêche moyenne (F_{bar}), selon quatre extractions.

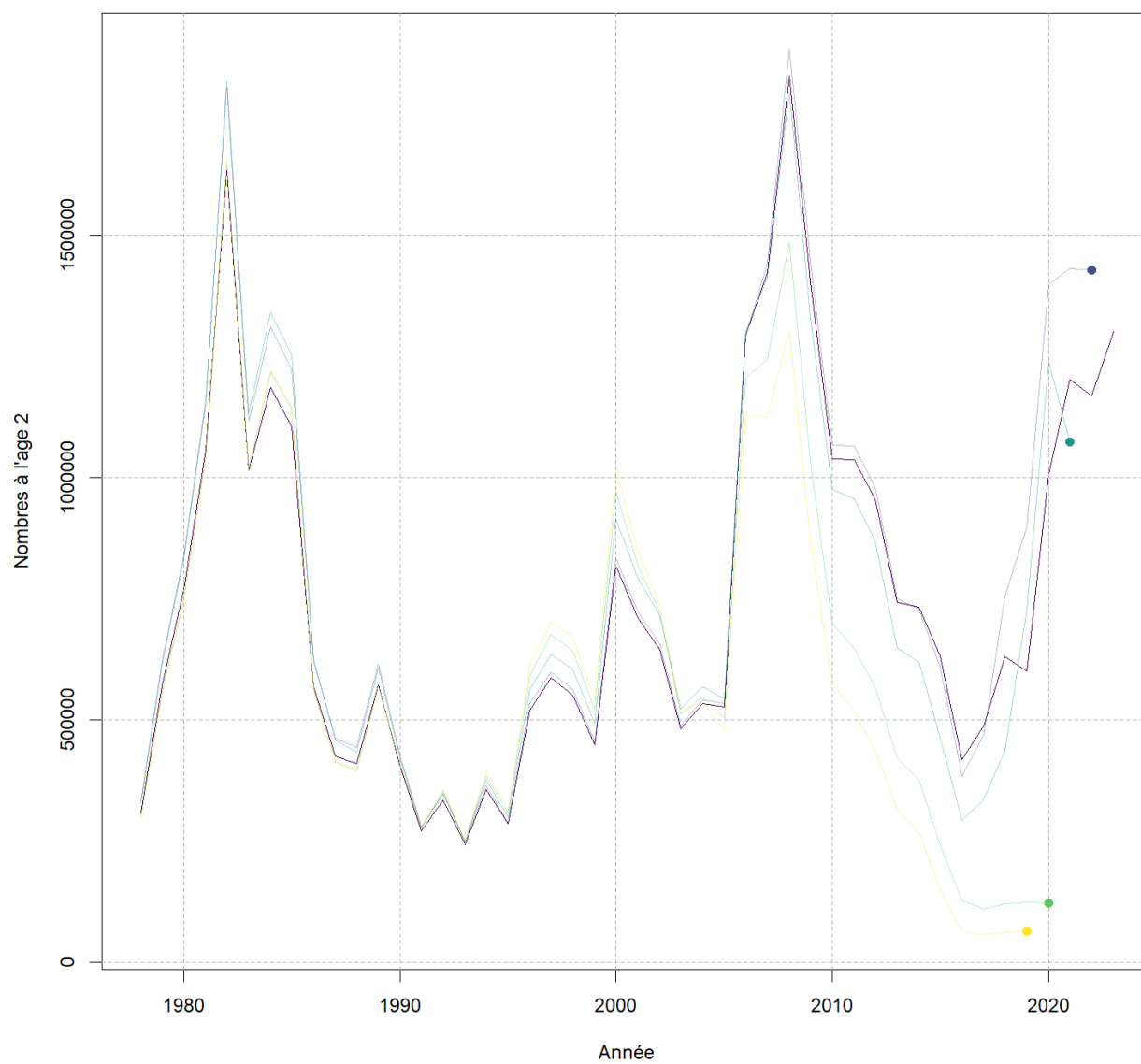


Figure 64. Analyse rétrospective du modèle de la sous-population du sud pour le recrutement (nombre de poissons d'âge 2), selon quatre extractions.

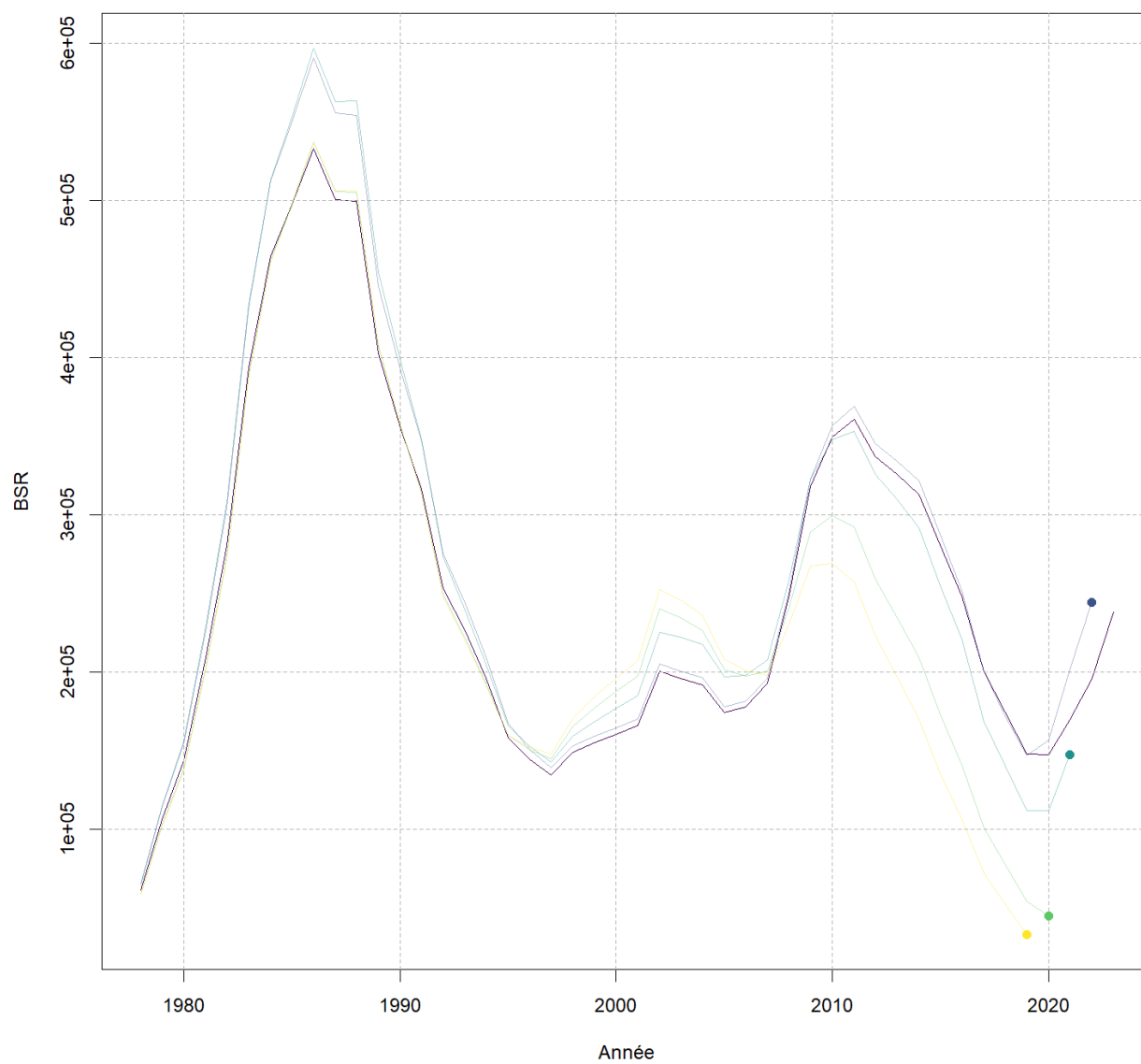


Figure 65. Analyse rétrospective du modèle de la sous-population du sud pour la biomasse du stock reproducteur (BSR; en tonnes), selon quatre extractions.

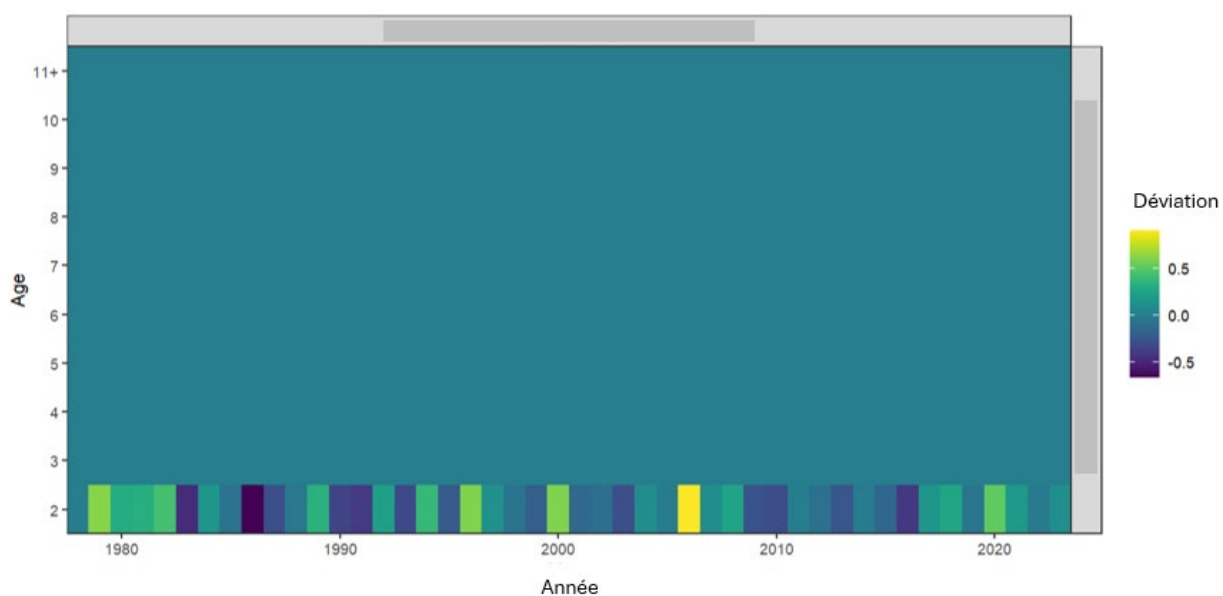


Figure 66. Écarts du modèle de la sous-population du sud liés au nombre de poissons selon l'âge, par année, avec un écart type pour l'âge 2. Aucune erreur de processus liée au nombre de poissons selon l'âge n'était permise pour les âges 3 à 11+.

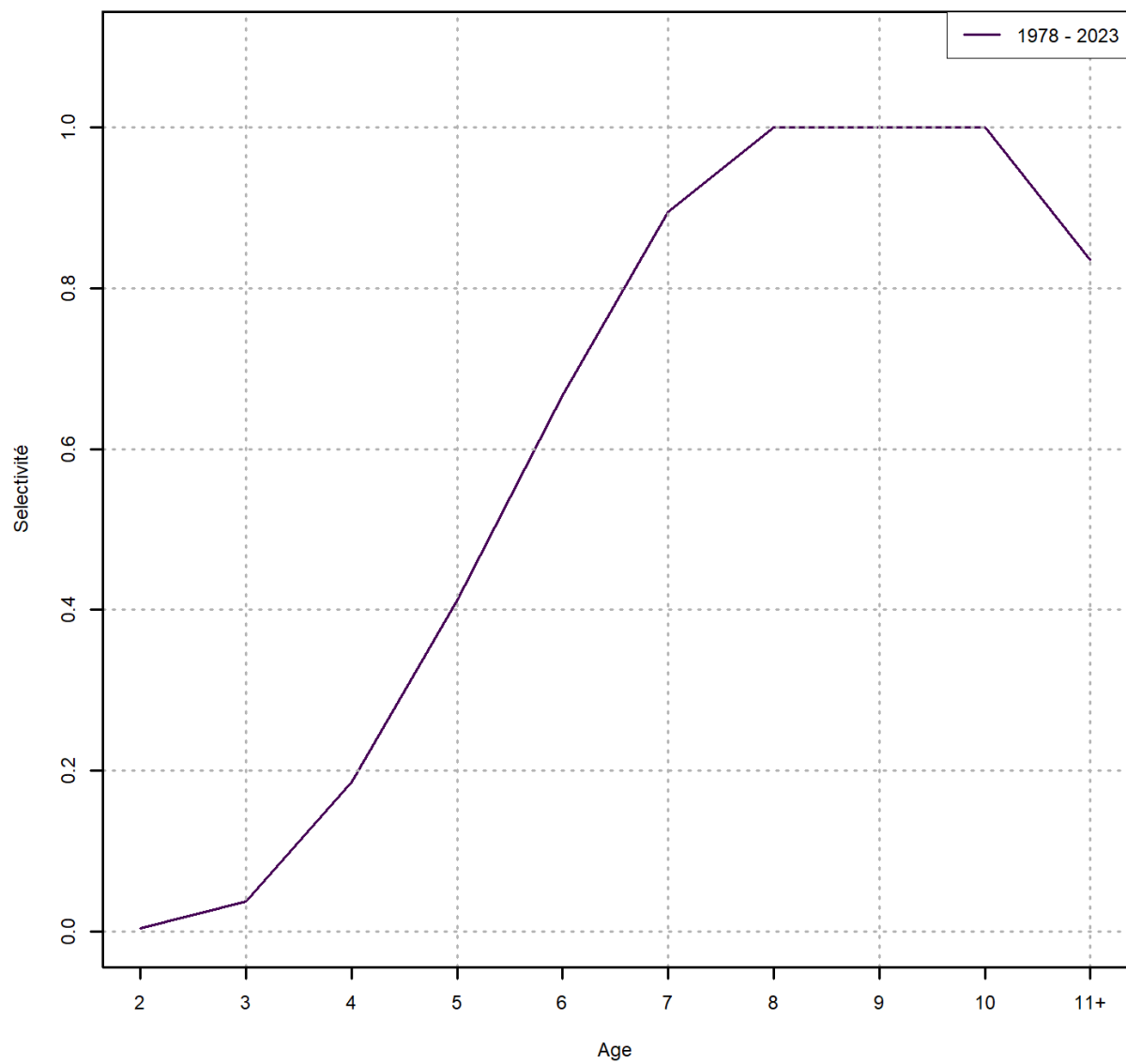


Figure 67. S  lectivit   selon l'  ge moyenne pour les p  ches    engins fixes et    engins mobiles combin  es, d'apr  s le mod  le de la sous-population du sud.

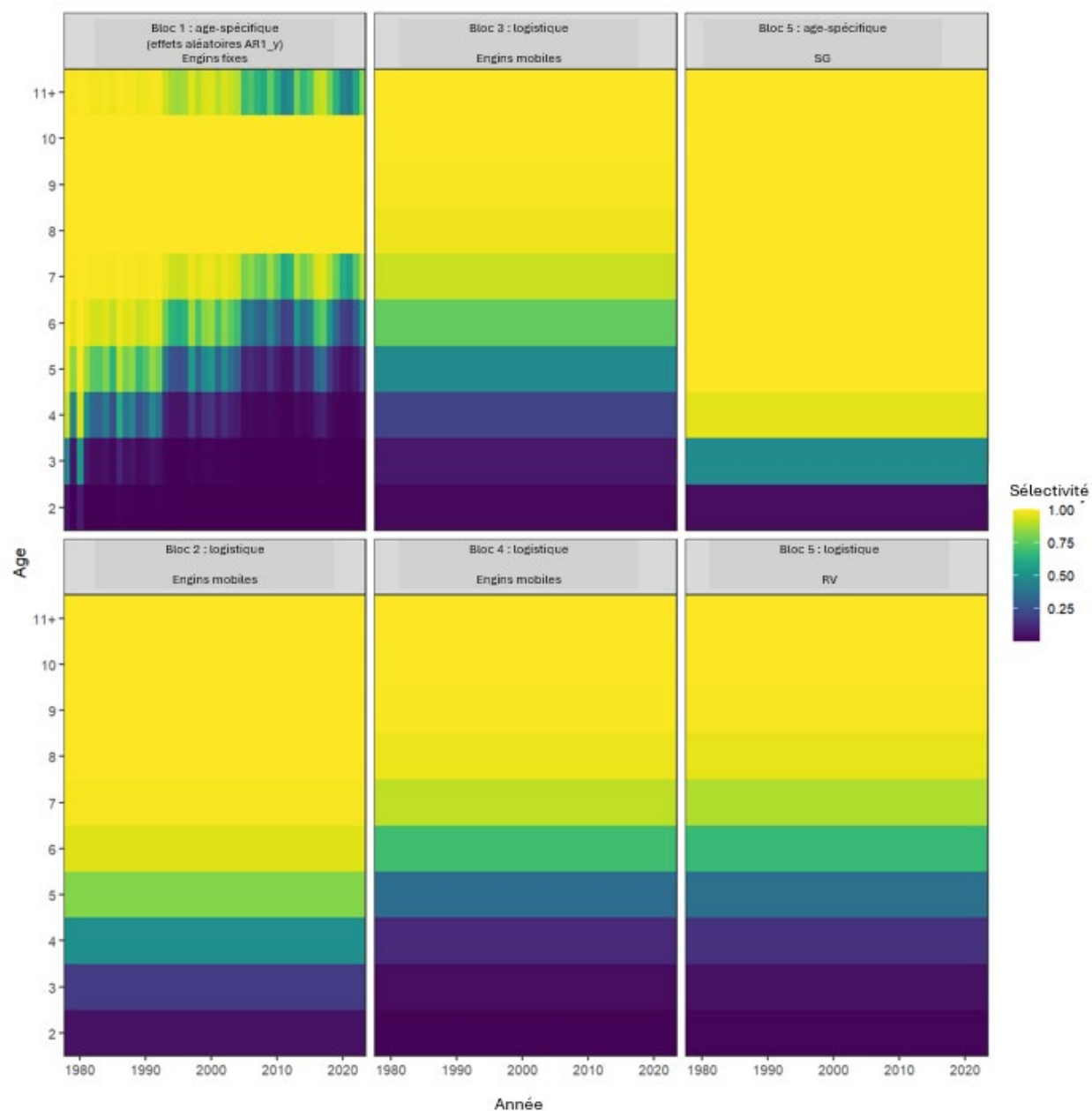


Figure 68. Sélectivité réelle, avec les effets aléatoires s'il y a lieu, pour l'ensemble des sources de prises, des relevés et des blocs temporels, d'après le modèle de la sous-population du sud.

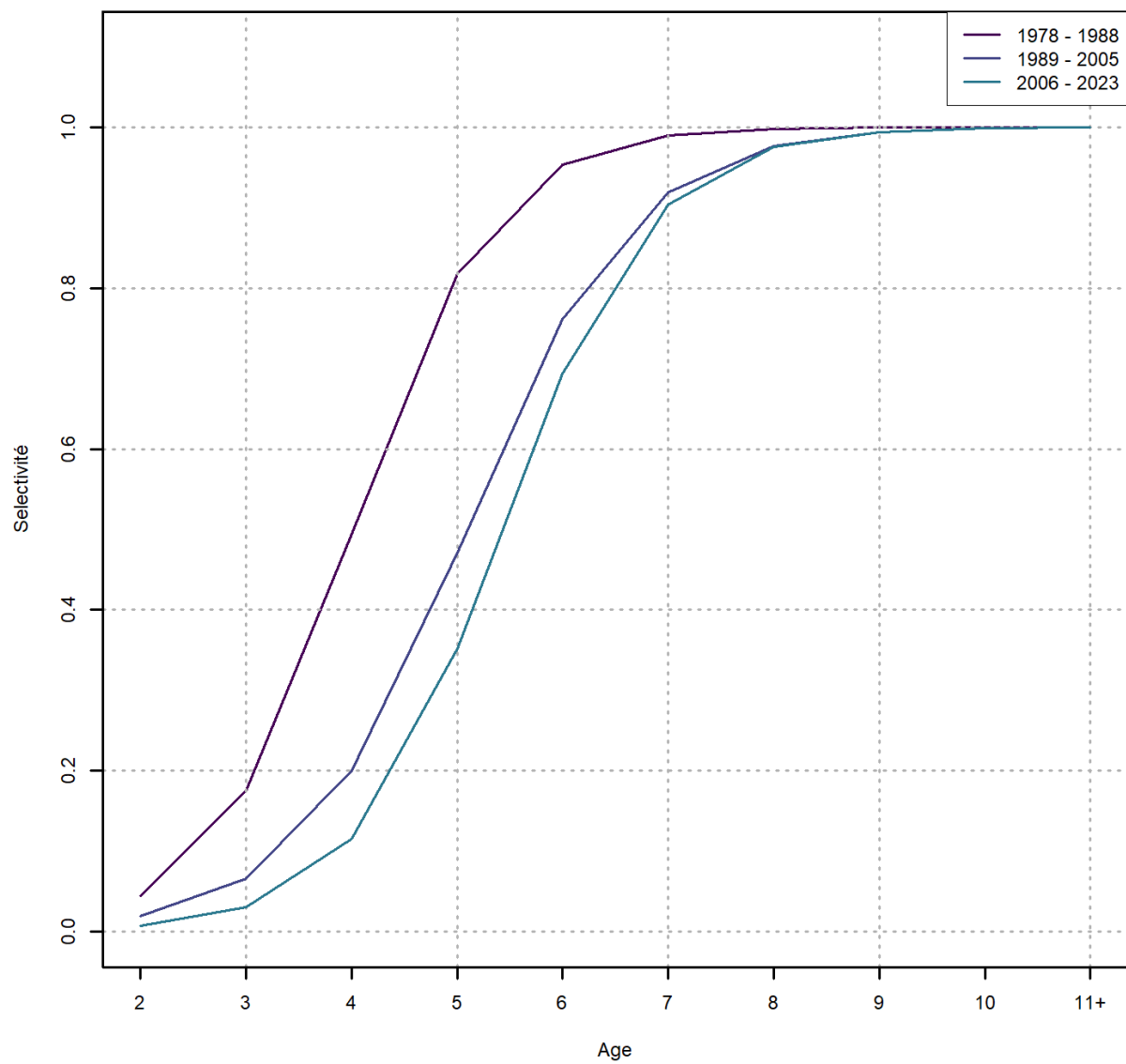


Figure 69. Sélectivité selon l'âge moyenne pour les pêches à engins fixes et à engins mobiles combinées, d'après le modèle de la sous-population du sud.

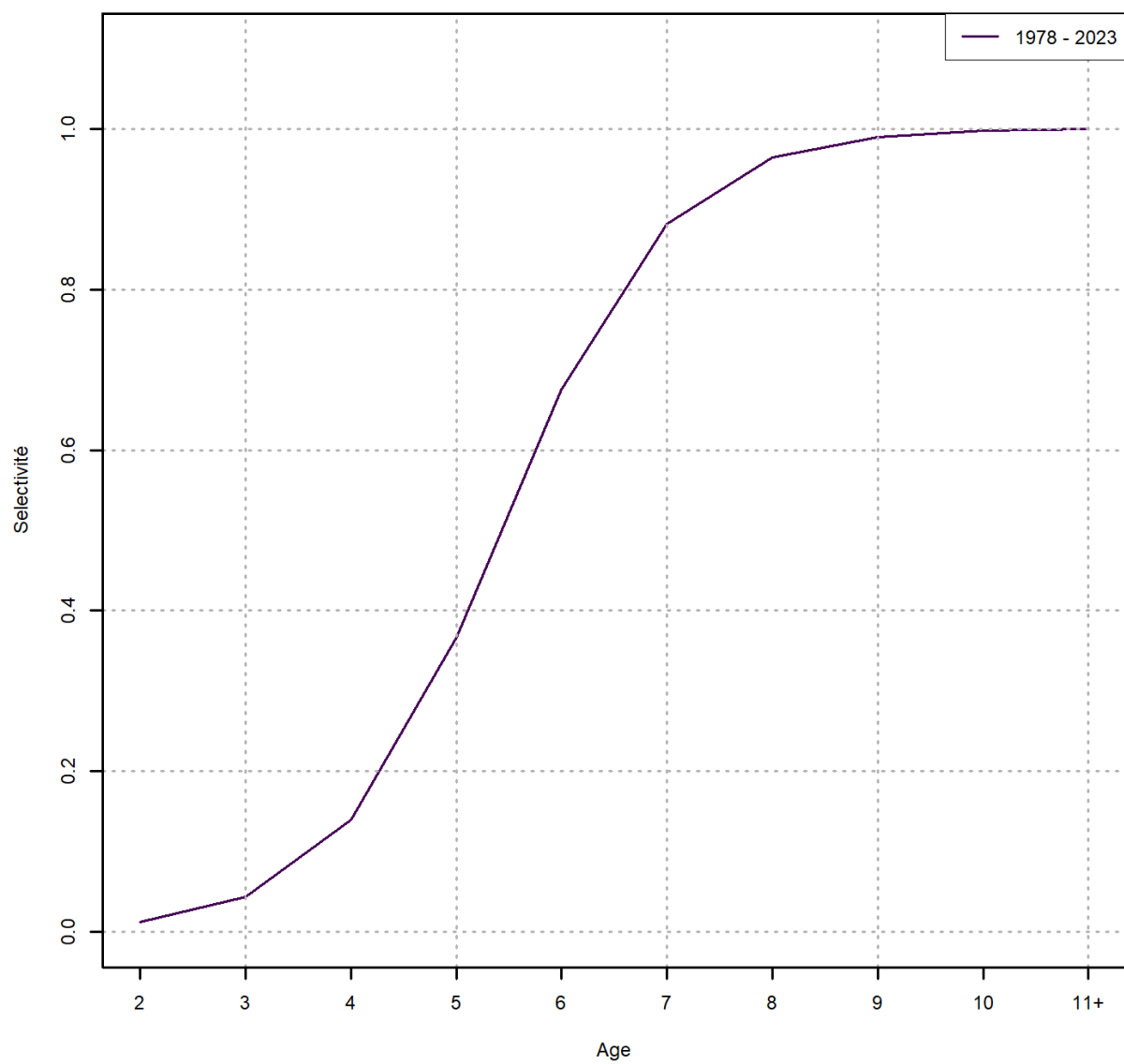


Figure 70. Sélectivité moyenne selon l'âge du relevé RV, modélisée comme une courbe logistique, d'après le modèle de la sous-population du sud.

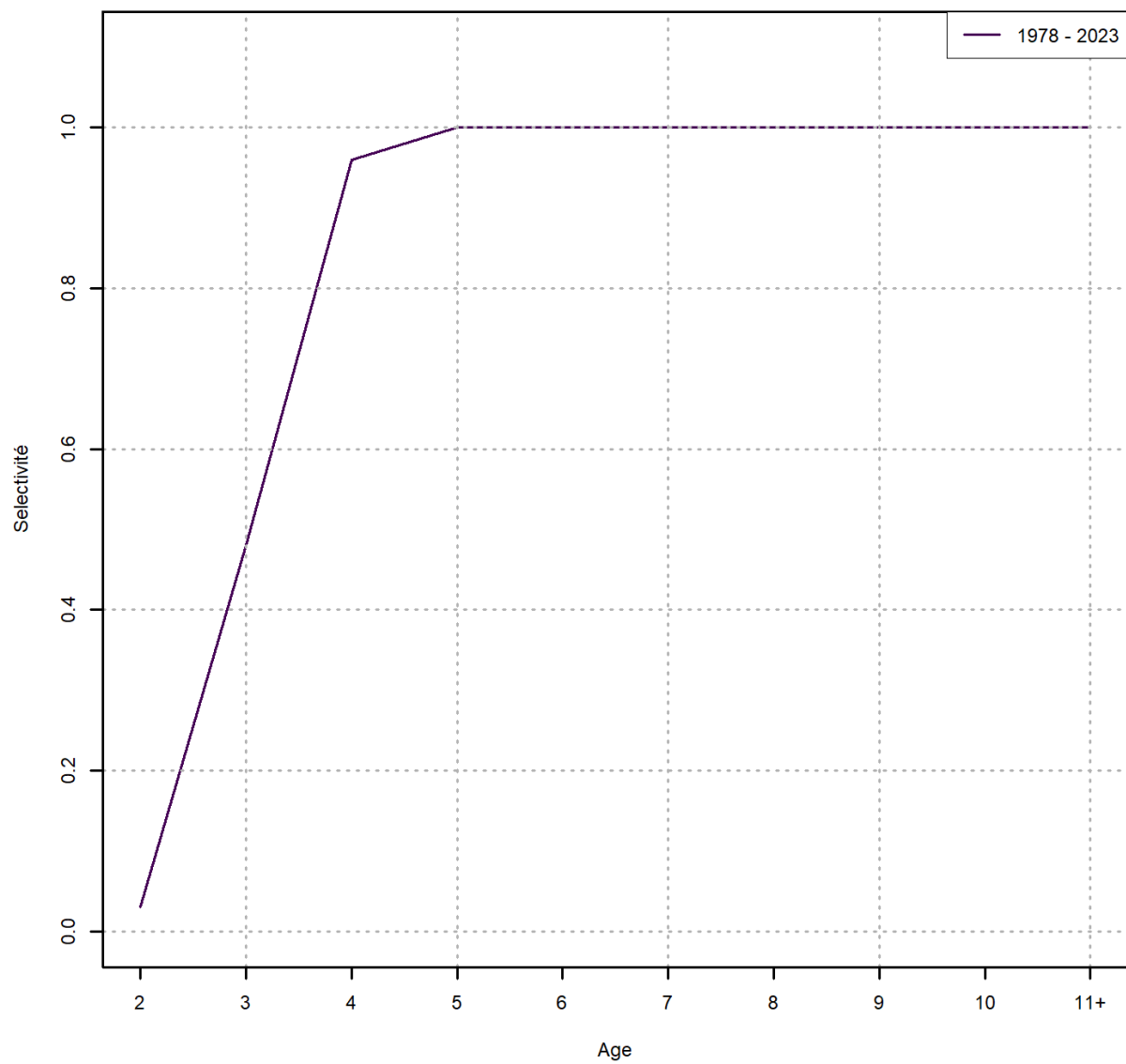


Figure 71. Sélectivité moyenne selon l'âge du relevé acoustique des frayères, modélisée en fonction du moment moyen de la maturité selon l'âge, d'après le modèle de la sous-population du sud.

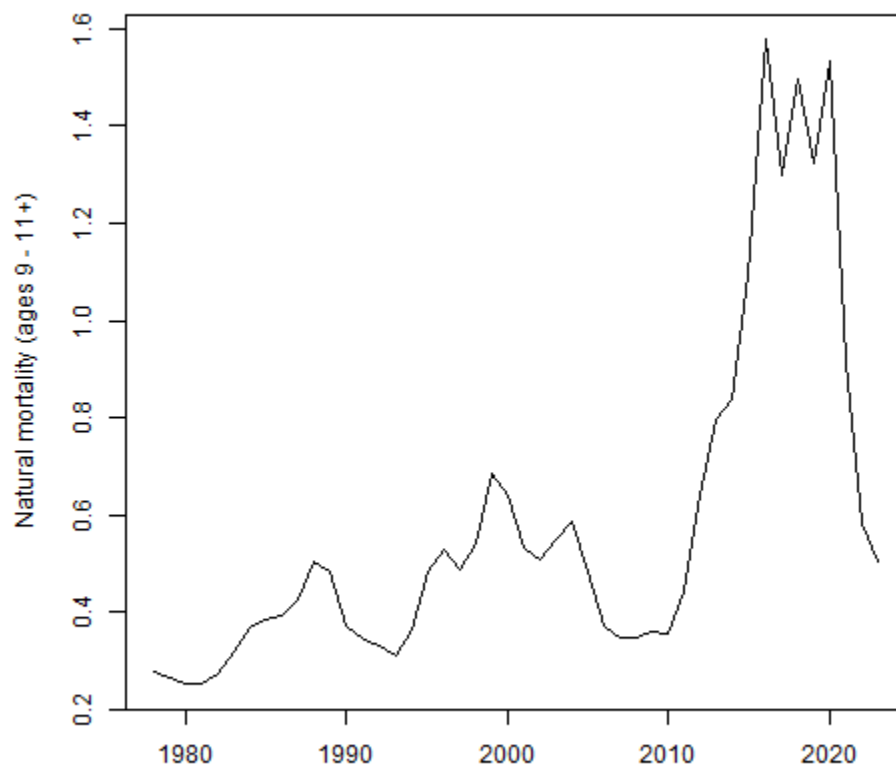


Figure 72. Mortalité naturelle moyenne (fixée à 0,3) et écarts connexes pour le groupe des âges 9 à 11+, par année, d'après le modèle de la sous-population du sud.

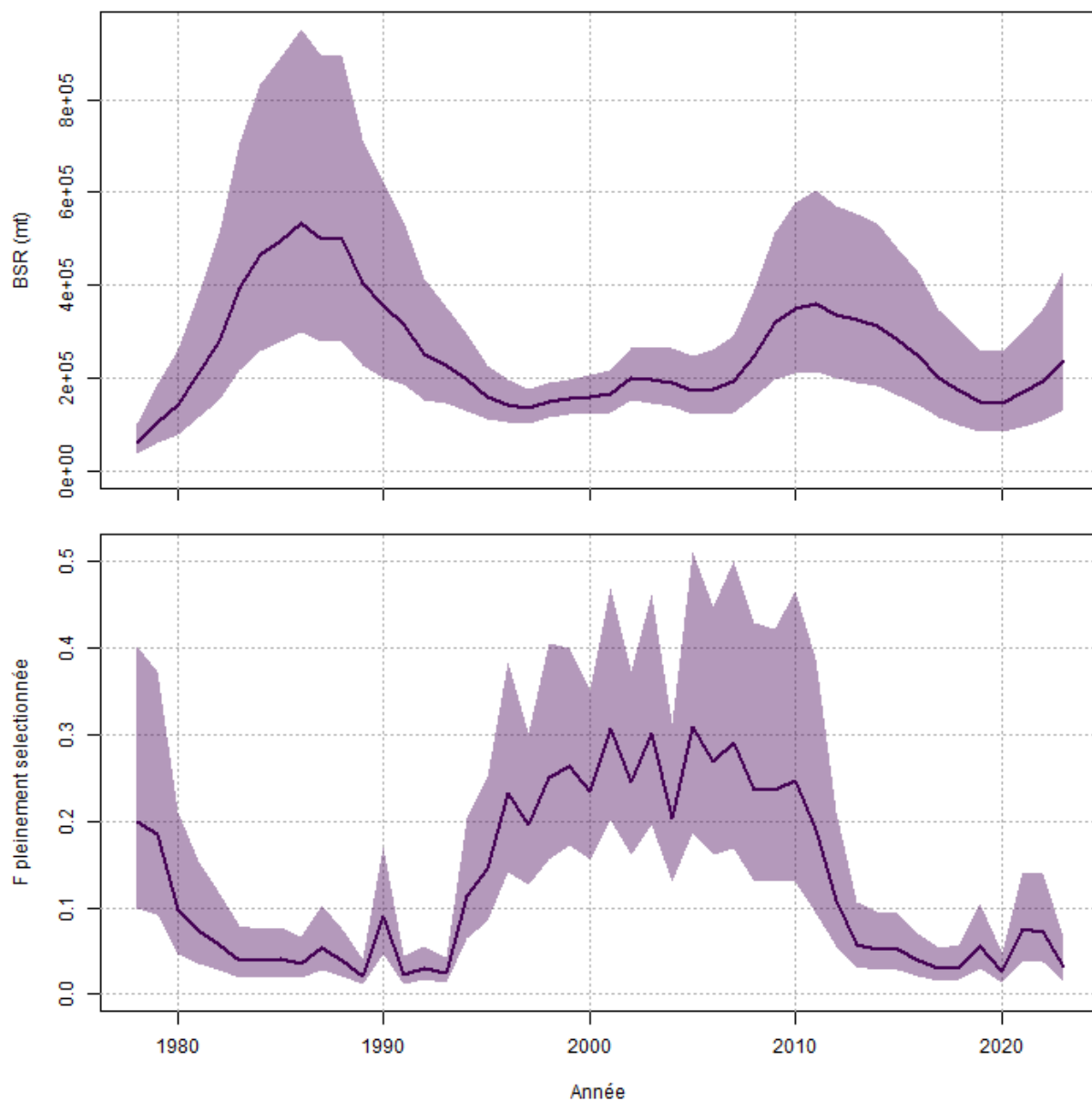


Figure 73. Biomasse du stock reproducteur (BSR; panneau supérieur) et mortalité par pêche des poissons entièrement sélectionnés (F; panneau inférieur), entre 1978 et 2023, d'après le modèle de la sous-population du sud. Les lignes continues représentent les moyennes et les zones ombrées représentent les intervalles de confiance à 95 %.

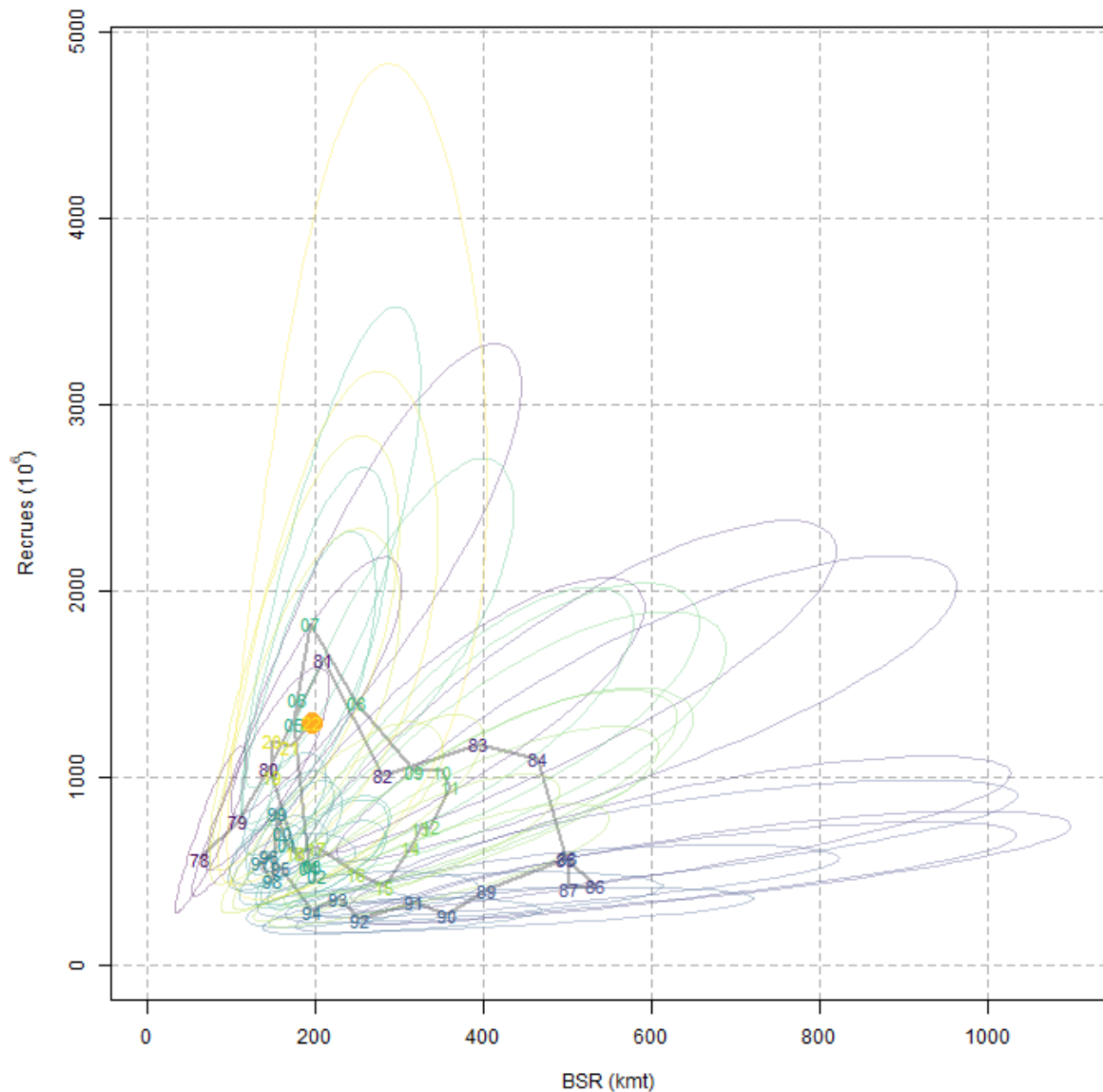


Figure 74. Recrutement (axe des ordonnées; en centaines de milliers de poissons d'âge 2) et biomasse du stock reproducteur (axe des abscisses; BSR, en kilotonnes métriques), d'après le modèle de la sous-population du sud. La ligne continue relie des points qui portent les deux derniers chiffres de l'année en question. Les grands cercles représentent l'incertitude associée aux estimations de la BSR et du recrutement.

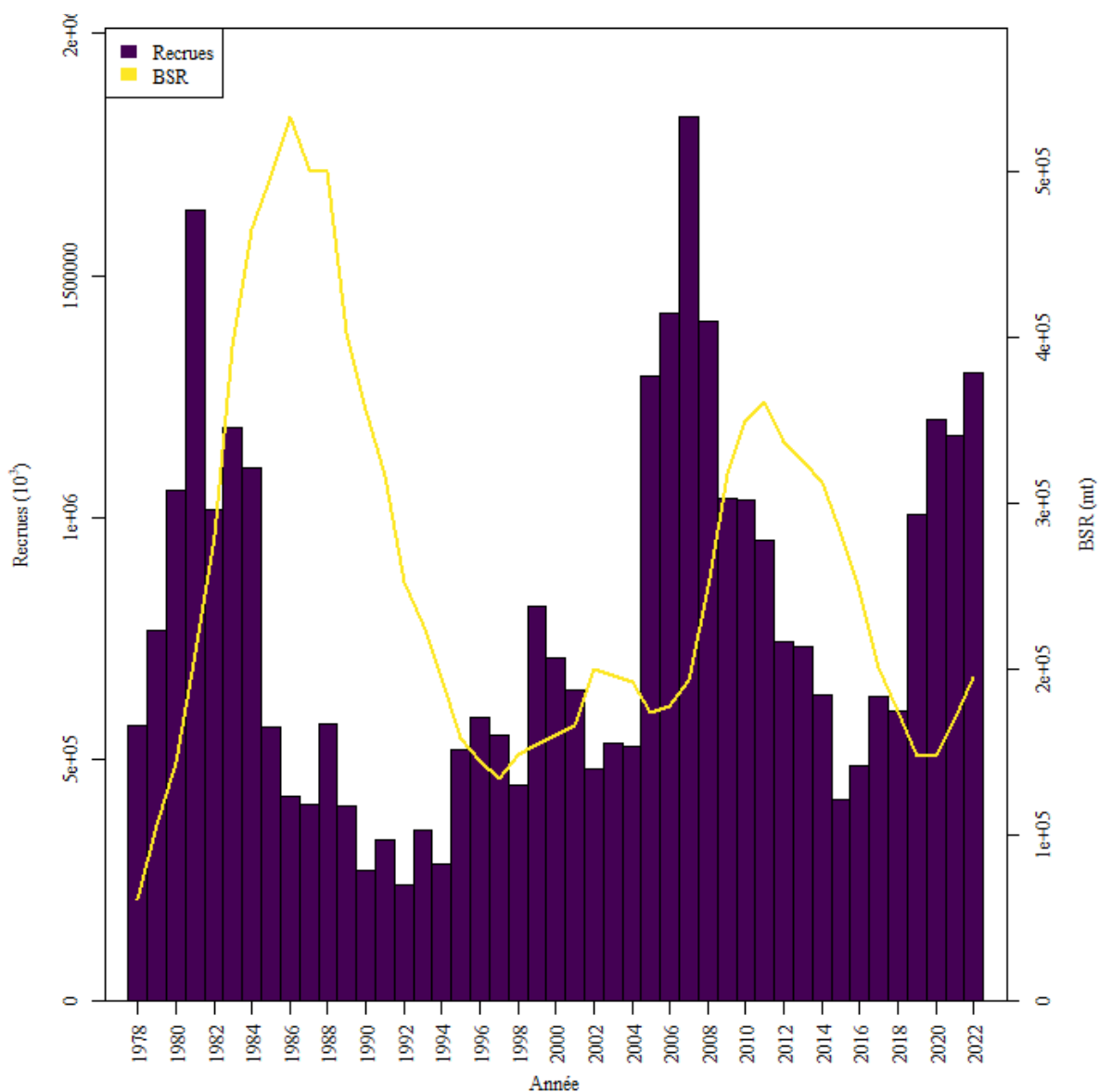


Figure 75. Recrutement (axe de gauche, barres violettes, en milliers de poissons d'âge 2) et biomasse du stock reproducteur (axe de droite, ligne jaune, BSR), entre 1978 et 2022, d'après le modèle de la sous-population du sud.

ANNEXE 1 : ANALYSES DE SENSIBILITÉ

Tableau A1. Analyses de sensibilité du modèle de la sous-population du nord pour la mortalité naturelle (M) moyenne, les effets aléatoires (EA), la valeur delta du critère d'information d'Akaike (dAIC), les valeurs du rho de Mohn obtenues lors des analyses rétrospectives pour le recrutement (R), la biomasse du stock reproducteur (BSR) et la valeur moyenne de F (Fbar).

Nom du modèle	M moyenne	EA	Convergence	Tous les paramètres sont estimables	dAIC	rho R	rho BSR	rho Fbar
north	Fixée à 0,3	AR1_y	Oui	Oui	0	-0,156	-0,073	0,151
north_fixM0.3	Fixée à 0,3	-	Oui	Oui	14,9	0,128	-0,196	0,283
north_estMiid	Estimée	IID	Oui	Oui	-1,9	-0,380	-0,147	0,228
north_estMar1y	Estimée	AR1_y	Non	Non	-	-	-	-
north_fixM0.4ar1y	Fixée à 0,4	AR1_y	Oui	Oui	10,7	-0,185	-0,109	0,195
north_fixM0.2ar1y	Fixée à 0,2	AR1_y	Non	Non	-	-	-	-

Tableau A2. Analyses de sensibilité du modèle de la sous-population du centre pour la mortalité naturelle (M) moyenne, les effets aléatoires (EA), la valeur delta du critère d'information d'Akaike (dAIC), ainsi que les valeurs du rho de Mohn obtenues lors des analyses rétrospectives pour le recrutement (R), la biomasse du stock reproducteur (BSR) et la valeur moyenne de F (Fbar).

Nom du modèle	M moyenne	EA M	EA NPA	Convergence	Tous les paramètres sont estimables	dAIC	rho R	rho BSR	rho Fbar
middle	Fixée à 0,3	AR1_y	IDI	Oui	Oui	0	-0,486	-0,019	-0,141
middle_fixM0.3	Fixée à 0,3	-	-	Oui	Oui	1,1	-0,522	0,161	0,0985
middle_fixM0.3_NAAiid	Fixée à 0,3	-	IDI	Oui	Oui	-9,4	-0,558	-0,095	-0,031
middle_estM_iid	Estimée	IID_y	-	Non	-	-	-	-	-
middle_estM_ar1y	Estimée	AR1_y	-	Non	-	-	-	-	-
middle_fixM0.4_ar1y	Fixée à 0,4	AR1_y	-	Oui	Oui	5,1	-0,492	-0,074	-0,085
middle_fixM0.2_ar1y	Fixée à 0,2	AR1_y	-	Oui	Oui	-9,9	-0,517	-0,118	-0,021
middle_fixM0.4_iidy	Fixée à 0,4	IID_y	-	Oui	Oui	3,1	-0,499	-0,085	-0,085
middle_fixM0.2_iidy	Fixée à 0,2	IID_y	-	Oui	Oui	-1,4	-0,558	-0,098	0,002
middle_fixM0.3_ar1y	Fixée à 0,3	AR1_y	-	Oui	Oui	37,3	-0,514	-0,141	-0,014

Tableau A3. Analyses de sensibilité du modèle de la sous-population du sud pour la mortalité naturelle (M) moyenne, les effets aléatoires (EA), la valeur delta du critère d'information d'Akaike (dAIC), ainsi que les valeurs du rho de Mohn obtenues lors des analyses rétrospectives pour le recrutement (R), la biomasse du stock reproducteur (BSR) et la valeur moyenne de F (Fbar).

Nom du modèle	M moyenne	EA M	EA NPA	Convergence	Tous les paramètres sont estimables	dAIC	rho R	rho BSR	rho Fbar
south	Fixée à 0,3	IID_y	-	Oui	Oui	0	0,1085	0,0356	0,0312
south_fixM0.3	Fixée à 0,3	-	-	Non	Non	-	-	-	-
south_fixM0.3_NAAiid	Fixée à 0,3	-	IDI	Oui	Oui	-33,4	-0,031	0,0579	0,1108
south_fixM_ar1y	Fixée à 0,3	AR1_y	-	Oui	Oui	-16,1	0,0922	0,0783	-0,07
south_estM_ar1y	Estimée	AR1_y	-	Oui	Non	-	-	-	-
south_estM_iidy	Estimée	IID_y	-	Oui	Non	-	-	-	-
south_fixM0.4_ar1y	Fixée à 0,4	AR1_y	-	Oui	Oui	-17,9	0,1359	0,0786	-0,062
south_fixM0.2_ar1y	Fixée à 0,2	AR1_y	-	Oui	Oui	-8,6	0,0423	0,0809	-0,082
south_fixM0.4_iidy	Fixée à 0,4	IID_y	-	Oui	Oui	1	0,1842	0,0671	-0,018
south_fixM0.2_iidy	Fixée à 0,2	IID_y	-	Oui	Oui	-1,2	-0,014	-0,008	0,1409
south_fixM0.5_ar1y	Fixée à 0,5	AR1_y	-	Oui	Oui	-20,3	-0,175	0,0842	-0,06