



Pêches et Océans
Canada

Fisheries and Oceans
Canada

Sciences des écosystèmes
et des océans

Ecosystems and
Oceans Science

Secrétariat canadien des avis scientifiques (SCAS)

Document de recherche 2025/051

Région du Québec

Calcul du poids du stock et de la fécondité selon l'âge pendant la saison de fraie utilisés pour évaluer le contingent nord de maquereau bleu (*Scomber scombrus*)

Mathieu Boudreau, Elisabeth Van Beveren et Stéphane Plourde

Institut Maurice-Lamontagne
Pêches et Océans Canada
850, route de la Mer
Mont-Joli, Québec
G5H 3Z4

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



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

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

ISSN 2292-4272
ISBN 978-0-660-78350-5 N° cat. Fs70-5/2025-051F-PDF

La présente publication doit être citée comme suit :

Boudreau, M., Van Beveren, E. et Plourde, S. 2025. Calcul du poids et de la fécondité selon l'âge du stock pendant la saison de fraie utilisés pour évaluer le contingent nord de maquereau (*Scomber scombrus*). Secr. can. des avis sci. du MPO. Doc. de rech. 2025/051. iv + 48 p.

Also available in English :

Boudreau, M., Van Beveren, E. and Plourde, S. 2025. *Calculation of Stock Weight- and Fecundity-at-Age during the Spawning Season Used to Assess the Northern Contingent of Atlantic Mackerel (Scomber scombrus)*. DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2025/051. iv + 47 p.

TABLE DES MATIÈRES

RÉSUMÉ.....	iv
1. INTRODUCTION	1
1.1. POIDS SELON L'ÂGE.....	1
1.2. FÉCONDITÉ SELON L'ÂGE	2
2. MÉTHODES.....	3
2.1. DONNÉES	3
2.1.1. Données biologiques.....	3
2.1.2. Données sur la fécondité	3
2.2. ESTIMATION DU POIDS SELON L'ÂGE	3
2.2.1. Élimination des valeurs aberrantes	4
2.2.2. Sélection des échantillons.....	4
2.2.3. Détermination du nombre minimum de poissons requis	5
2.2.4. Combler les valeurs manquantes et lisser la matrice.....	5
2.3. ESTIMATION DE LA FÉCONDITÉ SELON L'ÂGE.....	6
2.3.1. Modèle pour prévoir la fécondité des poissons	6
2.3.2. Prédiction de la fécondité des poissons.....	6
2.3.3. Combler les valeurs manquantes et lisser la matrice.....	7
3. RÉSULTATS.....	7
3.1. POIDS SELON L'ÂGE.....	7
3.2. FÉCONDITÉ SELON L'ÂGE	8
4. DISCUSSION.....	9
5. REMERCIEMENTS	10
6. RÉFÉRENCES CITÉES	10
TABLEAUX	12
FIGURES	18

RÉSUMÉ

Le stock reproducteur du contingent nord de maquereau bleu est actuellement évalué au moyen d'un modèle personnalisé d'évaluation des stocks structuré selon l'âge de type état-espace. Nous avons révisé les méthodes d'estimation de deux principales matrices de données d'entrée : le poids du stock et la fécondité selon l'âge pendant la saison de fraie. Le poids selon l'âge nouvellement calculé ne différait pas significativement des matrices utilisées auparavant, mais les estimations de la fécondité selon l'âge étaient considérablement plus élevées et contraintes à des variations plus faibles que celles utilisées dans l'évaluation précédente de 2021. La méthodologie actualisée améliore la reproductibilité, et les matrices révisées sont considérées comme plus réalistes sur le plan biologique. Les améliorations présentées ont été intégrées à l'évaluation de 2023, contribuant ainsi à sa précision.

1. INTRODUCTION

Depuis 2017, l'état du stock du contingent nord de maquereau bleu (*Scomber scombrus*) était évalué à l'aide d'un modèle censuré d'évaluation des stocks d'après les prises selon l'âge de type état-espace (Doniol-Valcroze *et al.* 2019). Ce modèle fournit des estimations de la biomasse du stock reproducteur (BSR), du recrutement (poissons d'âge 1) et de la mortalité instantanée par pêche (F). Le modèle est alimenté par des données indépendantes de la pêche, comme un indice de la production d'œufs fondé sur le relevé annuel des œufs de maquereau, et par des données dépendantes de la pêche, comme des statistiques sur les prises et des échantillons biologiques provenant de la pêche commerciale. Les méthodes d'estimation du poids selon l'âge et de la fécondité selon l'âge du stock pendant la saison de fraie ont été révisées dans le présent document de recherche. L'objectif principal de cette révision était d'obtenir des estimations plus réaliste sur le plan biologique lors de l'évaluation des tendances temporelles des caractères morphologiques propres à l'âge en réduisant les sources potentielles de biais, comme la sélectivité par taille des engins de pêche (Myers et Hoenig 1997, Thorson et Simpfendorfer 2009), ainsi qu'un échantillonnage spatiotemporel hétérogène (Gonzalez *et al.* 2021). Les valeurs révisées ont été utilisées dans l'évaluation du stock de 2023.

1.1. POIDS SELON L'ÂGE

Le poids moyen selon l'âge du stock de maquereau ($W_{a,y}^{stock}$) est une donnée d'entrée essentielle du modèle pour estimer la biomasse du stock reproducteur (BSR) le 1^{er} juin à l'aide de l'équation suivante :

$$(\text{équ. 1}) \quad BSR_y = \sum_{a=1}^A N_{a,y} W_{a,y}^{stock} P_{a,y},$$

où BSR est le produit de l'abondance du stock N en juin, du poids moyen du stock W^{stock} et de la proportion de poissons matures P par classe d'âge a (a allant de 1 à 10+, et 10+ étant le groupe plus) au cours de l'année y . La valeur de BSR du stock en juin est essentielle pour déterminer la courbe de stock-recrutement et a toujours été présentée sous forme de graphiques et de tableaux décrivant l'état du stock. Le poids du stock selon l'âge dans l'équation ci-dessus ($W_{a,y}^{stock}$) est différent du poids moyen selon l'âge des prises ($W_{a,y}^{catch}$), qui est utilisé pour estimer la biomasse totale capturée par la pêche, d'après l'équation des prises de Baranov :

$$(\text{équ. 2}) \quad CT_y = \sum_{a=1}^A N_{a,y} \frac{F_{a,y}}{Z_{a,y}} [1 - \exp(-Z_{a,y})] W_{a,y}^{catch},$$

où la biomasse totale capturée par la pêche CT est calculée en multipliant l'abondance du stock N par la proportion de poissons dont la mort est due à la mortalité par pêche (F = le taux instantané de mortalité par pêche et Z = le taux instantané de mortalité totale) et le poids moyen W des poissons dans les prises (W^{catch}), par classe d'âge a au cours de l'année y .

Dans les évaluations précédentes (p. ex. Smith *et al.* 2022), le poids moyen annuel selon l'âge des poissons capturés dans les prises commerciales ($W_{a,y}^{catch}$) a été utilisé pour attribuer le poids selon l'âge du stock ($W_{a,y}^{stock}$) en janvier et en juin. Le poids moyen annuel selon l'âge des poissons débarqués était (Smith *et al.* 2022) et est encore (Van Beveren *et al.* 2024) estimé en fonction de la composition par taille des prises, les longueurs étant transformées en poids au moyen des régressions linéaires bilogarithmiques trimestrielles de la relation masse-longueur. Les tendances dans $W_{a,y}^{catch}$ pourraient donc représenter de véritables fluctuations biologiques du poids des poissons ou, plus probablement, une variation des quantités débarquées en

fonction de la saisonnalité, de la répartition spatiale ou du type d'engin, ce qui limite sa valeur pour évaluer des changements biologiques réels. Toutefois, le poids moyen annuel selon l'âge des poissons capturés dans les prises commerciales ($W_{a,y}^{catch}$) est essentiel pour le modèle d'évaluation (voir l'équation 2). Pour la première fois, nous estimons directement le poids selon l'âge du stock ($W_{a,y}^{stock}$) en juin afin d'améliorer l'exactitude du modèle (voir l'équation 1) et de représenter de manière plus fiable l'état biologique du stock par rapport à $W_{a,y}^{catch}$.

Le poids annuel selon l'âge fondé sur les prises qui était utilisé comme donnée d'entrée dans les évaluations précédentes du stock était estimé à partir du poids de tous les poissons capturés par la pêche commerciale, quelle que soit la période de l'année, puis lissé à l'aide de splines cubiques, avec un facteur de lissage de 0,5, afin d'éviter les variations biologiquement irréalistes (figure 1A). Bien que l'on ait démontré que le lissage avait peu d'influence sur le résultat du modèle (Smith *et al.* 2022), une méthode de lissage moins subjective serait préférable, comme des modèles à effets mixtes qui filtrent le bruit, combinent les valeurs manquantes et tiennent compte de l'effet de l'année et de la cohorte (Cadigan 2023). Dans ce document de recherche, nous élaborons une nouvelle matrice des poids selon l'âge du stock en juin ($W_{a,y}^{stock}$), qui convient mieux pour convertir les nombres du stock en biomasse du stock et qui est plus logique sur le plan biologique puisqu'elle tient compte du poids des poissons capturés uniquement pendant cette période plutôt que du poids des poissons pêchés sur l'année complète. La BSR, qui est le produit de plusieurs variables dont le poids selon l'âge, devrait également être plus réaliste puisque nous utilisons le poids des poissons matures exactement au moment de la période de fraie (Brossat *et al.* 2020; Van Beveren *et al.* 2022).

1.2. FÉCONDITÉ SELON L'ÂGE

La fécondité annuelle selon l'âge des poissons matures ($fec_{a,y}$) est une autre variable d'entrée importante dans le modèle d'évaluation du stock. Elle sert à relier les estimations de l'abondance du poisson aux observations de la production totale d'œufs (PTOE) :

$$(équ. 3) PTOE_y = q \sum_{a=1}^A N_{a,y} \exp(-Z_{a,y} t_s) fec_{a,y} Fem_{a,y} P_{a,y},$$

où la PTOE de l'année y correspond au produit de l'abondance des poissons en juin [$N_{a,y} \exp(-Z_{a,y} t_s)$ où t_s est le moment du relevé ou juin], de la fécondité (fec), de la proportion de femelles (Fem) et de la proportion de poissons matures (P) additionnés pour toutes les classes d'âge a (1 à 10+) et multipliés par un coefficient de capturabilité (q), l'indice étant présumé relatif.

La précédente évaluation du stock est la première fois que la fécondité annuelle des femelles pendant la saison de fraie n'était pas regroupée par âge (figure 1B; Smith *et al.* 2022), afin de tenir compte des changements récents apportés au modèle d'évaluation proposé à la suite de l'évaluation des stratégies de gestion (ESG) présentée dans Van Beveren *et al.* (2020a, b). Les résultats d'une étude sur la fécondité du maquereau de l'Atlantique Ouest (Pelletier 1986) ont servi à modéliser la fécondité des femelles de stade 5 [sur le point de pondre; (fec_i)] en fonction de leur masse gonadique respective (GM_i) et de leur âge (a_i), à l'aide de l'équation suivante :

$$(équ. 4) \log(fec_i) = \alpha + \beta_1(GM_i) + \beta_2(a_i) + \varepsilon_i$$

Smith et ses collaborateurs (2022) ont estimé cette relation à l'aide d'un modèle linéaire généralisé avec une fonction de lien de distribution et d'identité gaussienne. Ils ont ensuite utilisé les coefficients du modèle pour prédire la fécondité individuelle des femelles de stade 5 dans les échantillons de pêche commerciale, recueillis en juin et juillet dans la division 4T de l'Organisation des pêches de l'Atlantique Nord-Ouest (OPANO). Auparavant, on obtenait la

fécondité moyenne annuelle selon l'âge en calculant la moyenne des fécondités par âge prédites par le modèle. Les combinaisons manquantes d'année et d'âge étaient remplies par interpolation linéaire pour les âges 2 à 10 +, et la fécondité des femelles d'âge 1 extrapolée au moyen des coefficients du modèle (équ. 4).

Dans le présent document de recherche, le modèle utilisé pour prédire la fécondité selon l'âge a été révisé. Nous avons vérifié si les hypothèses et les conditions de la régression linéaire (c.-à-d. l'indépendance des erreurs, l'homoscédasticité, la normalité de la distribution des erreurs) étaient respectées, car ces éléments n'étaient pas abordés dans la dernière évaluation du stock. D'autres combinaisons de variables explicatives ont également été évaluées afin d'améliorer la fiabilité et l'exactitude de la matrice de la fécondité selon l'âge.

2. MÉTHODES

2.1. DONNÉES

2.1.1. Données biologiques

Des échantillons de maquereau bleu sont prélevés chaque année dans le cadre du programme d'échantillonnage à quai de Pêches et Océans Canada (MPO). Le nombre d'échantillons demandés par région, mois et type d'engin est proportionnel aux quantités débarquées prévues dans cette catégorie. Les échantillonneurs à quai prélèvent d'abord un échantillon aléatoire d'au moins 150 maquereaux dans un débarquement et consignent la fréquence des longueurs de ces poissons, avec une précision de 5 mm. Ils envoient ensuite un sous-échantillon stratifié selon la longueur de deux poissons par classe de longueur à l'Institut Maurice-Lamontagne (IML) pour des analyses approfondies. Les techniciens de l'IML déterminent les caractéristiques biologiques de chaque poisson : longueur à la fourche (à 1 mm près), masse (à 0,1 g près), sexe, masse des gonades (à 0,01 g près), stade de maturité et âge normalisé au 1^{er} janvier à partir de l'examen des otolithes. La base de données biologiques contient des renseignements de 1973 à l'année de l'évaluation.

2.1.2. Données sur la fécondité

Pelletier et ses collaborateurs (1986) ont estimé la fécondité de 214 femelles maquereau de l'Atlantique Ouest sur le point de pondre (gonades de stade 5) capturées entre mai et août, de 1982 à 1985. Les poissons ont été prélevés par la flottille commerciale du golfe du Saint-Laurent et sur la côte sud-est de la Nouvelle-Écosse. Les gonades décongelées ont été placées dans le liquide modifié de Gilson pour libérer les œufs, avant d'être filtré afin de retenir des œufs d'au moins 140 µm. Les œufs ont été conservés dans différents volumes d'eau (de 1 000 à 4 000 ml) et de deux à six sous-échantillons de 1 ml ont été prélevés, puis placés dans une boîte de Pétri pour compter le nombre d'œufs. La fécondité de chaque poisson a été estimée en multipliant le nombre moyen d'œufs dans les sous-échantillons (nombre d'œufs/ml) par le facteur de dilution (ml), selon la méthode décrite par Walsh (1983).

2.2. ESTIMATION DU POIDS SELON L'ÂGE

Le poids moyen selon l'âge du maquereau le 1^{er} juin a été estimé à l'aide d'échantillons biologiques provenant de la pêche commerciale. Après l'élimination des valeurs aberrantes du poids selon l'âge, la moyenne du poids de tous les poissons des divisions de l'OPANO, des types d'engins et des périodes sélectionnées a été calculée par année et par classe d'âge (en regroupant les âges 10+). Comme le modèle d'évaluation n'est pas spécifique au sexe et que le maquereau ne présente pas de croissance propre au sexe (Neja 1990, Villamor *et al.* 2004), ce

facteur a été omis. Selon un protocole de rééchantillonnage, les valeurs très incertaines résultant d'un nombre insuffisant de poissons pesés ont été retirées avant l'application d'un modèle de réduction du bruit et de comblement des valeurs manquantes. Les détails de chaque étape sont décrits ci-après.

2.2.1. Élimination des valeurs aberrantes

Les valeurs aberrantes peuvent avoir un effet non négligeable sur l'estimation du poids moyen de chaque classe d'âge. Pour vérifier si des valeurs aberrantes étaient présentes dans la base de données biologiques complète, tous les poissons pesés depuis 1973 ont été regroupés par âge. Les poids extrêmes à l'extérieur des 0,01 à 99,9 centiles par âge ont été retirés des analyses ultérieures (figure 2).

2.2.2. Sélection des échantillons

De 1973 à 2022, la plupart des échantillons biologiques de maquereau ont été prélevés de juin à octobre. Nous ne nous intéressons toutefois qu'au poids des poissons pendant la saison de fraie, qui a principalement lieu en juin et juillet (Brosset *et al.* 2020; Van Beveren *et al.* 2022). Les échantillons de ces deux mois ont été sélectionnés et combinés, car ils correspondent à l'intégralité de la période d'intérêt. Il n'y avait pas de différence importante dans le poids des poissons selon l'âge entre juin et juillet pour toutes les années (figure 3). Il n'est pas possible d'utiliser les échantillons en dehors de la période d'intérêt pour contribuer au poids des poissons pendant la période de fraie, car dans cette pêche, les différentes périodes de pêche et, par conséquent, de prélèvement des échantillons, sont corrélées avec les changements de lieu et de type d'engin, et leur effet sur la croissance est confondu (Thorson et Simpfendorfer 2009).

Les poissons échantillonnés en juin et en juillet ont été capturés dans diverses divisions de l'OPANO et avec différents types d'engins. La plupart des échantillons provenaient des divisions 4V, 4W et 4X de l'OPANO, et en particulier de la division 4T (figure 4), qui est la principale aire de fraie du contingent nord de maquereau bleu (Grégoire 2012, 2013, Van Beveren *et al.* 2022). Dans toutes les divisions indiquées, on a surtout échantillonné les poissons pêchés dans des bourdigues fixes non couverts, des filets maillants (type non précisé), des filets dérivants, des filets maillants fixes ainsi que des hameçons et lignes (figure 5). Il y a un compromis entre le biais et l'incertitude dans la sélection des échantillons des divisions de l'OPANO et du type d'engin; la combinaison de plusieurs types d'engins ou régions pourrait créer un léger biais s'il y a une différence de sélectivité et une variation dans la disponibilité de l'échantillon, mais la combinaison des données de plusieurs divisions et types d'engins pourrait réduire l'incertitude à mesure que le nombre d'échantillons disponibles augmente. Les renseignements ne sont pas suffisants pour déterminer adéquatement l'effet des différences de sélectivité. Nous avons donc exploré l'effet de la structuration en sous-ensembles par division de l'OPANO et type d'engin en envisageant quatre combinaisons différentes (figure 6) :

1. 4T + filets maillants;
2. 4T + filets maillants et hameçons et lignes;
3. 4TVWX + filets maillants;
4. 4TVWX + filets maillants et hameçons et lignes.

Pour chaque sélection d'échantillons, nous avons calculé la moyenne du poids de tous les poissons d'un âge et d'une année donnés et déterminé l'écart type.

2.2.3. Détermination du nombre minimum de poissons requis

Pour certaines combinaisons d'âge et d'année, le nombre de poissons échantillonnés était insuffisant pour que nous puissions estimer avec précision les paramètres de poids (moyenne et écart type). Afin de nous faire une meilleure idée de la relation entre la taille de l'échantillon et la précision, nous avons procédé au rééchantillonnage suivant :

1. Calculer le poids moyen selon l'âge (μ) pour tous les poissons de l'âge a échantillonnés pendant toute la série chronologique (considéré comme le poids « véritable » de cette classe d'âge);
2. Échantillonner aléatoirement le poids (x) de i poissons de l'âge a ($i =$ taille de l'échantillon);
3. Calculer le poids moyen (\bar{x}) des poissons échantillonnés (considéré comme le poids « estimé » de cette classe d'âge) et calculer l'erreur relative ($\frac{\mu - \bar{x}}{\bar{x}}$);
4. Répéter les étapes 2 à 3 pour toutes les tailles d'échantillon $i = 1, \dots, 100$;
5. Répéter les étapes 2 à 4 jusqu'à ce que 1 000 itérations aient été réalisées;
6. Pour chaque taille d'échantillon (i), calculer l'erreur relative moyenne et l'intervalle de confiance à 95 % entre les 1 000 itérations.

Le résultat du processus de rééchantillonnage a été tracé sur un graphique (figure 7) et utilisé pour déterminer le nombre minimal de poissons requis pour estimer le poids selon l'âge des poissons. Il est à noter que l'algorithme devrait légèrement surestimer l'erreur potentielle, puisque toutes les années ont été regroupées pour obtenir un poids de référence « véritable », ce qui a entraîné une surestimation de la variance démographique et donc une erreur possible. Nous avons utilisé un seuil minimal de 10 poissons pour déterminer le poids selon l'âge, car c'est à ce niveau que l'erreur relative potentielle a commencé à se stabiliser (figure 7). Selon les résultats de la simulation, il est très peu probable que l'erreur relative dans le poids selon l'âge dépasse 10 % pour les âges 3+ (tableau 1).

2.2.4. Combler les valeurs manquantes et lisser la matrice

La matrice du poids selon l'âge est bruyante, et de légères variations d'amplitude peuvent ne pas être représentatives des changements démographiques réels. Afin de filtrer le bruit et de combler les valeurs manquantes pour les combinaisons d'âge et d'année manquantes, nous avons appliqué un modèle à effets mixtes élaboré par Cadigan (2023) et rédigé dans TMB (Template Model Builder; Kristensen *et al.* 2016). Le poids annuel moyen selon l'âge (W_{ay}) est prédit comme suit :

$$(équ. 5) \log(W_{ay}) = Age_a + Year_y + Cohort_c + Age_a * Year_y + \varepsilon_{ay},$$

où Age_a est un paramètre à effet fixe de longueur A (nombre de classes d'âge), $Year_y$ est un paramètre à effet aléatoire de longueur Y (nombre d'années) qui suit un processus gaussien d'autorégression de premier ordre (AR1) (avec les paramètres ρ_{Year} et σ_{Year}), $Cohort_c$ est un paramètre à effet aléatoire de longueur C (nombre de cohortes) qui suit également un processus gaussien AR1 (avec les paramètres ρ_{Cohort} et σ_{Cohort}), $Age_a * Year_y$ est une matrice de paramètres à effet aléatoire (dimension $A * Y$) qui suit un processus gaussien AR1 séparable pour l'âge et l'année (avec les paramètres ρ_{devAge} , $\rho_{devYear}$ et σ_{dev}) et ε_{ay} sont les résidus. Ces derniers sont basés sur l'écart type associé à chaque quantité ($\varepsilon_{ay} \sim N(0, \sigma_{pred})$), mais peuvent être multipliés par un terme de régularisation (l ; $\sigma_{pred} = \sigma_{pred} * l$) pour orienter le résultat vers une solution plus réaliste (voir rétrécissement ou régularisation). Pour les prévisions du poids selon l'âge, aucune réduction de l'erreur n'a été appliquée afin d'éviter un surlissage.

2.3. ESTIMATION DE LA FÉCONDITÉ SELON L'ÂGE

Pelletier (1986) a fourni des modèles linéaires qui décrivent les relations dans l'espace logarithmique entre la fécondité et la masse des gonades, la longueur, l'âge, le poids du poisson ou le jour de l'année. Cette étude constitue actuellement l'information la plus valide et la plus récente au sujet de l'effet de différents facteurs sur la fécondité du contingent nord de maquereau bleu. Les variations de la fécondité du maquereau étaient mieux expliquées par le poids des gonades (GW ; tableau 2); c'est donc cette relation qui a été appliquée pour estimer la fécondité annuelle dans de nombreuses évaluations du stock ($\log_{10}(fec_i) \sim 4,32 + 0,75 * \log_{10}(GW_i)$ y compris dans Smith *et al.* 2020). Pour estimer la fécondité par classe d'âge lors de l'évaluation du stock de 2021, un nouveau modèle linéaire expliquant la fécondité comme une fonction du poids des gonades et de l'âge a été utilisé ($\log(fec_i) \sim 1,24 + 0,0139 * a_i + 0,008,23 * GW_i$; Smith *et al.* 2022). Les deux variables explicatives sont corrélées (coefficient de Pearson de 0,57, figure 8) et n'auraient pas dû être incluses dans le même modèle. Nous présentons donc un nouveau modèle et une nouvelle approche pour prédire la fécondité selon l'âge.

2.3.1. Modèle pour prévoir la fécondité des poissons

La fécondité du maquereau est liée à des facteurs tels que l'âge du poisson, sa longueur, son poids, la masse de ses gonades, son indice gonado-somatique (IGS), qui est le rapport entre le poids des gonades et le poids corporel, et le jour de l'année (DOY) où le poisson a été capturé. Comme on pouvait s'y attendre, les variables associées au cycle biologique du poisson (âge, longueur, poids, masse des gonades) sont toutes positivement corrélées (figure 8). Nous nous sommes donc concentrés sur l'âge en combinaison avec l'indice gonado-somatique comme prédicteurs, car l'indice gonado-somatique a plus de puissance explicative que le jour de l'année corrélé (tableau 2, figure 8). Il n'y avait pas de corrélation entre l'indice gonado-somatique et l'âge (facteur d'inflation de la variance = 1,02).

Des modèles linéaires avec et sans terme d'interaction ont été envisagés (fonction *stats*, *lm* dans R) :

1. $\log(fec_i) \sim \beta_0 + \beta_1 * \log(a_i) + \beta_2 * \log(IGS_i) + \varepsilon_i$
2. $\log(fec_i) \sim \beta_0 + \beta_1 * \log(a_i) + \beta_2 * \log(IGS_i) + \beta_3 * \log(a_i) * \log(IGS_i) + \varepsilon_i$

Le modèle le plus parcimonieux a été choisi en fonction du critère d'information d'Akaike (CIA).

Lorsque nous avons examiné la relation entre la fécondité et l'âge et l'IGS (figure 8), des valeurs aberrantes unidirectionnelles étaient présentes, ce qui indique que la fécondité a pu être sous-estimée pour certains poissons, mais jamais surestimée. La détermination macroscopique des poissons prêts à frayer est sujette à erreur; ces poissons à faible fécondité étaient peut-être des individus qui avaient déjà commencé à frayer (poisson du stade 6+). Afin de donner une pondération moindre à ces valeurs, une régression linéaire robuste a été ajustée en utilisant la fonction *lmRob* dans la bibliothèque *robust*. Les hypothèses sous-jacentes aux régressions linéaires ont fait l'objet d'une analyse graphique (indépendance des erreurs, homoscédasticité des résidus, normalité des erreurs).

2.3.2. Prédiction de la fécondité des poissons

Le modèle de régression linéaire a été appliqué pour prédire la fécondité des poissons dans la base de données biologiques. Tout d'abord, nous avons sélectionné des femelles du stade 5 échantillonées de mai à juillet et d'âge 2 à 10+. Les individus dont la lecture de l'âge ou l'IGS pouvaient être erronés ont été retirés (figures 9, 10 et 11). Nous avons ensuite calculé l'IGS moyen par âge pour l'utiliser comme variable de réponse dans le modèle linéaire afin de prédire

la fécondité sur une échelle logarithmique, avant de la rétrotransformer pour produire une matrice de la fécondité selon l'âge. Il convient de souligner que cette approche est légèrement plus précise que celle utilisée pour l'évaluation de 2021, qui prédisait la fécondité au niveau individuel et avant le calcul des moyennes et la rétrotransformation (Smith *et al.* 2022). Les prédictions de la fécondité n'ont pas été effectuées en dehors des valeurs de l'âge et de l'IGS sur lesquelles le modèle linéaire a été ajusté (figure 12). Il n'y a pas eu de changement temporel au fil du temps, et la période du prélèvement d'échantillons est moins variable depuis le milieu des années 1980 (figure 13), ce qui aurait pu entraîner une sous-estimation globale de l'IGS ou de l'âge et donc de la fécondité, et nous avons validé que les prévisions étaient à la même échelle que les valeurs originales indiquées par Pelletier (1986; figures 14 et 15).

Afin de déterminer le nombre minimal de poissons requis pour obtenir un niveau de précision acceptable, nous avons procédé à un rééchantillonnage identique à celui appliqué pour le poids selon l'âge (voir la section 2.1.2). Les résultats ont montré qu'il faudrait analyser pour chaque année un nombre relativement élevé de poissons (>20) par classe d'âge pour éviter des erreurs de fécondité de plus de 10 % (tableau 1, figure 16). Cependant, pour la plupart des combinaisons âge-année, relativement peu de données étaient disponibles (figure 17); c'est pourquoi seules les estimations de la fécondité selon l'âge fondées sur au moins trois poissons ont été conservées en fonction du premier quartile du nombre de poissons disponibles pour toutes les combinaisons âge-année.

Comme les femelles d'âge 1 du stade 5 étaient absentes de la base de données biologiques, il n'est pas possible d'estimer leur fécondité annuelle. Nous avons donc estimé la fécondité à l'âge 1 en multipliant la fécondité à l'âge 2 par le rapport de la fécondité à l'âge 1 et de la fécondité à l'âge 2 (0,727) prédit au moyen du modèle de Pelletier (1986; tableau 2, variable « âge »). Notons que, comme les poissons d'âge 1 sont pour la plupart immatures d'après l'identification des stades de maturité par rapport à l'âge des poissons échantillonnes chaque année dans la pêche commerciale, ils contribuent relativement peu à la production totale d'œufs et l'incidence des erreurs dans la détermination de cette dernière sur notre perception de l'état du stock est ainsi atténuée.

2.3.3. Combler les valeurs manquantes et lisser la matrice

Comme pour le poids selon l'âge, les estimations brutes de la fécondité selon l'âge varient dans le temps, en partie en raison d'erreurs d'observation et d'erreurs statistiques plutôt que d'un réel changement biologique. Afin de lisser les valeurs annuelles et de combler les valeurs manquantes pour les combinaisons d'âge et d'année manquantes, nous avons utilisé à nouveau le modèle à effets mixtes proposé par Cadigan (2023). Contrairement à son application pour le poids selon l'âge, nous avons appliqué un facteur de rétrécissement arbitraire de 0,5 aux coefficients de variation (CV) afin de réduire l'effet des variations importantes dans la fécondité estimée des poissons d'une classe d'âge et d'un âge donnés. Nous avons obtenu un résultat légèrement inférieur en conservant les estimations de la fécondité fondées sur quelques points de données, mais le CV était supérieur à 0,5.

3. RÉSULTATS

3.1. POIDS SELON L'ÂGE

Les tendances et les valeurs absolues du poids selon l'âge étaient semblables pour chaque sous-ensemble de combinaisons de données (divisions de l'OPANO, engins et mois), sauf qu'il y avait plus de données disponibles pour les poissons d'âge 1 lorsqu'on incluait des échantillons provenant de la pêche à la ligne garnie d'un hameçon (figure 6). La similarité

globale entre les sous-ensembles est une conséquence de la dominance des échantillons provenant de la flottille pêchant au filet maillant dans la division 4T; la disponibilité des données n'a pas augmenté de façon importante avec l'inclusion de la zone voisine (4VWX) ou un deuxième type d'engin (ligne garnie d'un hameçon, figures 18 et 19). Ci-après, le poids selon l'âge est fondé strictement sur les poissons capturés avec des filets maillants dans les divisions 4TVWX de l'OPANO en juin et juillet, afin d'exclure tout effet potentiel de la sélectivité de l'engin de pêche. Un effet propre à la région devrait être mineur, étant donné que la plupart des maquereaux migrent des divisions 4VWX à la division 4T au cours de cette période.

Le modèle à effets mixtes utilisé pour lisser la matrice et combler les valeurs manquantes a donné de bons résultats (figures 20, 21, 22 et 23). Les résidus standardisés par rapport à l'année, à la cohorte, à l'âge et aux prévisions du modèle avaient une distribution normale et n'affichaient aucune tendance importante (figure 20). Un léger profil ondulé, prévisible, était visible dans les valeurs résiduelles au fil du temps ou des cohortes, mais il n'était toutefois pas propre à la classe d'âge (figure 20). Les résidus standardisés étaient plus importants pour l'âge 2 (figures 20 et 21). Les résultats du modèle à effets mixtes ont montré que, comme prévu, l'effet selon l'âge explique la majeure partie de la variation du poids selon l'âge (figure 23). Les effets de l'« année » et de la « cohorte » étaient d'une ampleur semblable.

Dans les évaluations précédentes, le poids selon l'âge du stock en juin a été imputé avec celui des prises. Malgré les distinctions claires de signification et de processus d'estimation entre la valeur $W_{a y}^{stock}$ (présentée ici; tableau 3, figure 24) et la valeur $W_{a y}^{catch}$ utilisée auparavant, il n'y a eu aucun changement majeur dans les profils dominants pour les âges 2 à 10+ (figure 25). Dans les deux ensembles de poids selon l'âge, l'augmentation la plus importante et la plus marquée s'est produite entre la fin des années 1970 et le début ou le milieu des années 1980. Une légère augmentation demeurait visible autour de la cohorte de 1995. Les différences entre les deux séries chronologiques étaient en partie liées au niveau de lissage; en effet, le type et la force du lissage appliqué déterminent le degré de variabilité interannuelle. Indépendamment de l'approche de lissage appliquée, la valeur $W_{a y}^{stock}$ était généralement plus élevée pour tous les âges les premières années (du début à la fin des années 1970), ce qui indique que la variation du poids des poissons à la fin des années 1970 n'a peut-être pas été aussi prononcée qu'on le pensait auparavant. Le poids du stock de poissons d'âge 2 était également plus faible pendant presque toute la série chronologique sur $W_{a y}^{stock}$. Les poissons d'âge 1 contribuent relativement peu à la BSR, et les variations de leur poids estimé ont donc une incidence relativement faible sur l'évaluation du stock.

3.2. FÉCONDITÉ SELON L'ÂGE

La fécondité s'expliquait mieux par l'âge et l'IGS des poissons ($R^2 = 0,56$; tableau 4). Les deux variables avaient un effet significatif ($p < 0,01$), l'IGS ayant l'effet le plus ample (tableau 5). Le modèle a décrit adéquatement les données (figures 26 et 27); les valeurs prévues par rapport aux valeurs observées suivaient une relation de 1:1 (figure 28), les résidus avaient une distribution normale (figures 29 et 30) et la variance résiduelle était homogène (figure 31).

Les résultats du modèle à effets mixtes, qui a bien ajusté les données (figures 32, 33, 34 et 35), ont montré que l'effet de l'âge était à l'origine de la plus grande partie des variations de la fécondité selon l'âge. On a également observé une augmentation notable de l'effet de l'année (figure 35). Après l'application d'un facteur de rétrécissement du CV de 0,5, le modèle a éliminé toute la variabilité à court terme, de sorte qu'il ne restait que l'augmentation à long terme de la fécondité dans toutes les classes d'âge (figure 34). L'augmentation de 6 % de la fécondité entre 1968 et 2022 dans toutes les classes d'âge (tableau 6, figure 36) résultait d'une hausse globale de l'IGS (figure 37).

Les nouvelles estimations de la fécondité selon l'âge différaient considérablement de celles présentées dans l'évaluation du stock de 2021 de par leur ordre de grandeur, leur tendance et leur variabilité interannuelle (figure 38). Pour toutes les classes d'âge, les nouvelles estimations étaient de 1,5 à 3 fois plus élevées que les estimations initiales et variaient beaucoup moins entre les années, même avant que nous lissions la série. Les nouvelles estimations ont été jugées plus réalistes, car leur ordre de grandeur correspondait aux observations de Pelletier (1986) et le processus d'examen par les pairs a jugé que l'approche utilisée pour obtenir ces estimations de la fécondité selon l'âge est supérieure sur les plans de la modélisation et de la validation.

4. DISCUSSION

Nous avons présenté une approche simple pour déterminer le poids selon l'âge du maquereau de l'Atlantique Ouest en juin et une approche révisée pour calculer la fécondité selon l'âge. Le nouveau poids selon l'âge est très semblable à la matrice utilisée auparavant, mais la fécondité selon l'âge est sensiblement différente. Les deux matrices ont été lissées au moyen d'un modèle de type état-espace qui comprend un effet de l'année, de l'âge et de la cohorte, correspondant mieux aux processus biologiques sous-jacents que la fonction de « Loess » appliquée précédemment. En outre, les sources potentielles de biais provenant de la sélectivité par taille des engins et de l'échantillonnage spatiotemporel hétérogène ont été réduites pour le poids et la fécondité selon l'âge afin de tenir compte des tendances temporelles plus réalistes ou plausibles sur le plan biologique. Les deux matrices améliorent ainsi notre perception de l'état du stock et ont donc été utilisées dans l'évaluation de 2023.

L'augmentation nouvellement estimée de la fécondité selon l'âge pourrait avoir une incidence sur notre perception de l'état du stock, car elle relie la production d'œufs observée et les estimations de l'abondance du poisson et, par conséquent, la biomasse du stock reproducteur (voir Bernal *et al.* 2012). En effet, lorsque la fécondité augmente, il faut moins de poissons pour produire le nombre observé d'œufs, et la biomasse estimée du stock reproducteur devrait donc diminuer proportionnellement. Cette légère variation de la fécondité selon l'âge sur toute la série chronologique est biologiquement plausible. Elle est attribuée à une augmentation démontrée de l'IGS, pour laquelle aucune source de biais (p. ex. en raison de l'échantillonnage) n'a pu être déterminée. Les tendances à long terme de la fécondité sont courantes chez les petits poissons pélagiques (p. ex. Lambert 2008; Brosset *et al.* 2016, Burbank *et al.* 2024). De nombreux facteurs peuvent entraîner de tels changements, notamment la qualité des géniteurs (p. ex. état corporel), la disponibilité de la nourriture, les conditions environnementales (p. ex. température) et les facteurs évolutifs (Lambert 2008). Souvent, les variations de la fécondité se produisent parallèlement à des changements dans d'autres caractéristiques du cycle biologique, comme l'état corporel, le poids ou la taille (Brosset *et al.* 2016, Barrett *et al.* 2022, Burbank *et al.* 2024). Cependant, pour le maquereau, il n'existe actuellement aucune preuve de corrélation entre la fécondité ou l'IGS et ces autres caractéristiques, qui ne présentent pas des tendances à long terme semblables à celles de la fécondité selon l'âge (voir les estimations de l'état corporel dans Brosset *et al.* 2016 et les variations du poids dans le présent document).

D'autres recherches pourraient être nécessaires pour mieux comprendre les variations de la fécondité. À l'heure actuelle, nous avons comme hypothèse que la relation entre la fécondité et à la fois l'IGS et l'âge est invariable dans le temps, en raison du manque de données permettant de penser le contraire. Il est toutefois concevable que cette relation puisse varier au fil du temps, par exemple sous l'effet de facteurs comme la taille et le poids moyens des œufs. Les processus de développement des œufs, qui ne sont actuellement pas pris en compte, pourraient également avoir changé (p. ex. atrésie ou échec du développement d'un follicule et recrutement d'ovocytes pendant la phase de reproduction). À l'avenir, il sera important, tant

pour la fécondité selon l'âge que pour le poids selon l'âge, de prélever un nombre suffisant d'échantillons entre mai et juillet, idéalement avec aussi des poissons plus jeunes.

5. REMERCIEMENTS

Nous tenons à remercier Mélanie Boudreau, Linda Girard, Laurence Lévesque, Roxanne Noël et Quentin Emblanc pour le temps et les efforts considérables qu'ils ont consacrés à l'analyse des échantillons de maquereau. Nous sommes très reconnaissants envers tous les participants aux programmes d'échantillonnage (échantilleurs au port du MPO, pêcheurs et organisations de pêche, gestionnaires de données, etc.). Nous aimerions également remercier Hannah Murphy et Marie-Julie Roux, qui ont examiné une version antérieure de ce document.

6. RÉFÉRENCES CITÉES

- Barrett, T. J., Hordyk, A. R., Barrett, M. A., et van den Heuvel, M. R. 2022. Spatial and temporal differences in fecundity of Atlantic herring (*Clupea harengus*) off Nova Scotia and consequences for biological reference points. *Can. J. Fish. Aquat. Sci.* 79(7): 1086-1096.
- Bernal, M., Somarakis, S., Witthames, P. R., Van Damme, C. J., Uriarte, A., Lo, N. C., et Dickey-Collas, M. 2012. Egg production methods in marine fisheries: An introduction. *Fish. Res.* 117: 1-5.
- Brosset, P., Lloret, J., Muñoz, M., Fauvel, C., Van Beveren, E., Marques, V., Fromentin, J.-M., Ménard, F. et Saraux, C. 2016. Body reserves mediate trade-offs between life-history traits: new insights from small pelagic fish reproduction. *R. Soc. Open Sci.* 3, 10: 160202.
- Brosset, P., Smith, A. D., Plourde, S., Castonguay, M., Lehoux, C., et Van Beveren, E. 2020. A fine-scale multi-step approach to understand fish recruitment variability. *Sci. Rep.* 10: 16064.
- Burbank, J., McDermid, J. L., Turcotte, F., Sylvain, F. É., et Rolland, N. 2024. Temporal declines in fecundity: A study of southern Gulf of St. Lawrence Atlantic herring (*Clupea harengus*) and implications for potential reproductive output. *J. Fish Biol.* 105: 279-287.
- Cadigan, N. 2023. Un modèle à effets mixtes simple pour lisser et extrapolier les poids selon l'âge pour la morue présente dans la sous-division 3Ps. Secr. can. des avis. sci. du MPO. Doc. de rech. 2023/024. iv + 50 p.
- Doniol-Valcroze, T., Van Beveren, E., Légaré, B., Girard, L. et Castonguay, M. 2019. Le maquereau bleu (*Scomber scombrus* L.) dans les sous-régions 3 et 4 de l'OPANO en 2016. Secr. can. de consult. sci. du MPO. Doc. de rech. 2018/062. v + 53 p.
- Grégoire, F., Beaulieu, J.-L., Gendron, M.-H., et David, L. 2012. Results of the Atlantic mackerel (*Scomber scombrus* L.) egg survey conducted on the Scotian Shelf and Newfoundland's South Coast in 2009. DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2012/127: iii+25p.
- Grégoire, F., Barry, W., Barry, J.-J., Barry, J., Beaulieu, J.-L., Gendron, M.-H., et LeBlanc, D. 2013. Calcul de la biomasse reproductrice de maquereau bleu (*Scomber scombrus* L.) des relevés d'ichtyoplancton réalisés sur la côte ouest de Terre-Neuve entre 2004 et 2009. Secr. can. de consult. sci. du MPO. Doc. de rech. 2012/137. iii + 37 pp.
- Gonzalez, G. M., Wiff, R., Marshall, C. T. et Cornulier, T. 2021. Estimating spatio-temporal distribution of fish and gear selectivity functions from pooled scientific survey and commercial fishing data. *Fish. Res.* 243, 106054.

-
- Kristensen, K., Nielsen, A., Berg, C.W., Skaug, H., et Bell, B.M. 2016. TMB: Automatic Differentiation and Laplace Approximation. *J. Stat. Softw.* 70(5). doi: 10.18637/jss.v070.i05
- Lambert, Y. 2008. Why should we closely monitor fecundity in marine fish populations? *J. Northw. Atl. Fish. Sci.* 41: 93-106.
- Myers, R. A. et Hoenig, J. M. 1997. Direct estimates of gear selectivity from multiple tagging experiments. *Can. J. Fish. Aquat. Sci.* 54, 1: 1-9.
- Neja, Z. 1990. Characteristics of age and growth of mackerel (*Scomber scombrus* L.) from Northwest Atlantic. *Acta Ichthyol. Piscatoria* 20, 2: 3-25.
- Pelletier, L. 1986. Fécondité du maquereau bleu, *Scomber scombrus* L., du golfe du Saint-Laurent. *Rapp. tech. can. sci. halieut. aquat.* 1467: v + 37 p.
- Smith, A.D., Van Beveren, E., Girard, L., Boudreau, M., Brosset, P., Castonguay, M. et Plourde, S. 2020. Le maquereau bleu (*Scomber scombrus* L.) dans les sous-zones 3 et 4 de l'OPANO en 2018. Secr. can. de consult. sci. du MPO. Doc. de rech. 2020/013. iv + 40 p.
- Smith, A.D., Girard, L., Boudreau, M., Van Beveren, E. et Plourde, S. 2022. Évaluation du contingent nord du maquereau bleu (*Scomber scombrus*) en 2020. Secr. can. des avis sci. du MPO. Doc. de rech. 2022/045. iv + 45 p.
- Thorson, J. T., et Simpfendorfer, C. A. 2009. Gear selectivity and sample size effects on growth curve selection in shark age and growth studies. *Fish. Res.* 98, 1-3: 75-84.
- Van Beveren, E. 2024. Révision des prises et de la maturité selon l'âge utilisées pour évaluer le contingent nord de maquereau bleu (*Scomber scombrus*). Secr. can. des avis sci. du MPO. Doc. de rech. 2024/012. iv + 29 p.
- Van Beveren, E., Marentette, J.R., Smith, A., Castonguay M. et Duplisea, D.E. 2020. Évaluation des stratégies de rétablissement du maquereau de l'Atlantique Nord-Ouest (sous-régions 3 et 4 de l'OPANO). Secr. can. de consult. sci. Doc. de rech. 2020/021. v + 58 p.
- Van Beveren, E., Duplisea, D.E., Marentette, J.R., Smith, A.D., et Castonguay, M. 2020b. An example of how catch uncertainty hinders effective stock management and rebuilding. *Fish. Res.* 224.
- Van Beveren, E., Plourde, S., Pepin, Pierre, Cogliati, K., et Castonguay, M. 2022. A review of the importance of various areas for northern contingent West-Atlantic mackerel spawning. *ICES J. Mar. Sci.* 80, 1: 1-15.
- Villamor, B., Abaunza, P. et Fariña, A. C. 2004. Growth variability of mackerel (*Scomber scombrus*) off north and northwest Spain and a comparative review of the growth patterns in the northeast Atlantic. *Fish. Res.* 69, 1: 107-121.
- Walsh, M. 1983. Investigations of fecundity of North Sea mackerel. *ICES C.M.* 1983/H: 48p.

TABLEAUX

Tableau 1. Nombre minimal de poissons requis pour obtenir une erreur relative de 10 % ou moins dans le poids selon l'âge (PAA) ou la fécondité selon l'âge (FAA), par classe d'âge.

Âge	Nombre de poissons	
	PAA	FAA
1	35	-
2	25	46
3	10	22
4	10	26
5	10	25
6	10	26
7	11	27
8	9	24
9	8	18
10+	8	22

Tableau 2. Résultats des régressions linéaires établissant un lien entre la fécondité des maquereaux femelles du stade 5 et diverses variables (IGS = indice gonado-somatique, sigma = écart type résiduel, n = nombre de poissons).

Variable	Ordonnée à l'origine	Coefficient	R ²	R ² ajusté	sigma	n
Poids des gonades	4,34	0,75	0,61	0,61	0,13	221
IGS	4,77	0,93	0,44	0,44	0,16	221
Poids du poisson	2,75	1,06	0,36	0,36	0,17	222
Jour de l'année	13,45	-3,48	0,36	0,36	0,17	222
Longueur	-1,84	2,93	0,26	0,26	0,18	222
Âge	5,38	0,46	0,23	0,23	0,19	193

Tableau 3. Poids selon l'âge (en kg) estimé avec le modèle à effets mixtes, d'après les poissons capturés avec des filets maillants en juin et juillet dans les divisions 4TVWX de l'OPANO.

Année	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10+
1968	0,128	0,273	0,368	0,434	0,502	0,554	0,593	0,632	0,665	0,718
1969	0,128	0,27	0,361	0,429	0,498	0,55	0,588	0,628	0,661	0,714
1970	0,127	0,268	0,356	0,42	0,491	0,545	0,583	0,623	0,656	0,709
1971	0,128	0,267	0,353	0,415	0,481	0,537	0,578	0,617	0,65	0,703
1972	0,128	0,268	0,352	0,411	0,474	0,526	0,569	0,61	0,643	0,696
1973	0,127	0,267	0,352	0,409	0,469	0,517	0,556	0,6	0,635	0,687
1974	0,132	0,277	0,365	0,426	0,486	0,533	0,569	0,611	0,651	0,707
1975	0,139	0,289	0,381	0,444	0,509	0,554	0,589	0,628	0,665	0,727
1976	0,146	0,299	0,39	0,454	0,52	0,569	0,601	0,638	0,671	0,729
1977	0,151	0,31	0,4	0,46	0,527	0,576	0,612	0,644	0,675	0,728
1978	0,156	0,321	0,413	0,47	0,533	0,582	0,617	0,654	0,679	0,73
1979	0,161	0,332	0,429	0,488	0,547	0,591	0,626	0,663	0,693	0,739
1980	0,167	0,35	0,454	0,518	0,579	0,619	0,649	0,686	0,717	0,769
1981	0,168	0,365	0,48	0,549	0,617	0,658	0,682	0,714	0,744	0,798
1982	0,163	0,359	0,488	0,568	0,639	0,685	0,709	0,733	0,757	0,81
1983	0,154	0,335	0,462	0,556	0,636	0,682	0,709	0,733	0,748	0,793
1984	0,15	0,317	0,435	0,53	0,627	0,684	0,713	0,739	0,753	0,789
1985	0,148	0,313	0,416	0,504	0,604	0,682	0,722	0,75	0,768	0,803
1986	0,147	0,308	0,408	0,479	0,57	0,652	0,715	0,755	0,774	0,813
1987	0,144	0,303	0,398	0,466	0,539	0,612	0,679	0,742	0,774	0,814
1988	0,141	0,301	0,398	0,461	0,531	0,586	0,646	0,715	0,772	0,825
1989	0,139	0,296	0,397	0,464	0,529	0,582	0,622	0,685	0,748	0,828
1990	0,139	0,29	0,387	0,459	0,527	0,575	0,613	0,654	0,71	0,796
1991	0,137	0,29	0,381	0,449	0,523	0,574	0,607	0,646	0,68	0,757
1992	0,137	0,286	0,379	0,439	0,51	0,567	0,603	0,636	0,667	0,722
1993	0,137	0,286	0,375	0,439	0,501	0,555	0,598	0,635	0,661	0,712
1994	0,139	0,291	0,38	0,44	0,507	0,552	0,592	0,638	0,668	0,713
1995	0,14	0,297	0,391	0,451	0,514	0,566	0,597	0,64	0,679	0,73
1996	0,14	0,299	0,399	0,464	0,527	0,572	0,611	0,643	0,68	0,741
1997	0,14	0,3	0,402	0,474	0,542	0,587	0,619	0,659	0,685	0,743
1998	0,141	0,301	0,404	0,478	0,554	0,604	0,636	0,668	0,703	0,749
1999	0,14	0,299	0,4	0,475	0,553	0,611	0,647	0,679	0,704	0,76
2000	0,137	0,295	0,396	0,468	0,545	0,606	0,651	0,687	0,711	0,757
2001	0,136	0,29	0,391	0,464	0,54	0,6	0,647	0,693	0,722	0,767
2002	0,135	0,284	0,379	0,452	0,528	0,586	0,632	0,68	0,719	0,769
2003	0,134	0,281	0,371	0,439	0,514	0,573	0,617	0,664	0,705	0,764
2004	0,132	0,278	0,367	0,428	0,498	0,558	0,602	0,647	0,688	0,749
2005	0,132	0,277	0,366	0,426	0,489	0,543	0,59	0,635	0,674	0,735
2006	0,131	0,278	0,367	0,428	0,491	0,538	0,579	0,627	0,667	0,726
2007	0,132	0,277	0,367	0,428	0,492	0,538	0,572	0,614	0,657	0,717
2008	0,134	0,282	0,37	0,435	0,498	0,546	0,579	0,614	0,651	0,714
2009	0,136	0,288	0,379	0,441	0,509	0,556	0,592	0,626	0,655	0,713
2010	0,137	0,29	0,384	0,448	0,512	0,564	0,598	0,635	0,663	0,712
2011	0,138	0,292	0,387	0,454	0,52	0,567	0,606	0,641	0,671	0,72
2012	0,137	0,29	0,386	0,453	0,521	0,571	0,604	0,643	0,672	0,722

Année	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10+
2013	0,138	0,291	0,387	0,454	0,524	0,576	0,611	0,645	0,678	0,727
2014	0,14	0,297	0,391	0,46	0,531	0,585	0,624	0,661	0,688	0,742
2015	0,14	0,297	0,395	0,46	0,532	0,587	0,627	0,667	0,697	0,745
2016	0,138	0,294	0,393	0,461	0,529	0,584	0,624	0,665	0,698	0,749
2017	0,137	0,289	0,387	0,458	0,528	0,578	0,619	0,66	0,694	0,747
2018	0,137	0,289	0,384	0,455	0,529	0,583	0,618	0,66	0,695	0,75
2019	0,138	0,289	0,383	0,449	0,524	0,581	0,621	0,658	0,693	0,748
2020	0,14	0,293	0,385	0,451	0,52	0,578	0,622	0,663	0,693	0,749
2021	0,141	0,298	0,391	0,455	0,523	0,576	0,622	0,668	0,702	0,753

Tableau 4. Comparaison de modèles linéaires reliant la fécondité à l'âge des poissons ou à l'indice gonado-somatique (IGS), avec ou sans effet d'interaction, d'après les données de Pelletier (1986). (CIA = critère d'information d'Akaike, R^2 = variance expliquée).

Équation	CIA	R^2	Δ CIA
$\log(\text{fecundity}) \sim \log(\text{IGS}) + \log(\text{age})$	-415	0.56	0
$\log(\text{fecundity}) \sim \log(\text{IGS}) + \log(\text{age}) + \log(\text{IGS}) * \log(\text{age})$	-413	0.56	2
$\log(\text{fecundity}) \sim \log(\text{IGS})$	-359	0.41	56
$\log(\text{fecundity}) \sim \log(\text{age})$	-309	0.23	106

Tableau 5. Résultat de la régression linéaire robuste reliant la fécondité (échelle logarithmique) des maquereaux prêts à frayer (stade 5) à l'âge et à l'indice gonado-somatique (IGS) des poissons, d'après les données de Pelletier (1986).

Coefficient	Estimation	Erreur type	Valeur t	Valeur p
Ordonnée à l'origine	10,80	0,22	49,97	< 2e-16
$\log(\text{IGS})$	0,71	0,08	8,38	1,36-14
$\log(\text{age})$	0,41	0,06	7,31	8,00e-12

Tableau 6. Fécondité selon l'âge estimée au moyen du modèle à effets mixtes, d'après les échantillons prélevés de mai à juillet.

Année	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10+
1968	265110	364670	463776	534883	599311	646487	664760	727743	750829	818377
1969	264716	364127	463085	534087	598419	645525	663770	726659	749711	817159
1970	264304	363561	462365	533256	597488	644521	662738	725529	748545	815889
1971	263875	362971	461614	532390	596518	643474	661662	724351	747330	814564
1972	263427	362355	460831	531487	595506	642383	660540	723123	746062	813182
1973	262961	361713	460015	530546	594451	641245	659370	721842	744741	811742
1974	262474	361044	459164	529564	593351	640059	658150	720506	743363	810240
1975	262286	360786	458836	529185	592927	639601	657679	719991	742831	809660
1976	262325	360839	458903	529264	593014	639695	657776	720097	742941	809780
1977	262461	361026	459140	529537	593321	640026	658116	720469	743325	810198
1978	262549	361148	459296	529716	593521	640242	658338	720713	743576	810472
1979	262639	361271	459453	529897	593724	640461	658563	720959	743830	810749
1980	262619	361243	459417	529856	593679	640412	658513	720904	743773	810687
1981	262499	361079	459208	529615	593408	640120	658212	720575	743434	810317
1982	262429	360982	459085	529474	593250	639949	658037	720383	743236	810101
1983	262630	361259	459437	529879	593704	640439	658541	720934	743805	810721
1984	263061	361851	460191	530748	594678	641490	659621	722117	745025	812051
1985	263777	362836	461442	532192	596296	643235	661415	724081	747051	814260
1986	264601	363969	462884	533854	598158	645244	663481	726343	749385	816804
1987	265071	364616	463706	534803	599221	646390	664660	727634	750716	818255
1988	265567	365299	464575	535804	600343	647601	665905	728996	752122	819787
1989	266013	365912	465354	536704	601351	648688	667023	730220	753385	821164
1990	266358	366387	465958	537400	602131	649530	667889	731168	754363	822229
1991	266802	366997	466734	538295	603134	650611	669001	732385	755619	823599
1992	267411	367835	467800	539525	604512	652097	670529	734058	757345	825480
1993	268245	368982	469259	541207	606397	654131	672620	736347	759707	828054
1994	268886	369864	470380	542500	607846	655694	674227	738107	761522	830032
1995	269760	371066	471910	544264	609822	657825	676419	740506	763997	832731
1996	270609	372233	473394	545976	611740	659895	678546	742836	766401	835350
1997	271563	373546	475063	547901	613897	662222	680939	745455	769103	838296
1998	272620	375000	476913	550034	616287	664800	683590	748357	772097	841559
1999	274054	376972	479421	552927	619528	668296	687185	752293	776158	845985
2000	275444	378885	481853	555732	622671	671686	690671	756109	780095	850276
2001	276742	380670	484123	558350	625604	674850	693925	759671	783770	854282
2002	277813	382143	485997	560511	628025	677462	696610	762611	786803	857588
2003	278911	383654	487919	562728	630509	680142	699365	765627	789915	860980
2004	279817	384900	489503	564555	632557	682350	701636	768113	792480	863776
2005	281064	386615	491685	567071	635376	685391	704764	771537	796012	867626
2006	282119	388067	493530	569200	637761	687964	707409	774433	799000	870882
2007	282788	388987	494701	570550	639274	689596	709087	776269	800895	872948
2008	283262	389639	495530	571506	640345	690752	710275	777571	802238	874411

Année	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10+
2009	283590	390090	496103	572167	641086	691551	711097	778470	803166	875423
2010	284040	390710	496891	573076	642104	692649	712227	779707	804441	876813
2011	284513	391359	497717	574029	643172	693801	713411	781003	805779	878271
2012	284721	391645	498081	574448	643642	694308	713932	781574	806368	878913
2013	285662	392939	499727	576347	645769	696602	716292	784157	809033	881818
2014	286441	394011	501091	577919	647531	698503	718246	786296	811240	884223
2015	287042	394839	502143	579132	648890	699969	719754	787947	812943	886080
2016	287453	395404	502862	579962	649820	700972	720785	789076	814108	887349
2017	287738	395796	503360	580537	650464	701667	721499	789858	814915	888229
2018	287948	396084	503726	580959	650937	702177	722024	790432	815507	888875
2019	288193	396421	504155	581453	651491	702775	722638	791105	816201	889631
2020	287884	395996	503614	580830	650792	702021	721863	790256	815326	888677
2021	287118	394943	502275	579285	649061	700154	719943	788154	813157	886313
2022	286553	394165	501286	578145	647783	698775	718526	786603	811556	884568

FIGURES

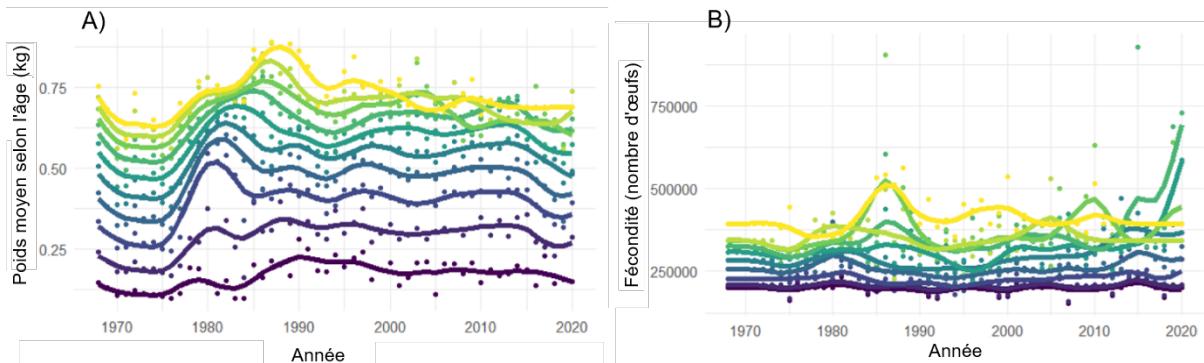


Figure 1. (A) Poids selon l'âge et (B) fécondité selon l'âge du maquereau utilisés dans l'évaluation du stock de 2021. Les points indiquent les valeurs brutes et les lignes sont les valeurs lissées utilisées comme données d'entrée du modèle. L'âge varie de 1 (en violet) à 10+ (en jaune). Adaptation de Smith et al. 2022.

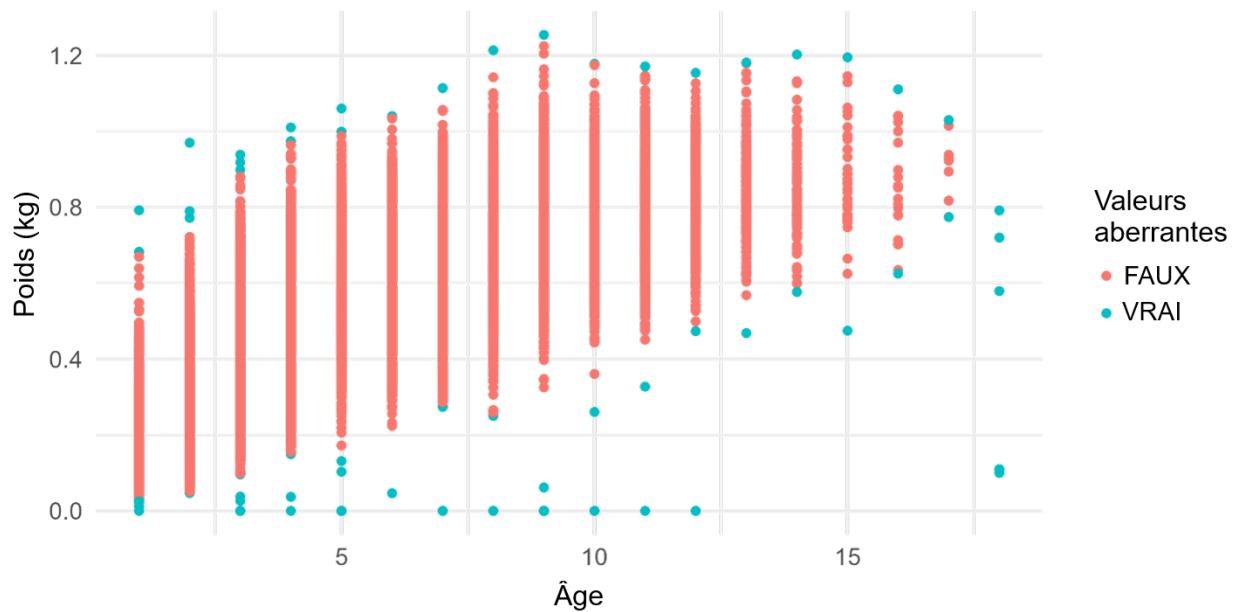


Figure 2. Poids selon l'âge des maquereaux échantillonnes en juin et en juillet. Les valeurs aberrantes sont indiquées en bleu et ont été retirées du calcul du poids annuel selon l'âge.



Figure 3. Diagrammes de quartiles du poids annuel selon l'âge du maquereau en juin et juillet. L'âge est indiqué au-dessus de chaque graphique. La classe d'âge 10 est un groupe plus.

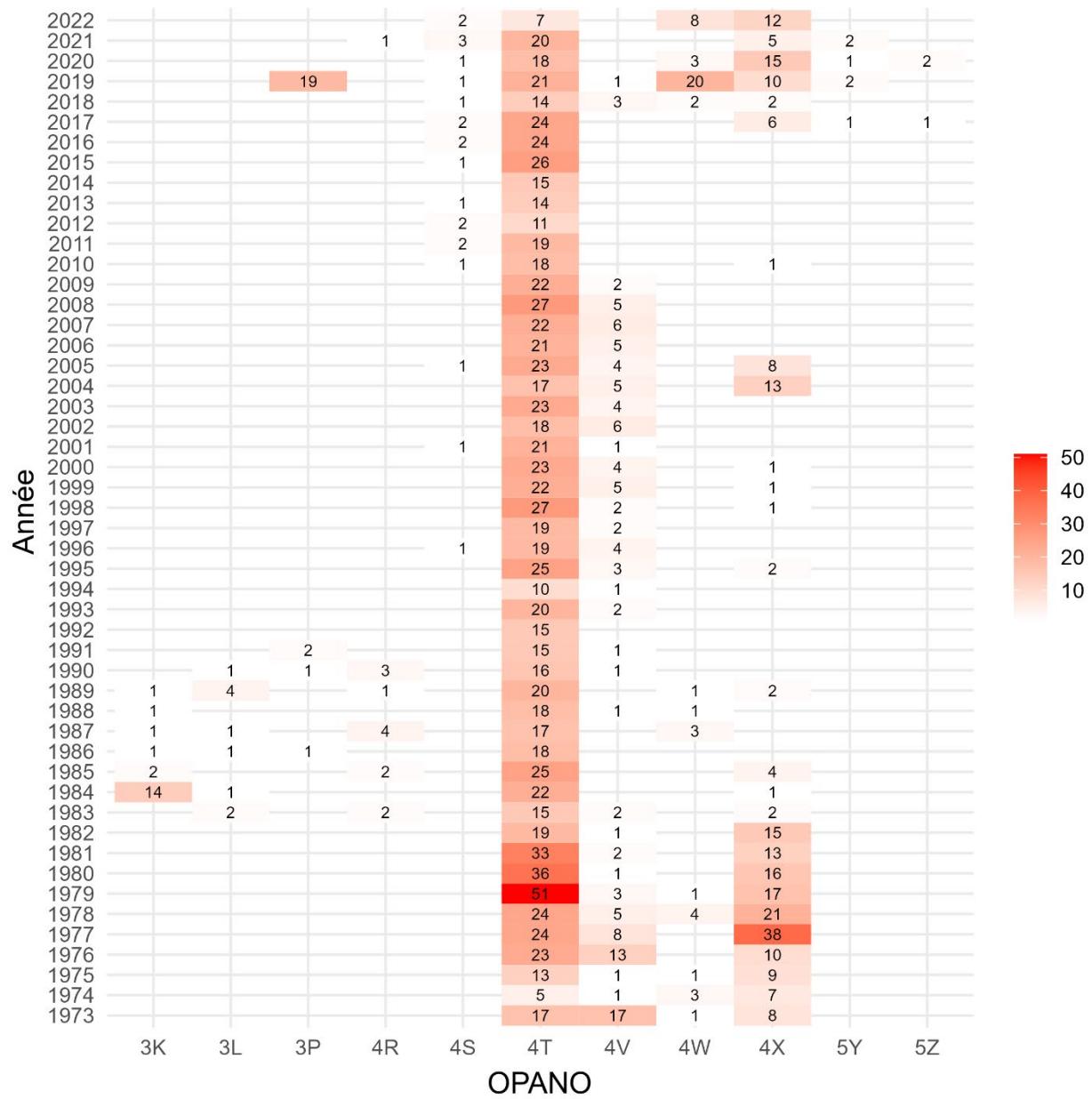


Figure 4. Nombre d'échantillons biologiques prélevés dans la pêche commerciale en juin et juillet, par division de l'OPANO.

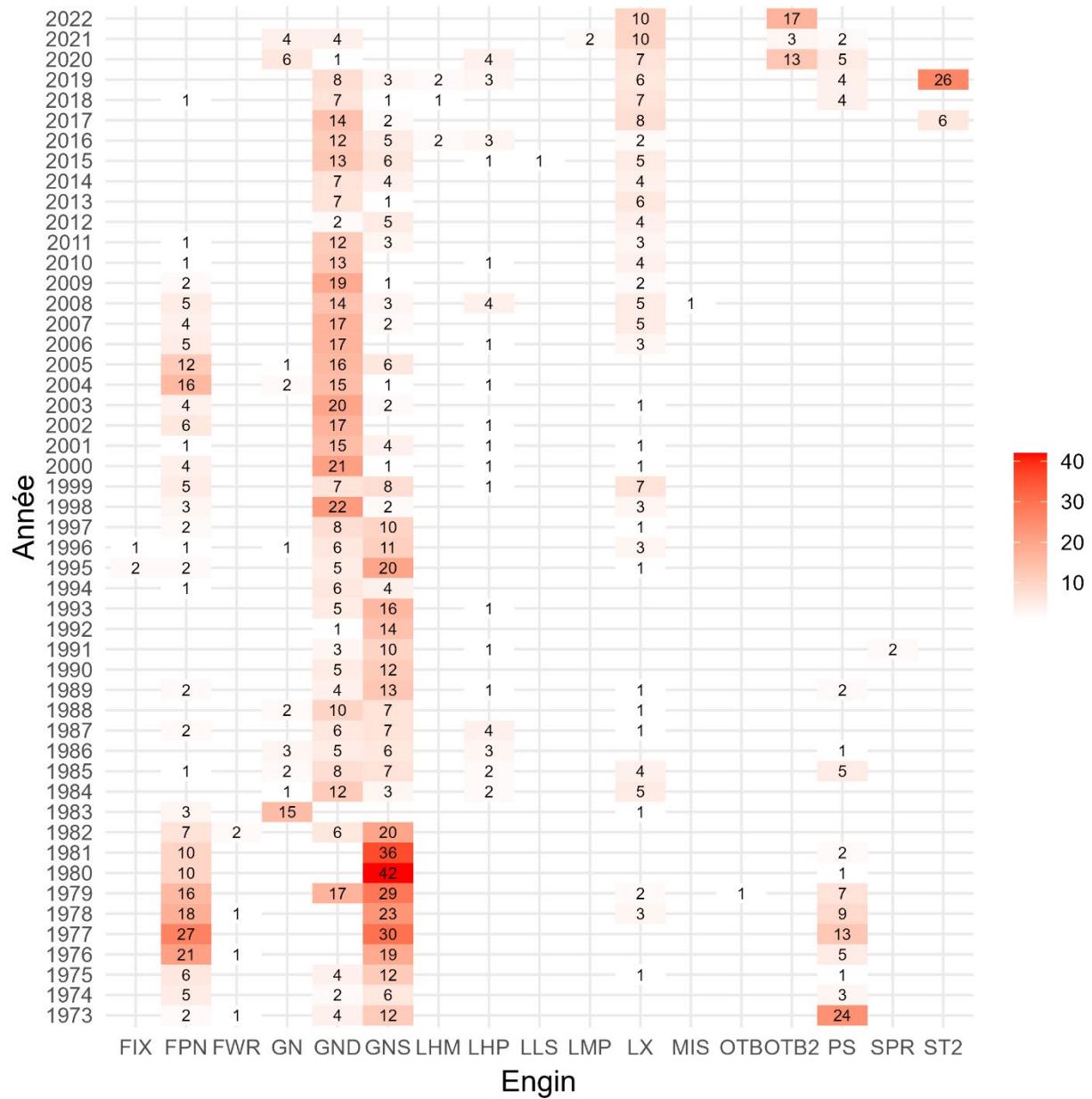


Figure 5. Nombre d'échantillons biologiques prélevés dans la pêche commerciale en juin et juillet dans les divisions 4TVWX de l'OPANO, par type d'engin. (FIX : pièges (non précisés), FPN : filets bourdigués fixes non couvertes, FWR : barrières, clôtures et déversoirs, GN : filets maillants (non précisés), GND : filets dérivants, GNS : filets maillants fixes (ancrés), LHM : lignes à main et lignes à cannes (mécanisées), LHP : lignes à main et lignes à cannes (mancœuvrées à la main), LLS : palangres fixes, LMP : lignes à cannes (non précisées), LX : hameçons et lignes (non précisés), MIS : engin fixe non précisé, OTB : chalut de fond à panneaux, OTB2 : chalut de fond à panneaux arrière, PS : senne coulissante, SPR : senne jumelée, ST2 : chalut à crevettes (arrière) sans grille).

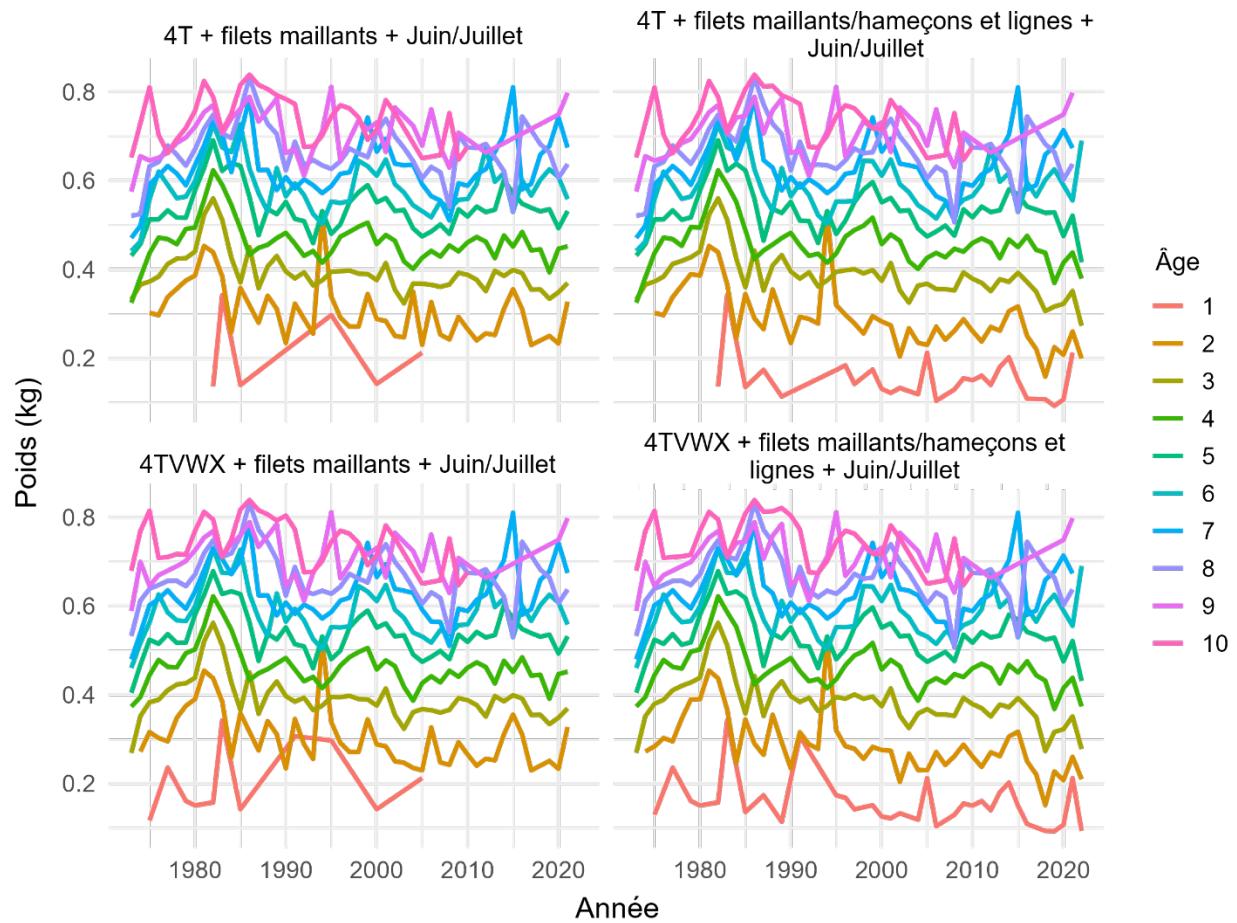


Figure 6. Poids selon l'âge des maquereaux échantillonnés dans la pêche commerciale en juin et juillet pour différentes combinaisons des divisions de l'OPANO et des types d'engins. La classe d'âge 10 est un groupe plus.

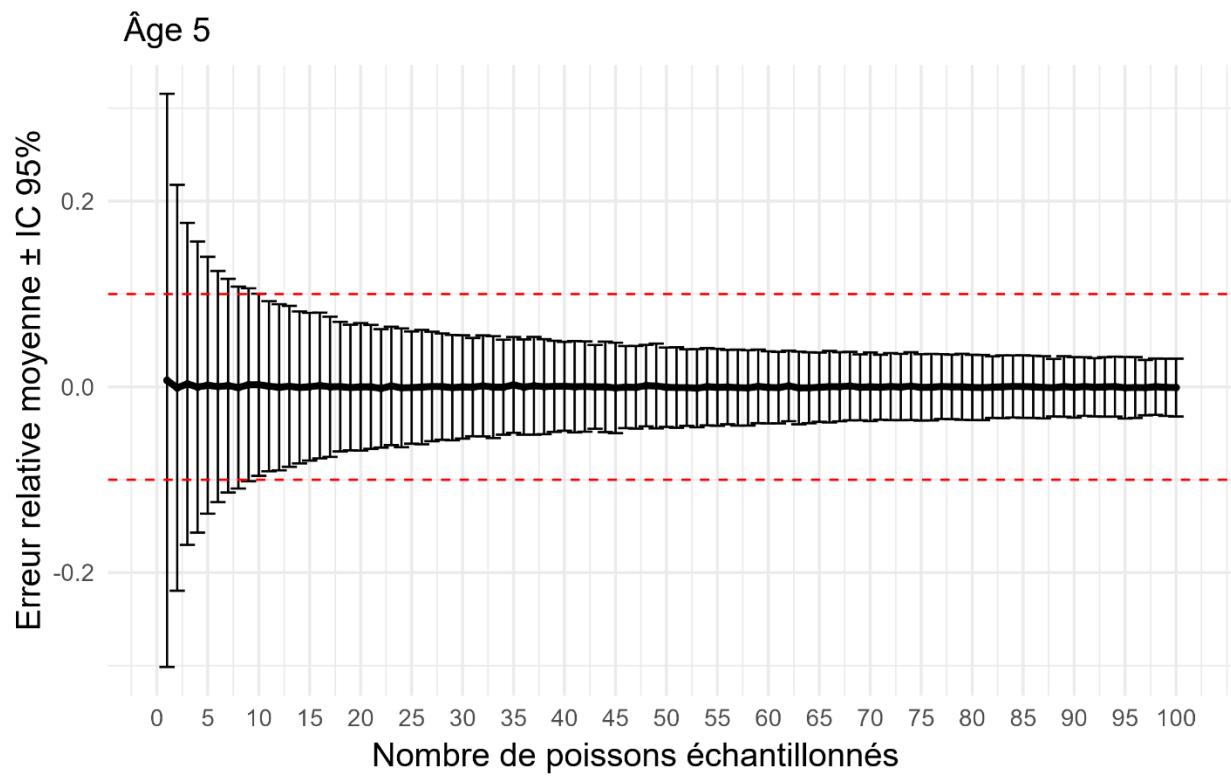


Figure 7. Erreur relative moyenne (avec un intervalle de confiance à 95 %) dans l'estimation du poids moyen des poissons d'âge 5 en fonction du nombre de poissons disponibles. Le niveau arbitraire d'erreur relative accepté dans cette étude (lignes tiretées rouges) se situait entre 0,1 et -0,1.

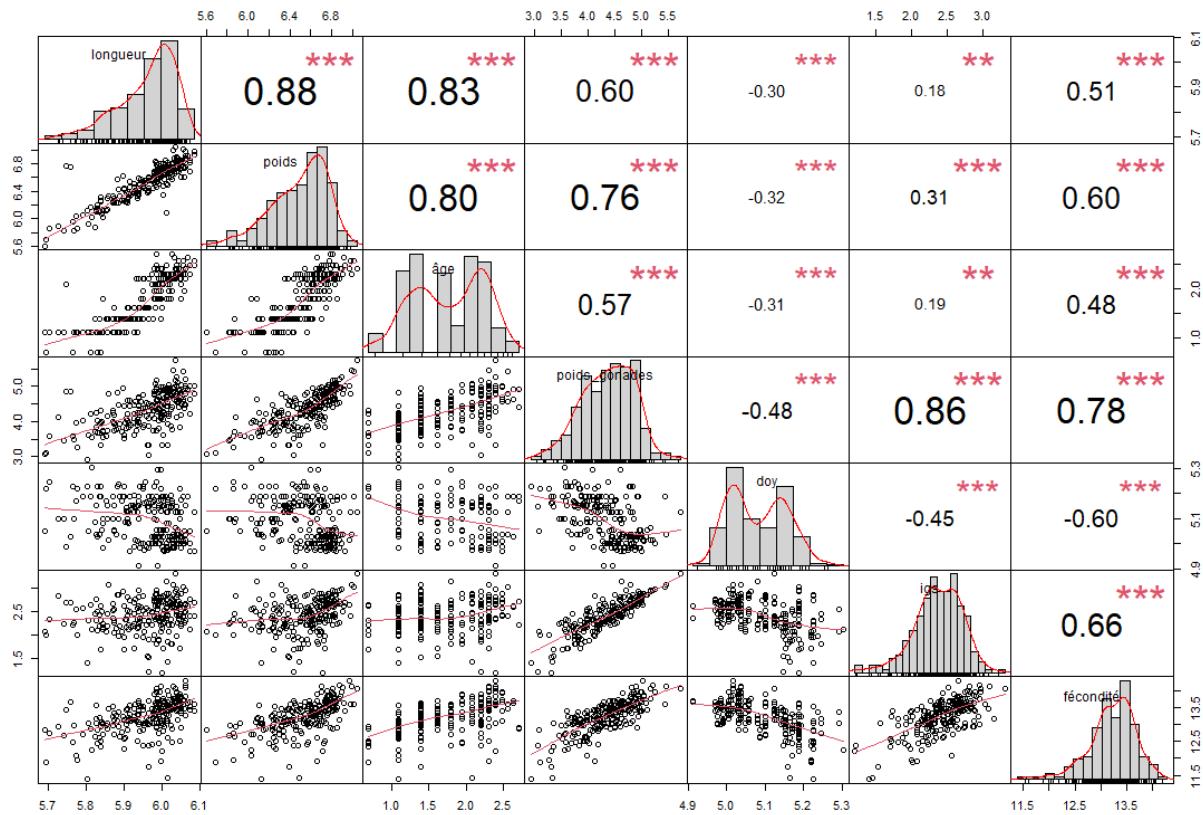


Figure 8. Matrice de corrélation de la fécondité (nombre d'œufs), de la longueur (cm), du poids (g), de l'âge, du poids des gonades, du jour de l'année (doy) et de l'indice gonadosomatique (igs) des femelles du stade 5 dans l'espace logarithmique (données tirées de Pelletier 1986). Les histogrammes représentent la fréquence relative des valeurs de chaque variable, la partie droite de la matrice indique le coefficient de corrélation de Pearson et la partie gauche de la matrice présente des diagrammes de dispersion à deux variables avec une ligne ajustée. Les étoiles rouges représentent le niveau de signification (valeurs p) des estimations de la corrélation (« *** » = 0,001, « ** » = 0,01, « * » = 0,05, « . » = 0,1 et « , » = 1).

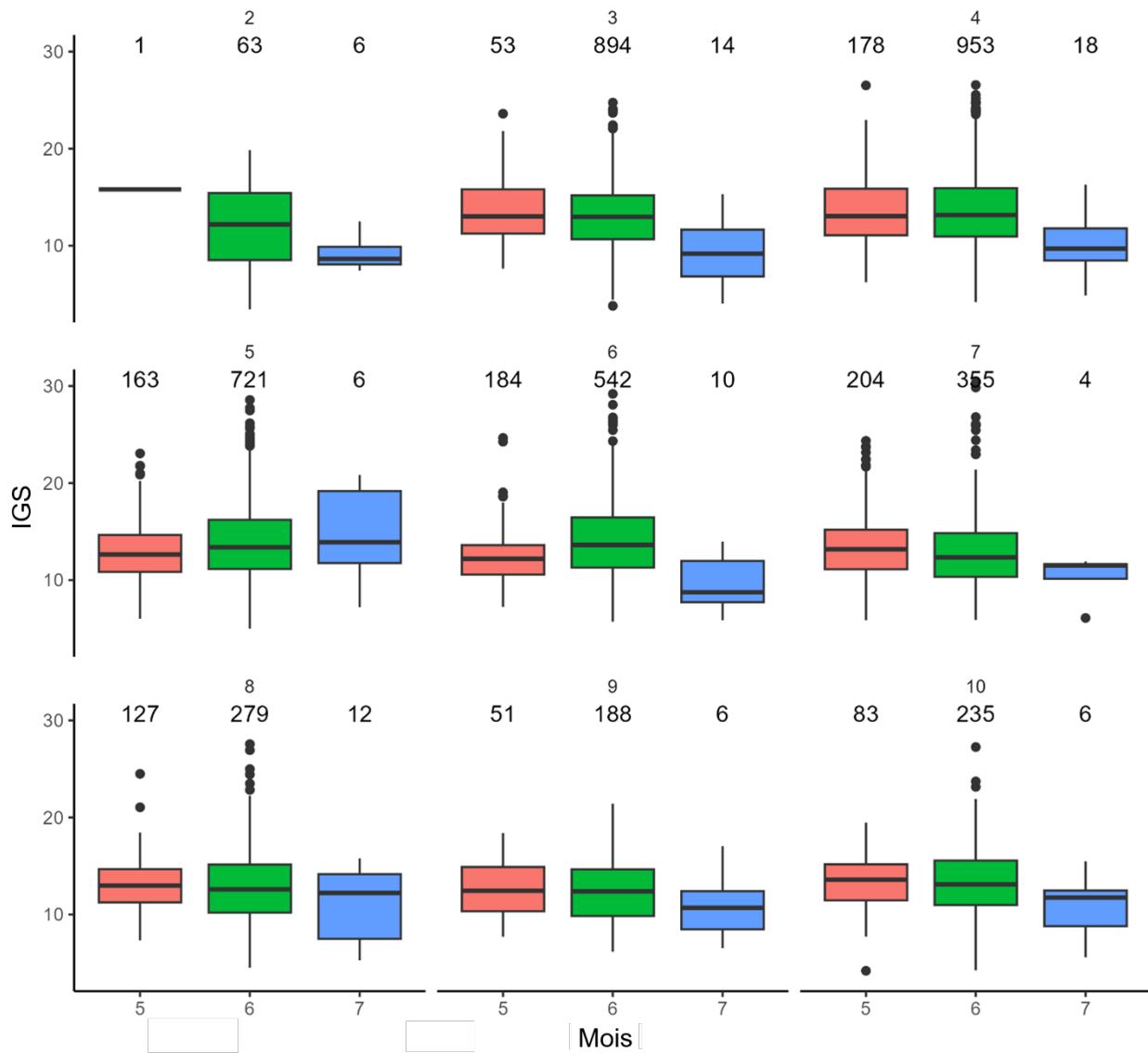


Figure 9. Diagrammes de quartiles des valeurs de l'indice gonado-somatique (IGS) selon l'âge (2 à 10+) des femelles du stade 5 échantillonnées en mai (en rouge), en juin (en vert) et en juillet (en bleu). L'âge est indiqué au-dessus de chaque tracé et le nombre de poissons échantillonnés, au-dessus de chaque diagramme. La classe d'âge 10 est un groupe plus.

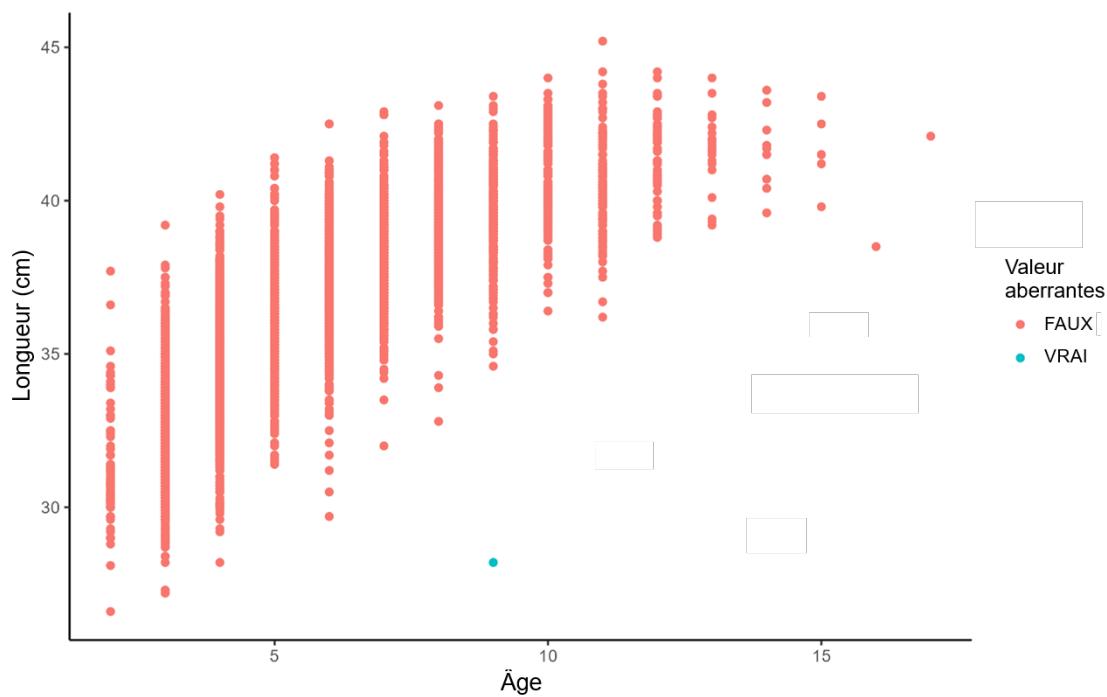


Figure 10. Longueur selon l'âge des femelles du stade 5 échantillonnées de mai à juillet. Les valeurs aberrantes sont indiquées en bleu et ont été retirées du calcul de la fécondité moyenne annuelle selon l'âge.

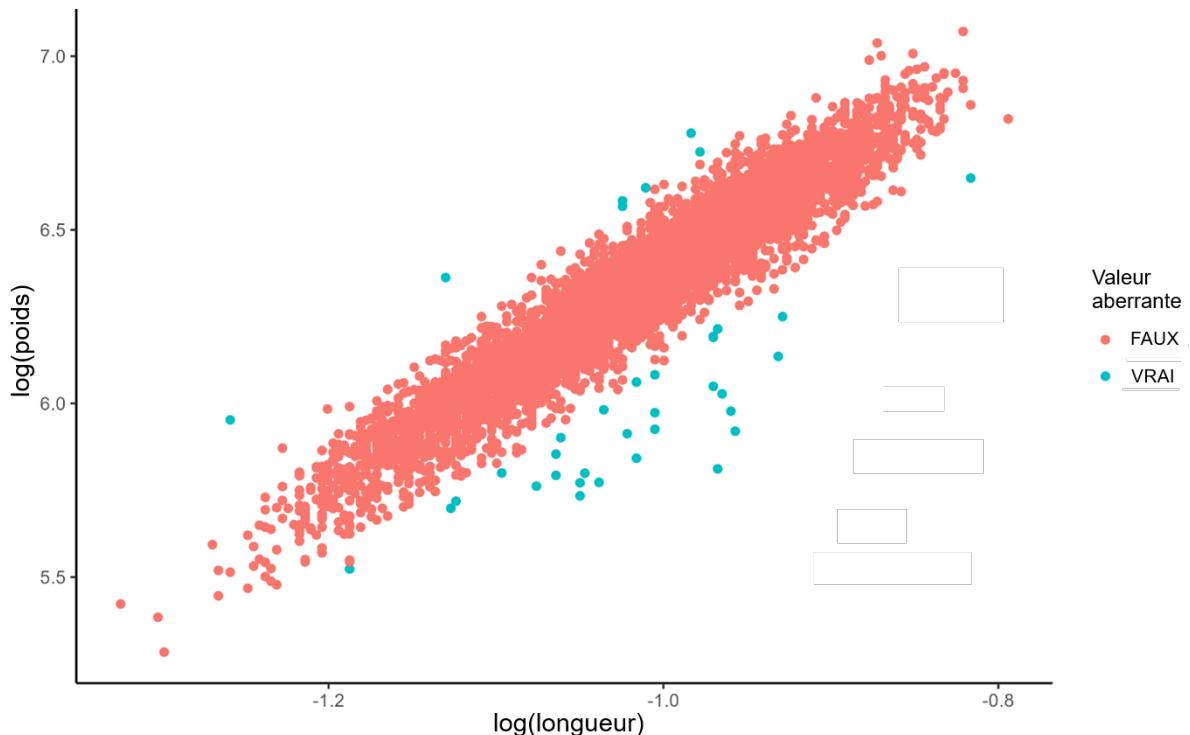


Figure 11. Relation longueur-poids des femelles du stade 5 échantillonnées de mai à juillet. Les valeurs aberrantes sont indiquées en bleu et ont été retirées du calcul de la fécondité moyenne annuelle selon l'âge.

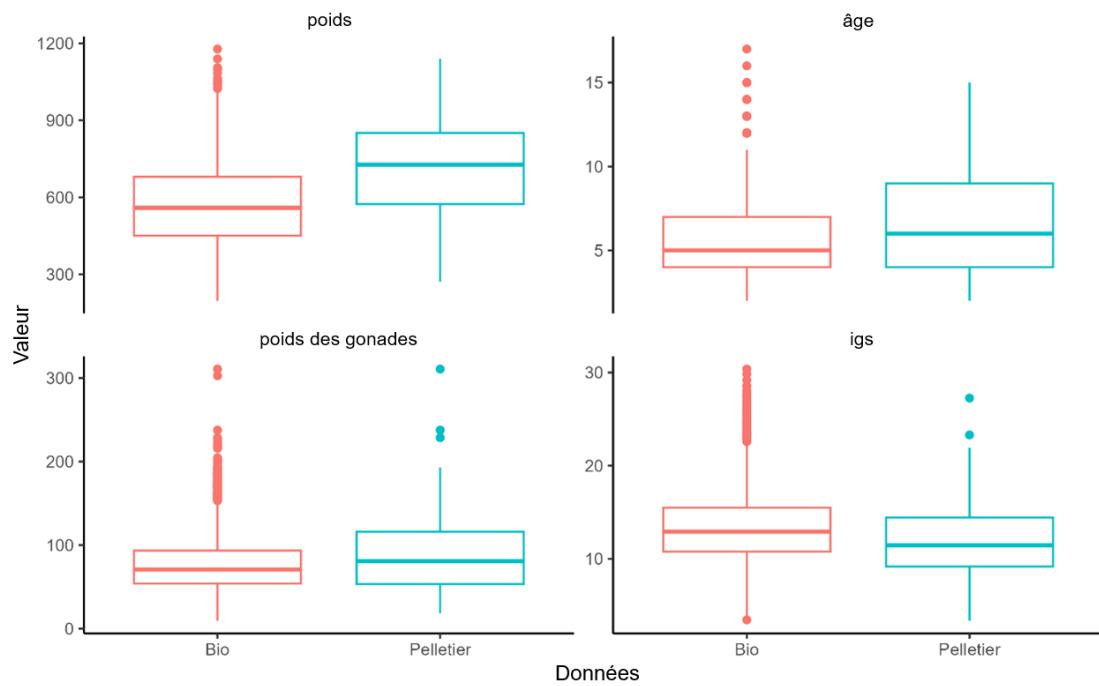


Figure 12. Diagrammes de quartiles indiquant le poids, l'âge, le poids des gonades et l'indice gonadosomatique (igs) des femelles du stade 5 dans l'étude de Pelletier (en bleu) et échantillonées dans la pêche commerciale (Bio) de mai à juillet (en rouge) entre 1982 et 1985.

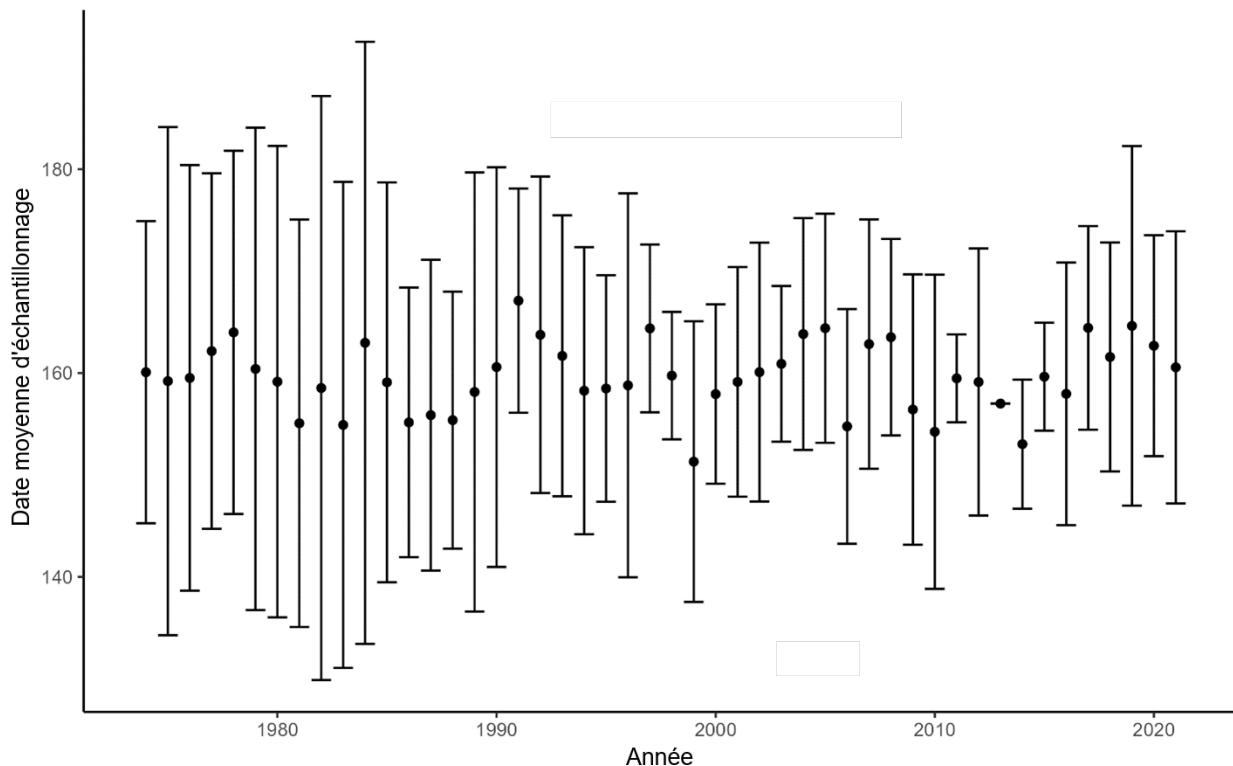


Figure 13. Date moyenne (\pm intervalles de confiance à 95 %) du prélèvement des échantillons de femelles du stade 5 dans la pêche commerciale de mai à juillet.

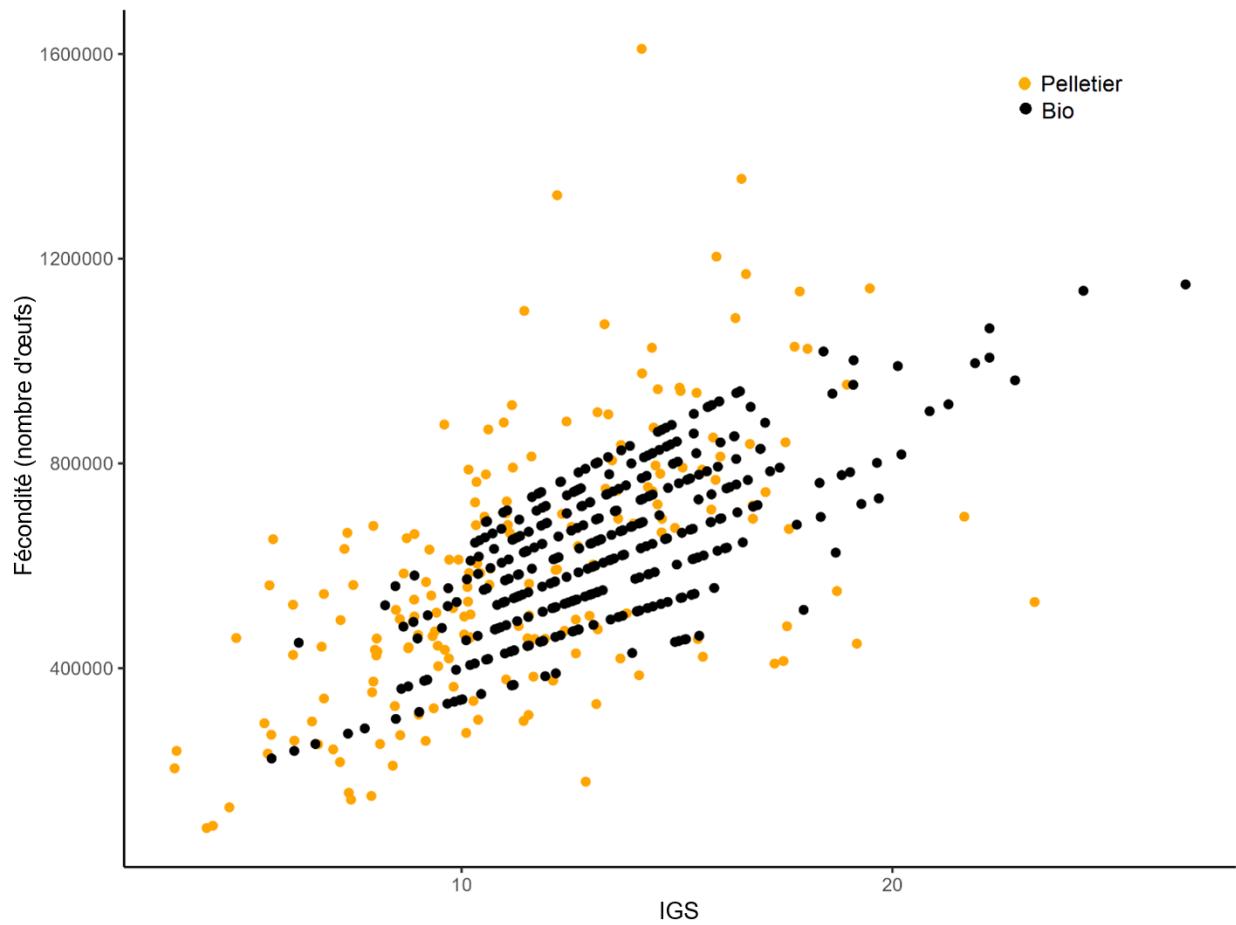


Figure 14. Fécondité par rapport à l'indice gonado-somatique (IGS) des femelles du stade 5 observées dans l'étude de Pelletier (1986; points orange) et estimée à l'aide des coefficients de régression linéaire robuste pour les poissons échantillonnés dans la pêche commerciale (Bio) de mai à juillet (points noirs).

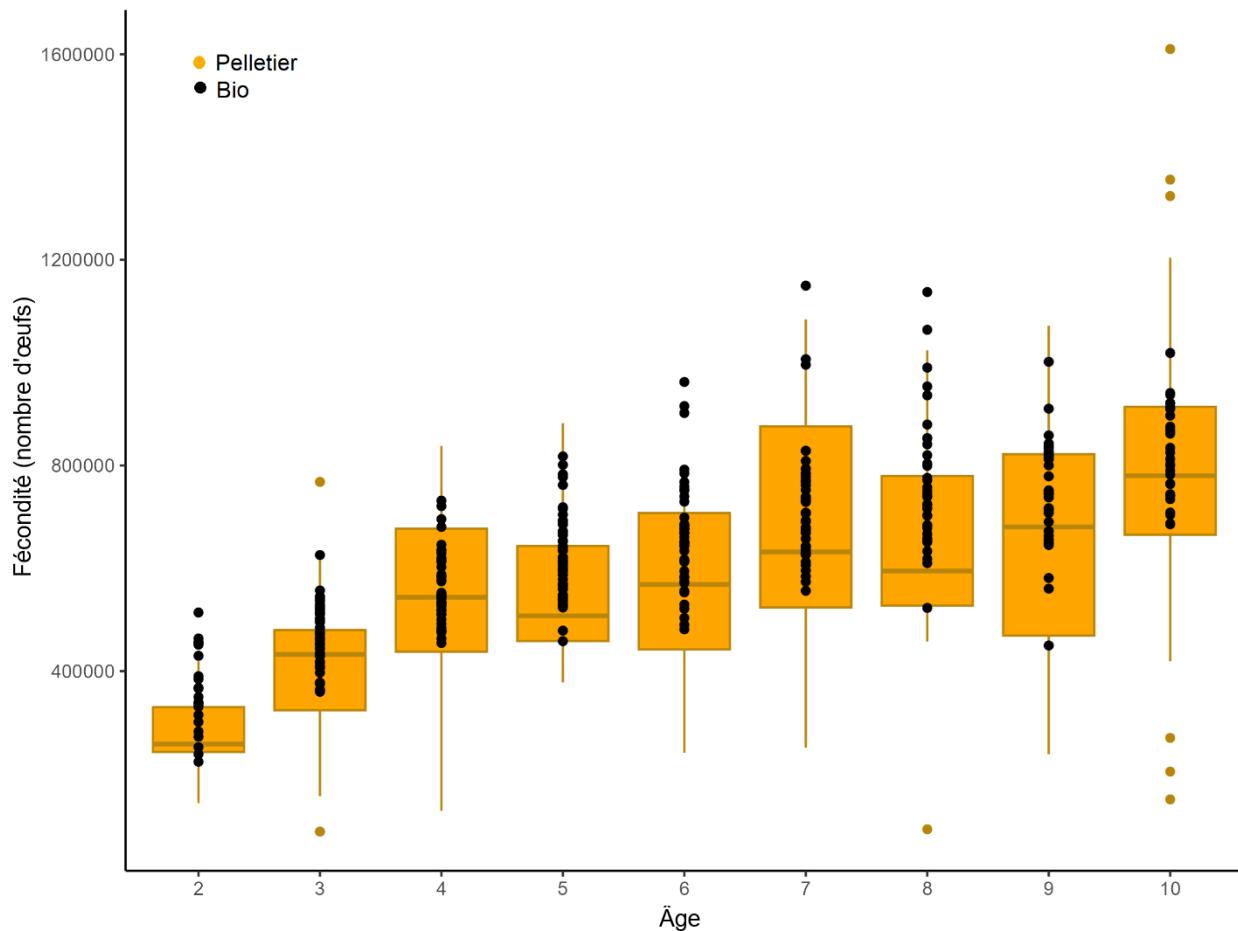


Figure 15. Fécondité par rapport à l'âge des femelles du stade 5 dans l'étude de Pelletier (diagrammes de quartiles orange) et estimée à l'aide des coefficients de régression linéaire robuste pour les poissons échantillonnés dans la pêche commerciale (Bio) de mai à juillet (points noirs). La classe d'âge 10 est un groupe plus.

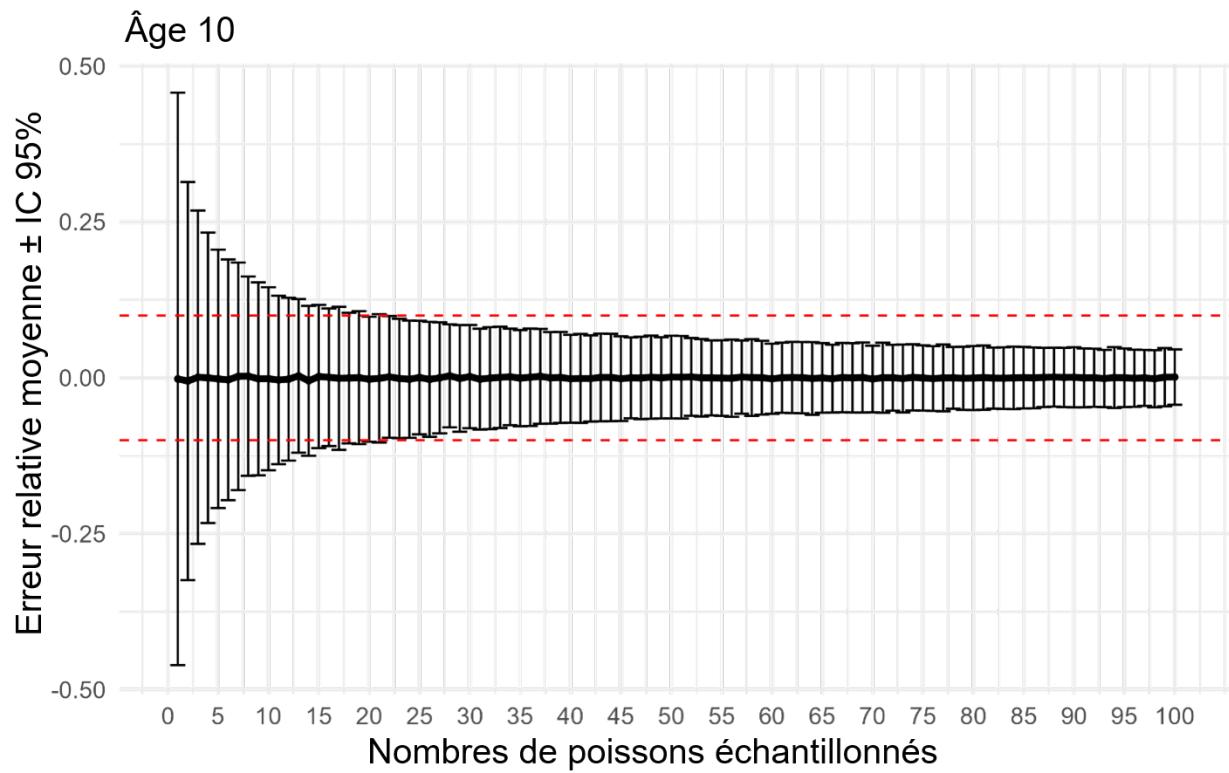


Figure 16. Erreur relative moyenne (avec un intervalle de confiance à 95 %) dans l'estimation des femelles du stade 5 d'âge 10 échantillonnées de mai à juillet en fonction du nombre de poissons disponibles. Le niveau arbitraire d'erreur relative accepté dans cette étude (lignes tiretées rouges) se situait entre 0,1 et -0,1.

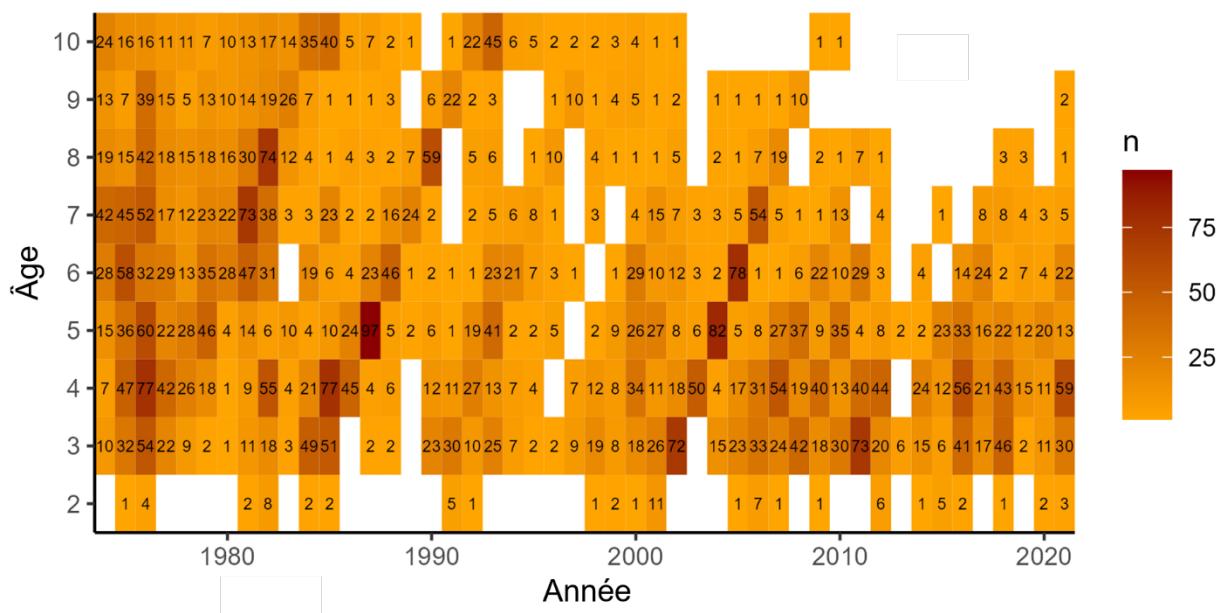


Figure 17. Nombre de femelles du stade 5 de chaque classe d'âge échantillonnées de mai à juillet. La classe d'âge 10 est un groupe plus.

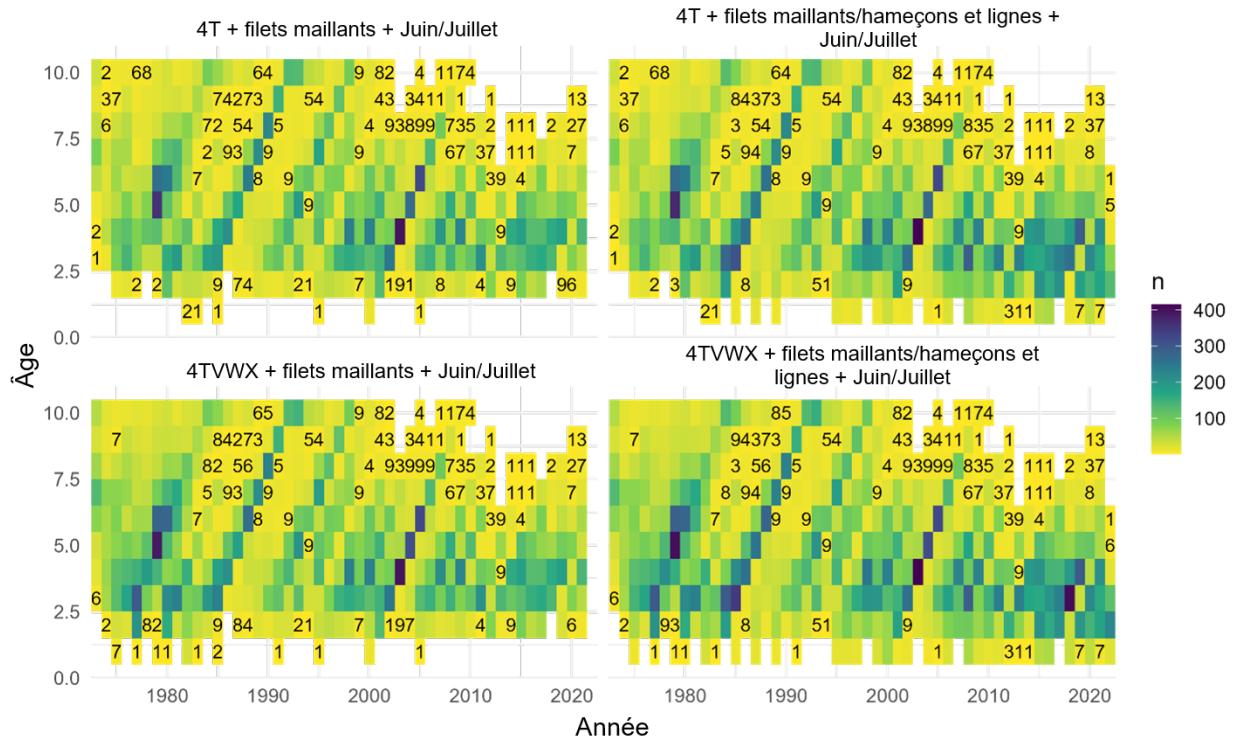


Figure 18. Nombre de poissons échantillonnés en juin et juillet pour différentes combinaisons des divisions de l'OPANO et types d'engins. La classe d'âge 10 est un groupe plus.

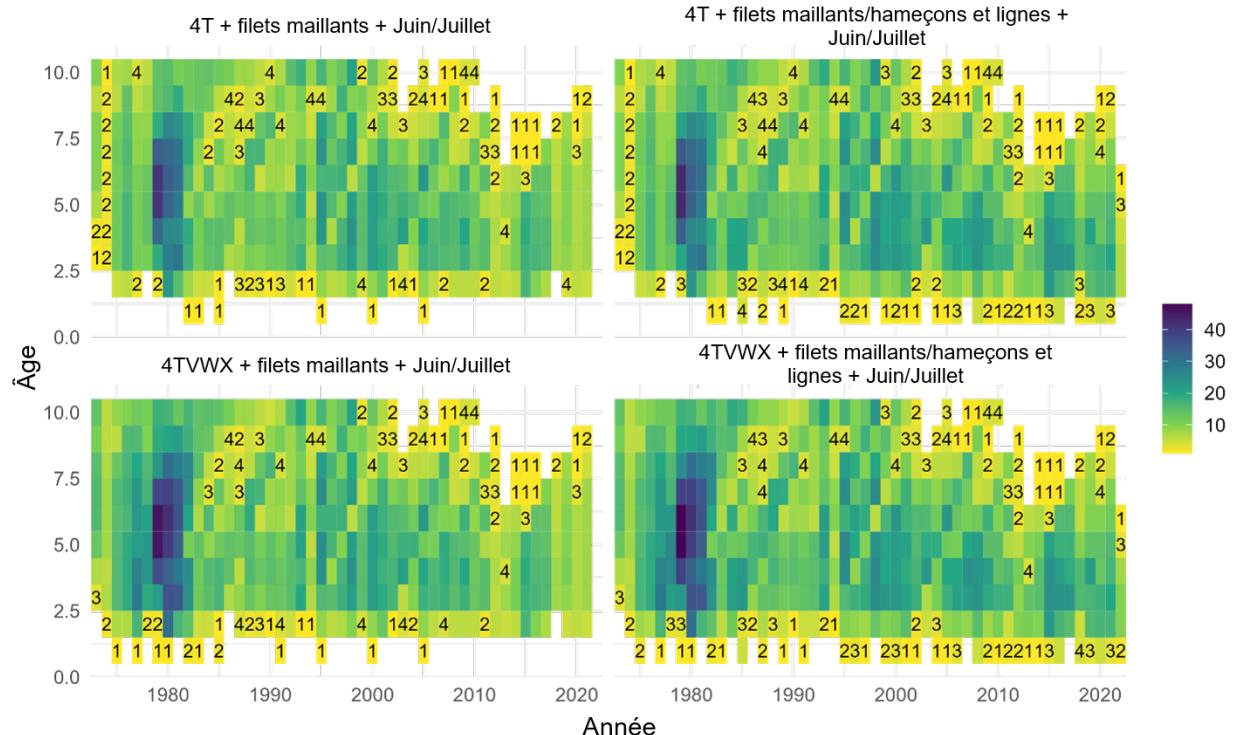


Figure 19. Nombre d'échantillons en juin et juillet pour différentes combinaisons des divisions de l'OPANO et types d'engins. La classe d'âge 10 est un groupe plus.

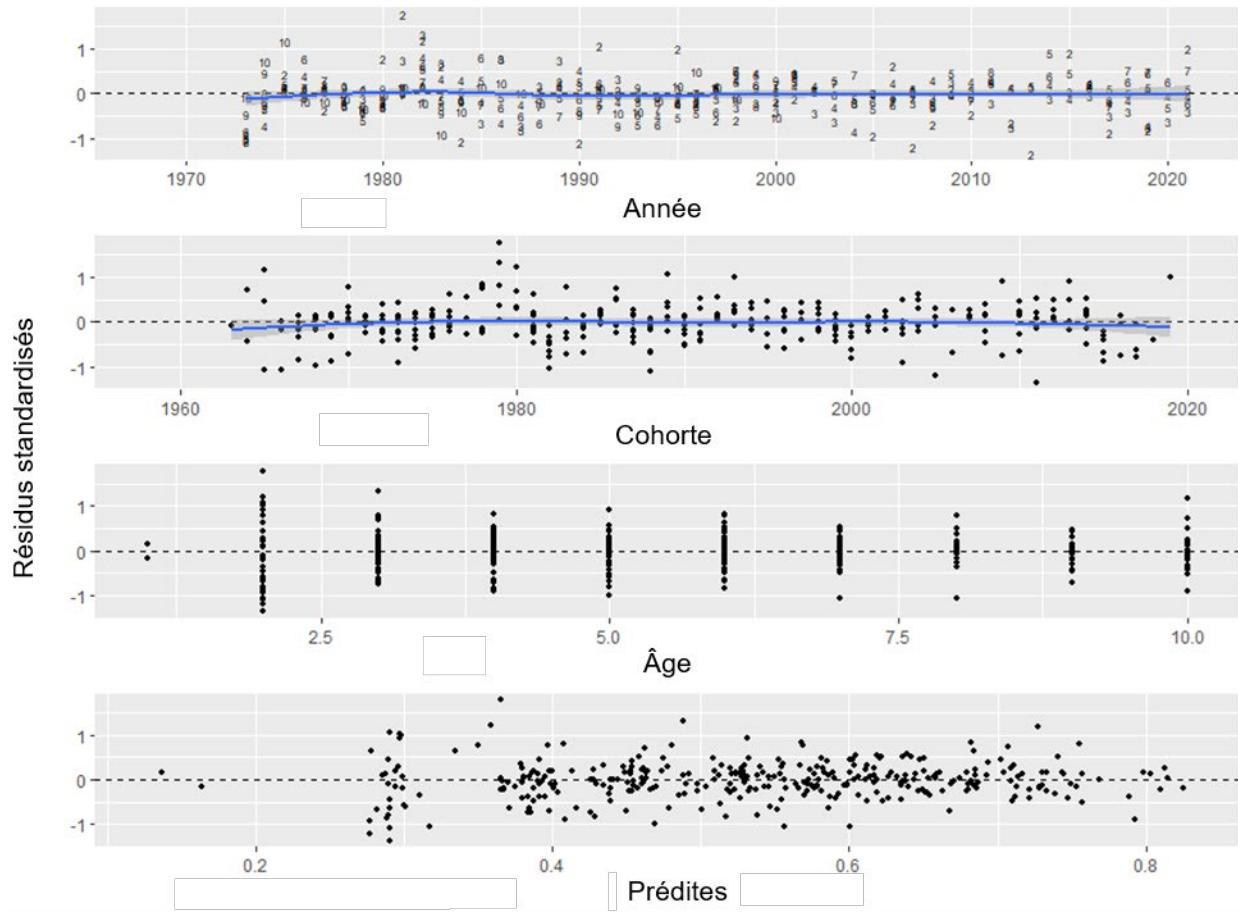


Figure 20. Résidus standardisés du modèle à effets mixtes du poids selon l'âge par rapport à l'année, à la cohorte, à l'âge et aux valeur prédites. Les lignes bleues sont les lisseurs qui aident à montrer les tendances. La classe d'âge 10 est un groupe plus.

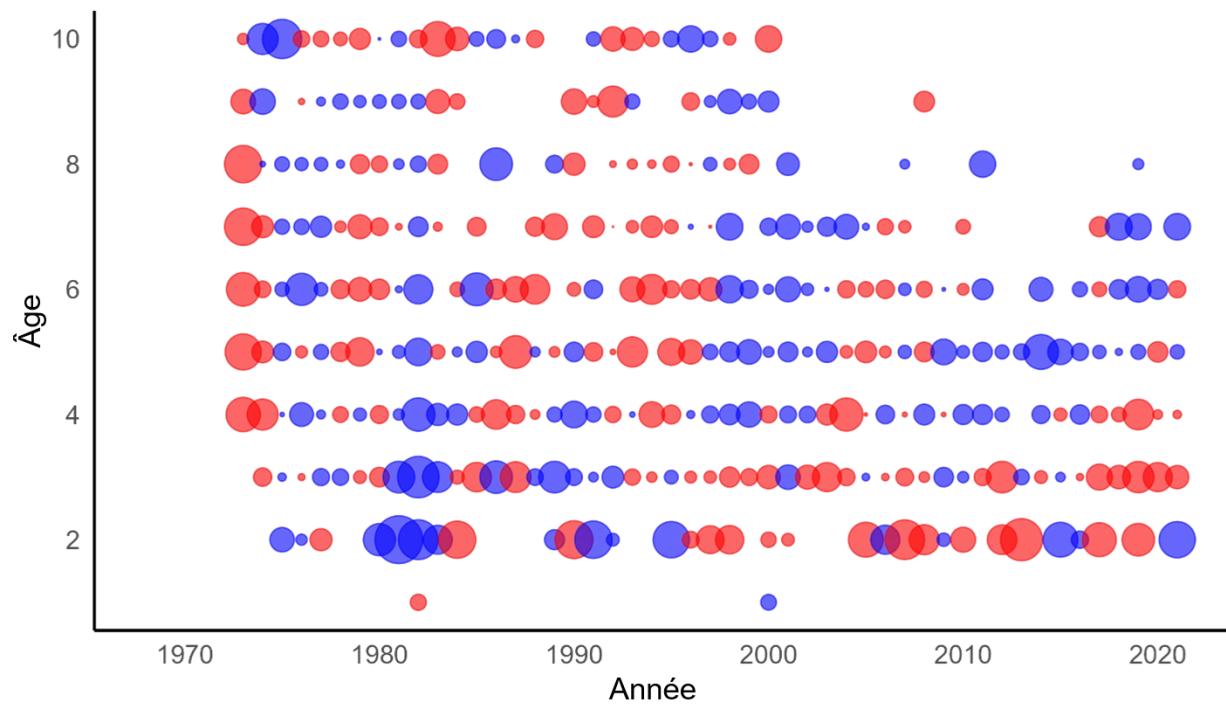


Figure 21. Résidus standardisés du modèle à effets mixtes du poids selon l'âge, par année et par âge. La taille des bulles indique la valeur absolue du résidu, et la couleur montre s'il est positif ou négatif (rouge : +; bleu : -). La classe d'âge 10 est un groupe plus.

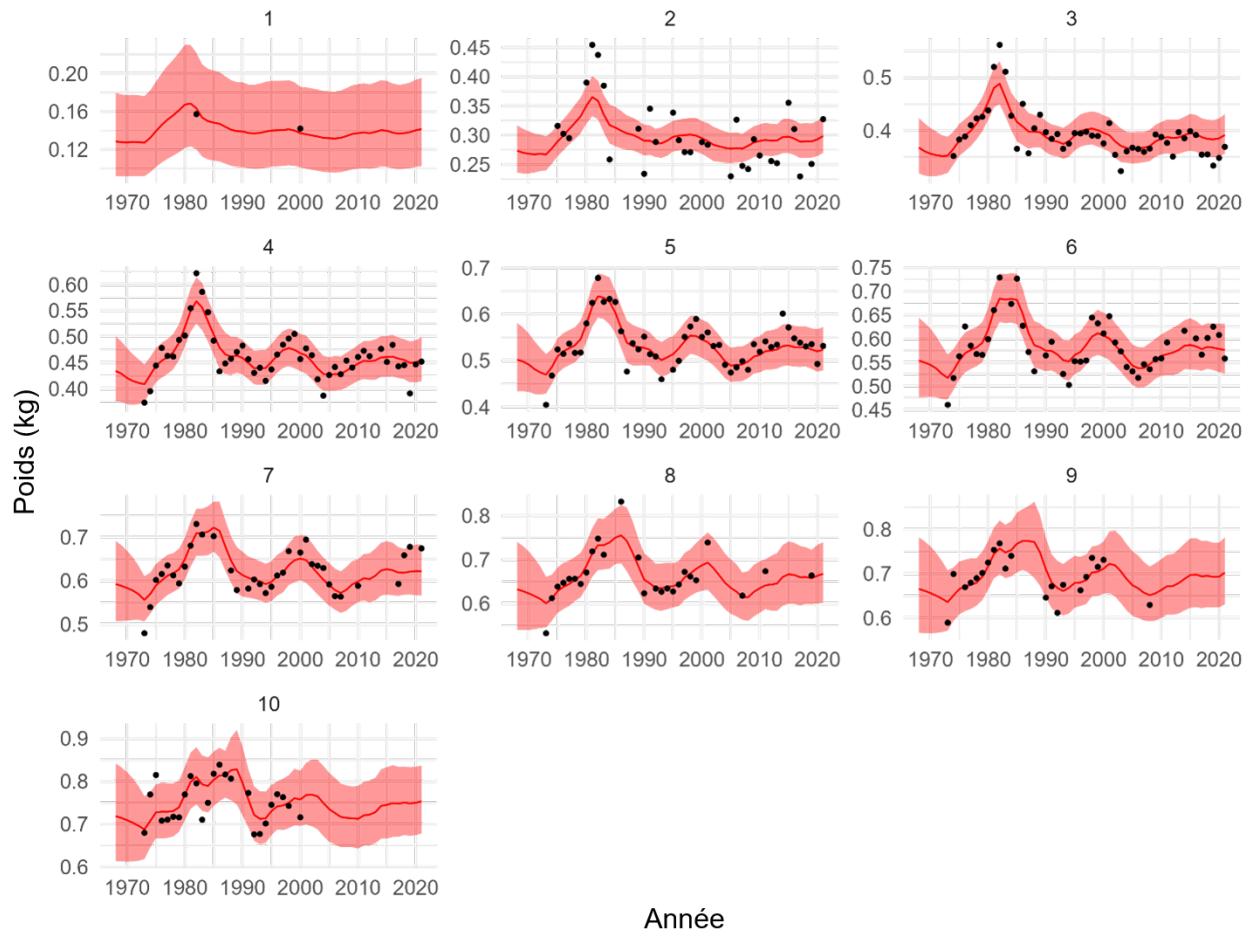


Figure 22. Poids selon l'âge observé (points; en noir) et prédit (lignes; en rouge) en juin et juillet. Les rubans (en rouge) indiquent l'intervalle de confiance à 95 %. La classe d'âge 10 est un groupe plus.

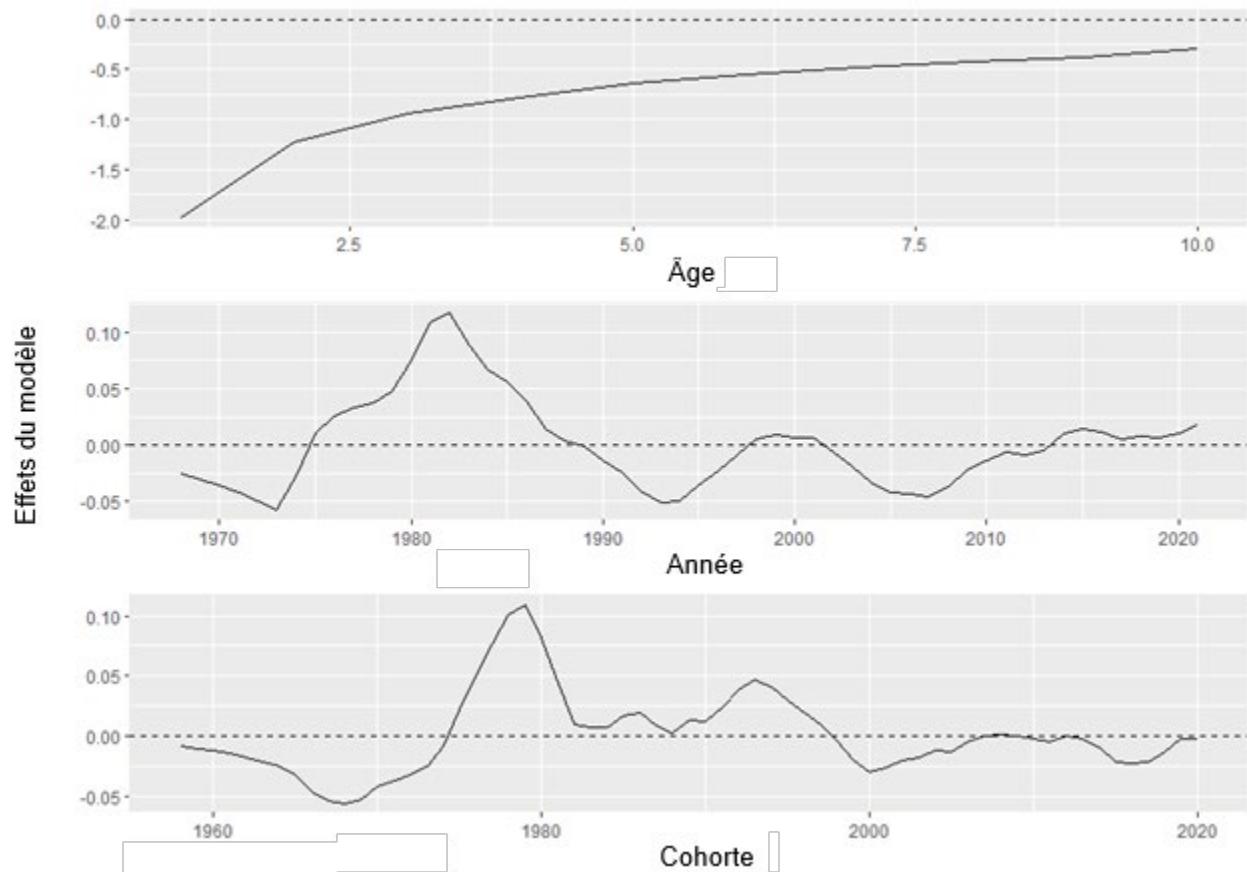


Figure 23. Estimation de l'ampleur des effets de l'âge, de l'année et de la cohorte dans le modèle à effets mixtes utilisé pour prédire le poids selon l'âge. La classe d'âge 10 est un groupe plus.

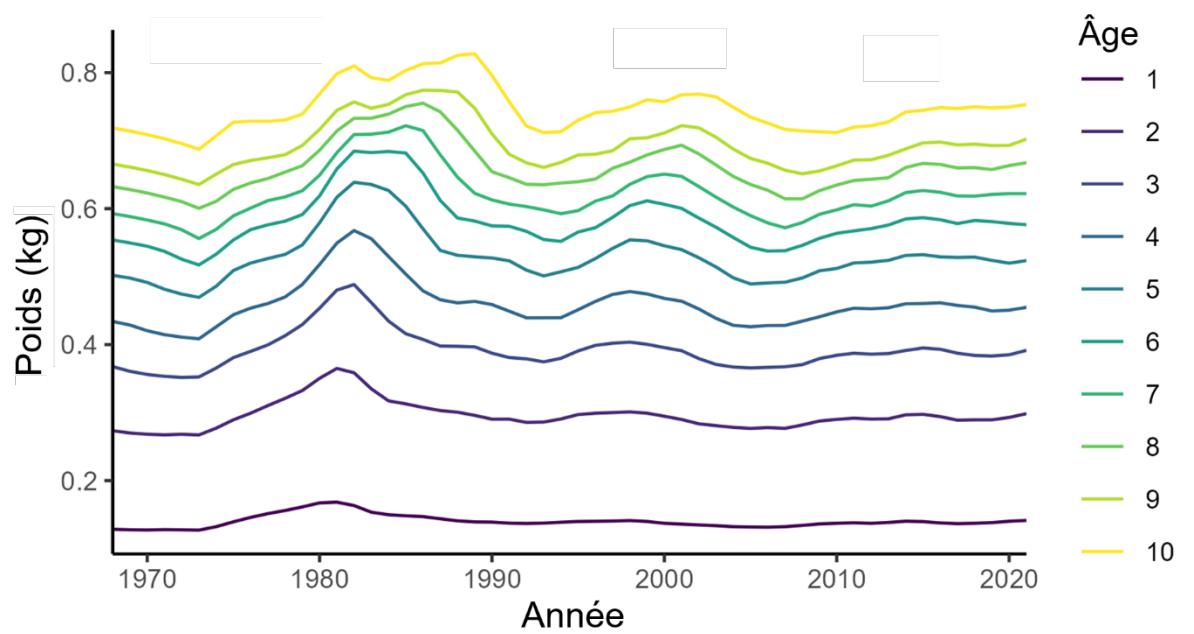


Figure 24. Poids selon l'âge des poissons échantillonnés en juin et en juillet, prédit par le modèle à effets mixtes et utilisé dans l'évaluation. La classe d'âge 10 est un groupe plus.

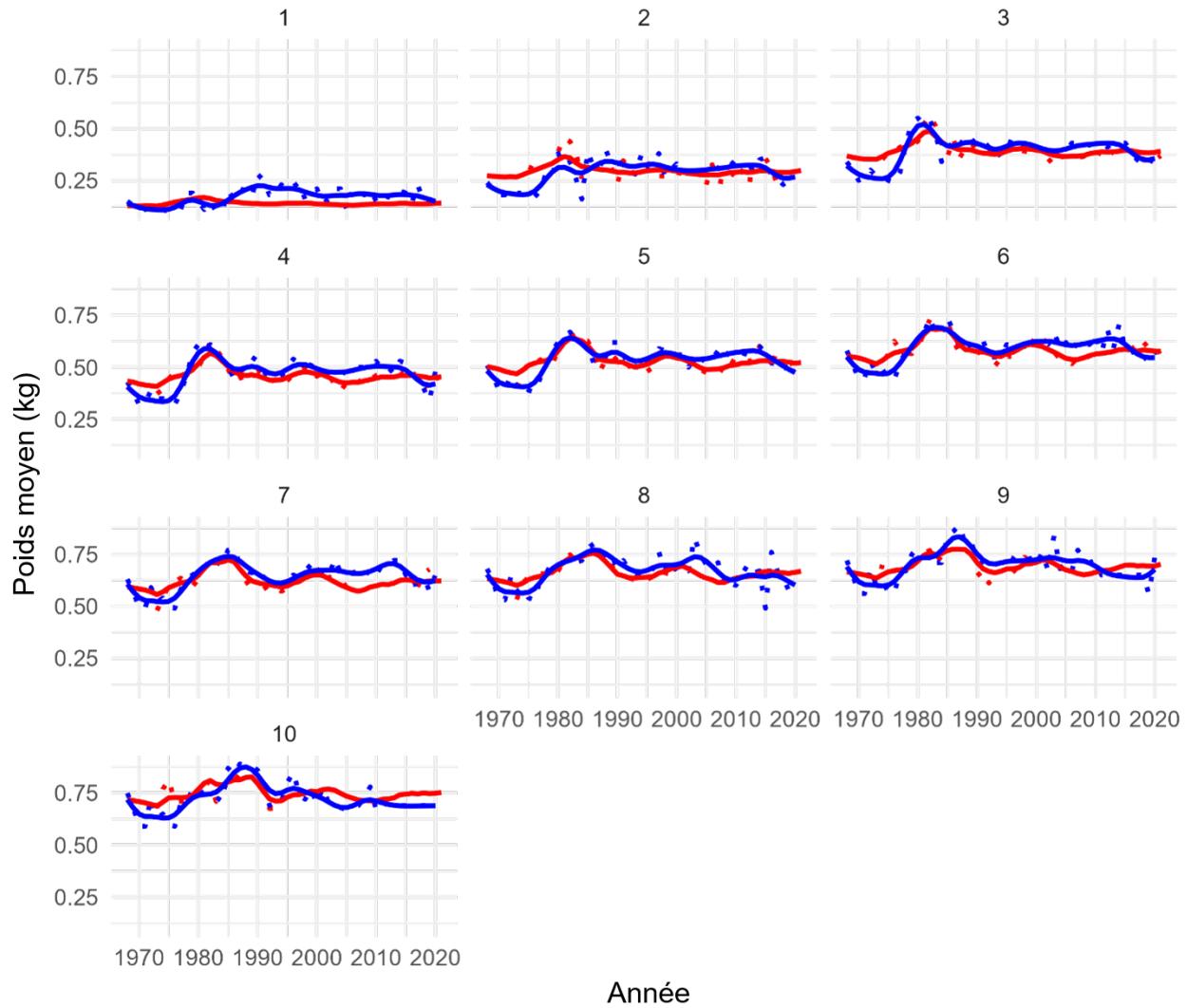


Figure 25. Poids brut (points) et lissé (lignes; en kg) par âge (panneaux) utilisés dans l'évaluation de 2021 (en bleu; Smith et al. 2022) et de 2023 (en rouge). La classe d'âge 10 est un groupe plus.

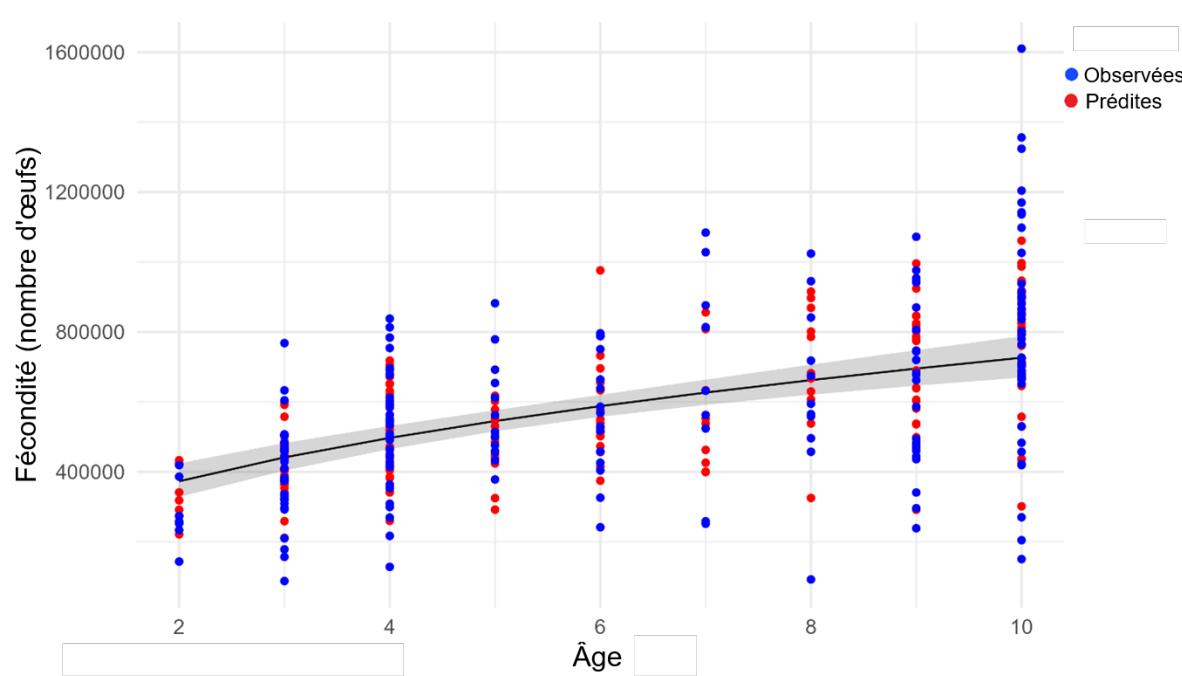


Figure 26. Fécondité par rapport à l'âge (en rouge = prédictions du modèle, en bleu = valeurs observées). La ligne noire et le ruban ombré représentent respectivement la moyenne marginale et les intervalles de confiance à 95 % de cette relation, selon les prévisions de la régression robuste. La classe d'âge 10 est un groupe plus.

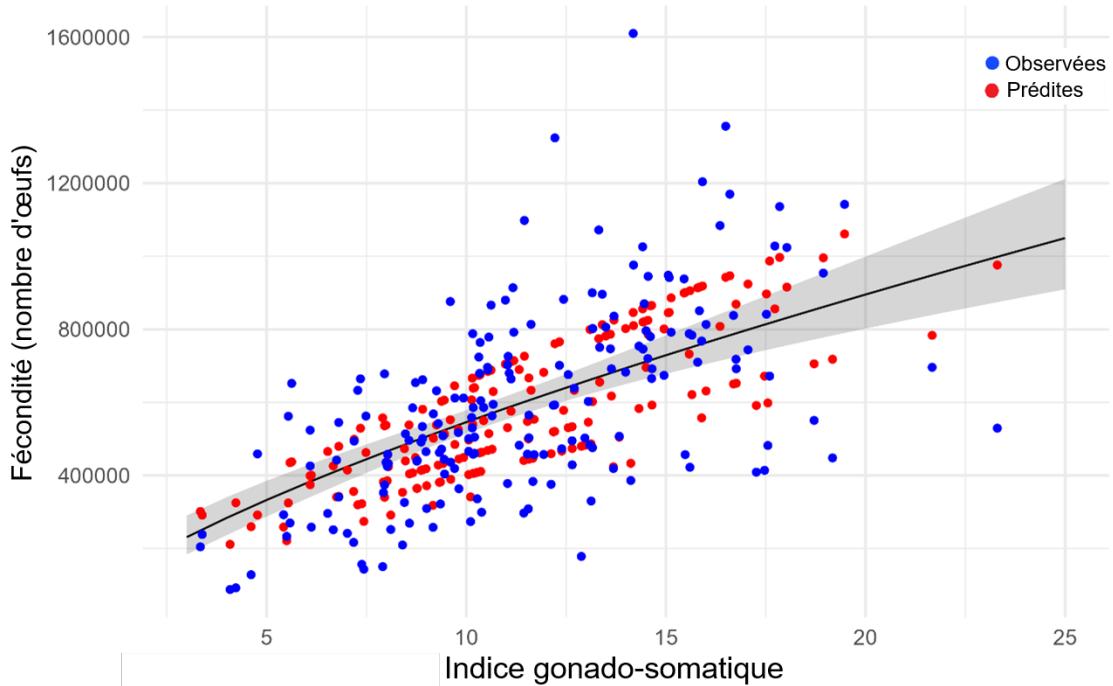


Figure 27. Fécondité par rapport à l'indice gonado-somatique (en rouge = prédictions du modèle, en bleu = valeurs observées). La ligne noire et le ruban ombré représentent respectivement la moyenne marginale et les intervalles de confiance à 95 % de cette relation, selon les prévisions de la régression robuste.

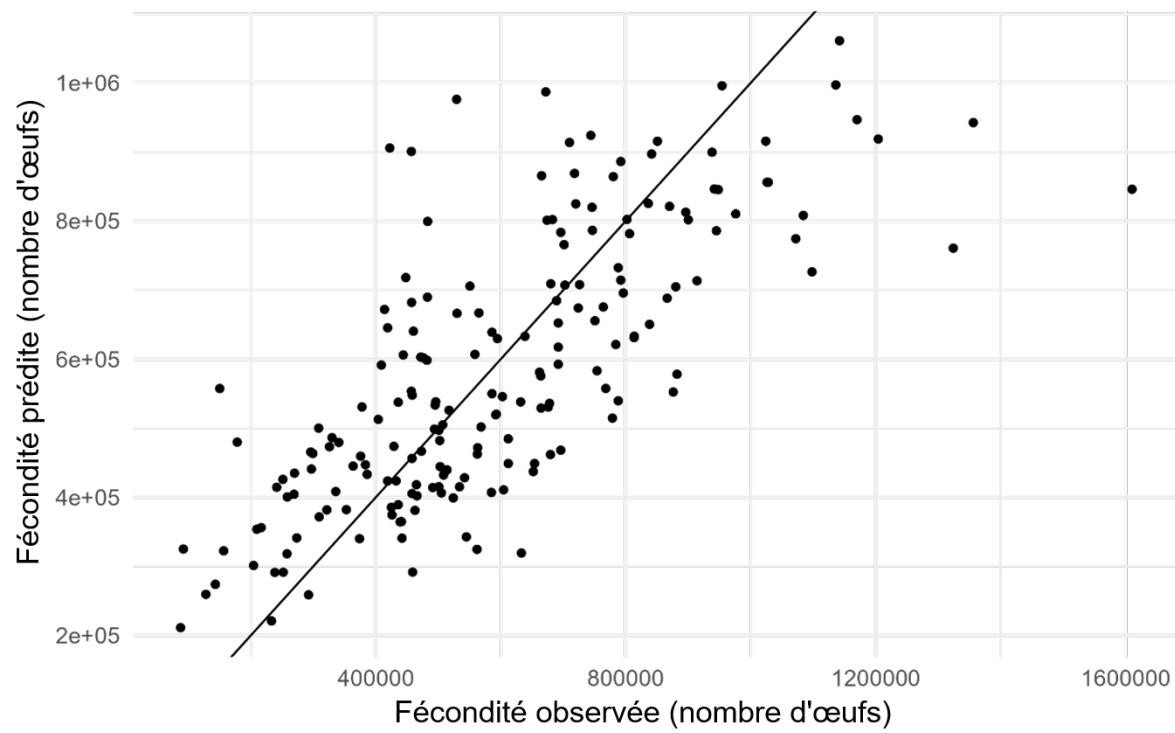


Figure 28. Fécondité prédicté et observée des femelles du stade 5 (données tirées de Pelletier 1986). La ligne représente un ratio de 1:1.

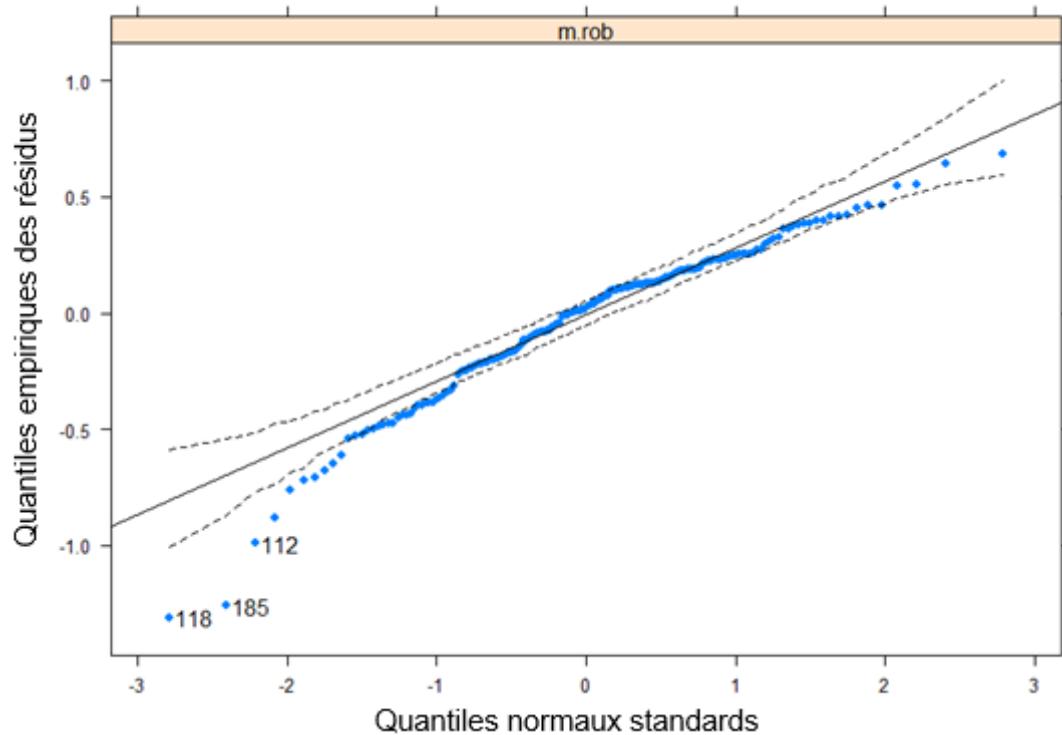


Figure 29. Diagramme de type quantile-quantile (QQ) résultant de la régression linéaire robuste reliant la fécondité des femelles du stade 5 à l'âge et à l'indice gonado-somatique. Les points marqués par des nombres représentent des valeurs de faible fécondité qui ont reçu une pondération moindre dans l'estimation des coefficients de régression.

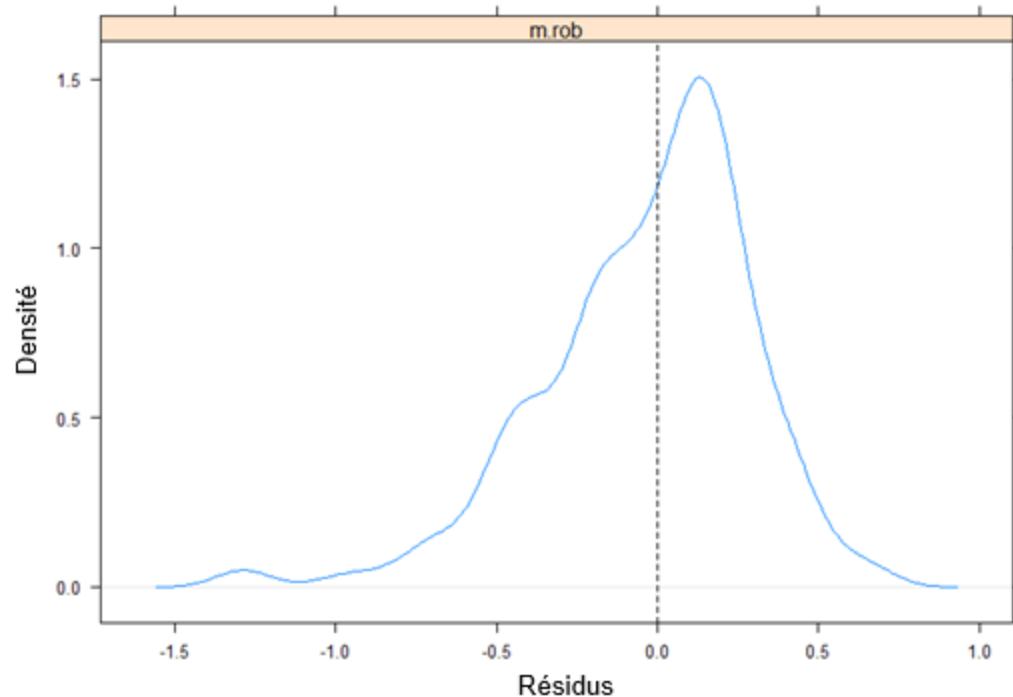


Figure 30. Diagramme de densité de noyau montrant la distribution des résidus standardisés de la régression linéaire robuste qui prédit la fécondité des femelles du stade 5.

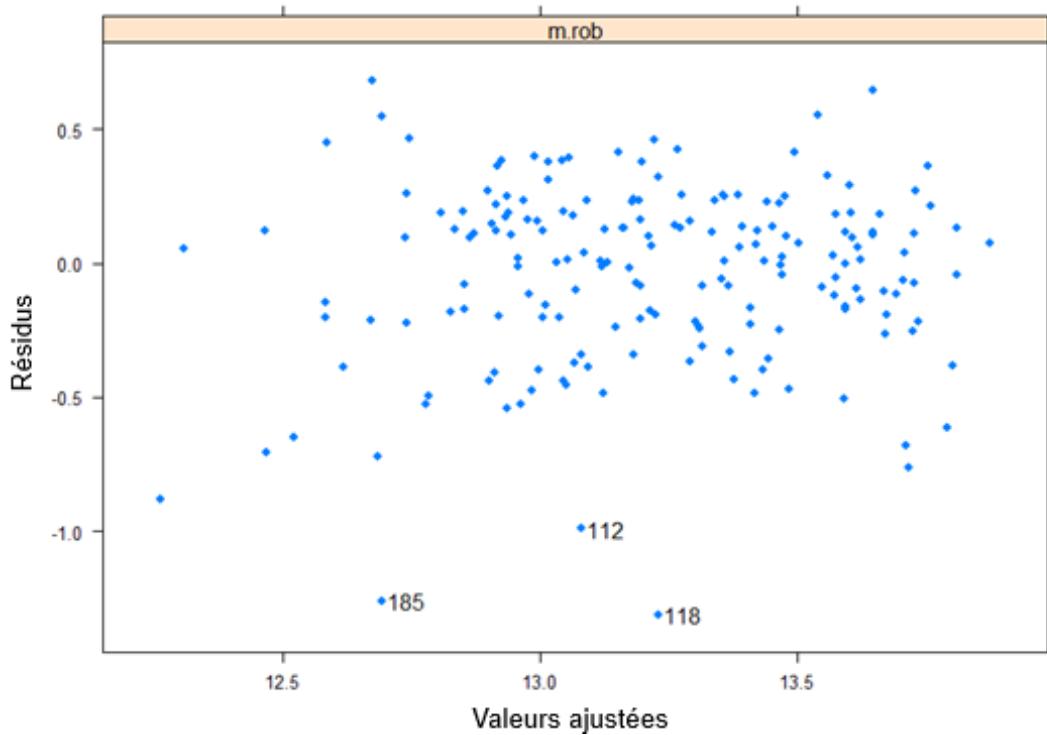


Figure 31. Résidus standardisés par rapport aux valeurs ajustées de la régression linéaire robuste qui prédit la fécondité des femelles du stade 5. Les points marqués par des nombres représentent des valeurs de faible fécondité qui ont reçu une pondération moindre dans l'estimation des coefficients de régression.

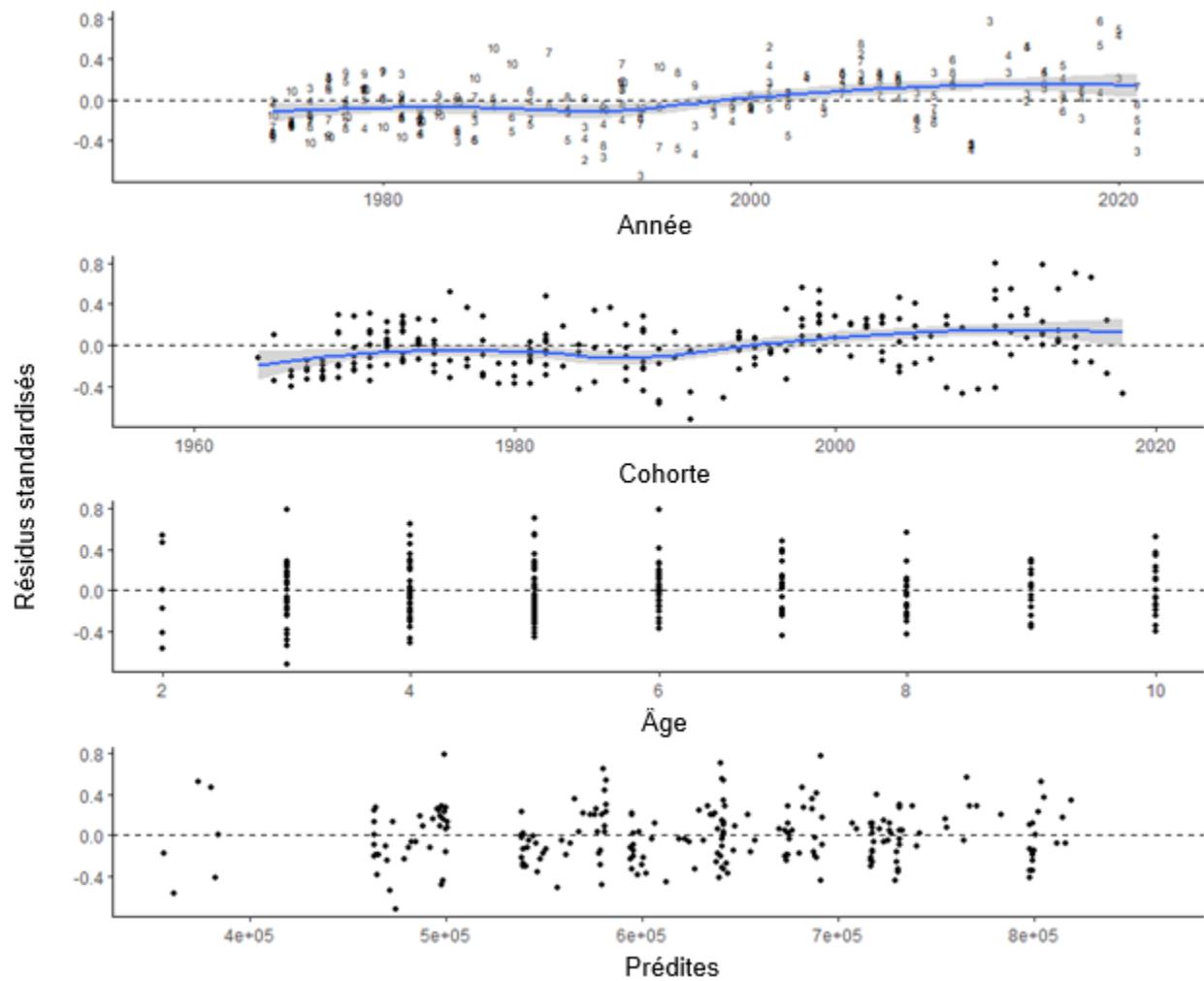


Figure 32. Résidus standardisés du modèle à effets mixtes de la fécondité selon l'âge par rapport à l'année, à la cohorte, à l'âge et aux prévisions. Les lignes bleues sont les lisseurs qui aident à montrer les tendances. La classe d'âge 10 est un groupe plus.

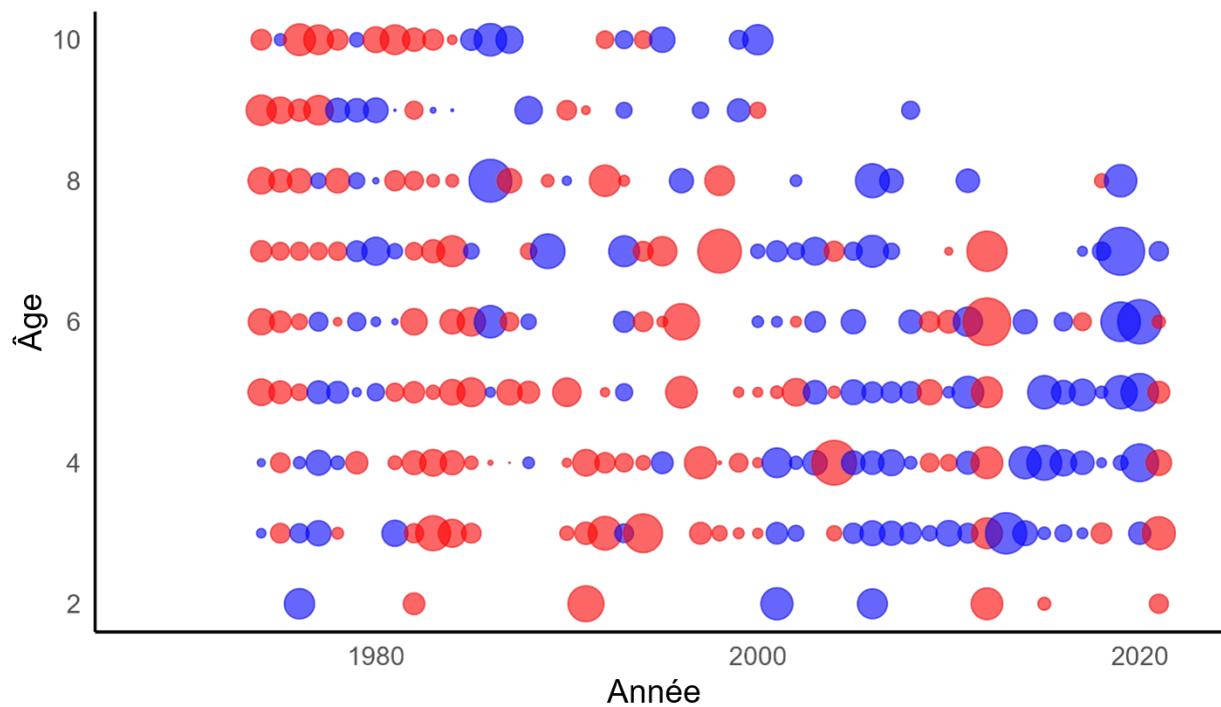


Figure 33. Résidus standardisés du modèle à effets mixtes de fécondité selon l'âge, par année et par âge. La taille des bulles indique la valeur absolue du résidu, et la couleur montre s'il est positif ou négatif (rouge : +; bleu : -). La classe d'âge 10 est un groupe plus.

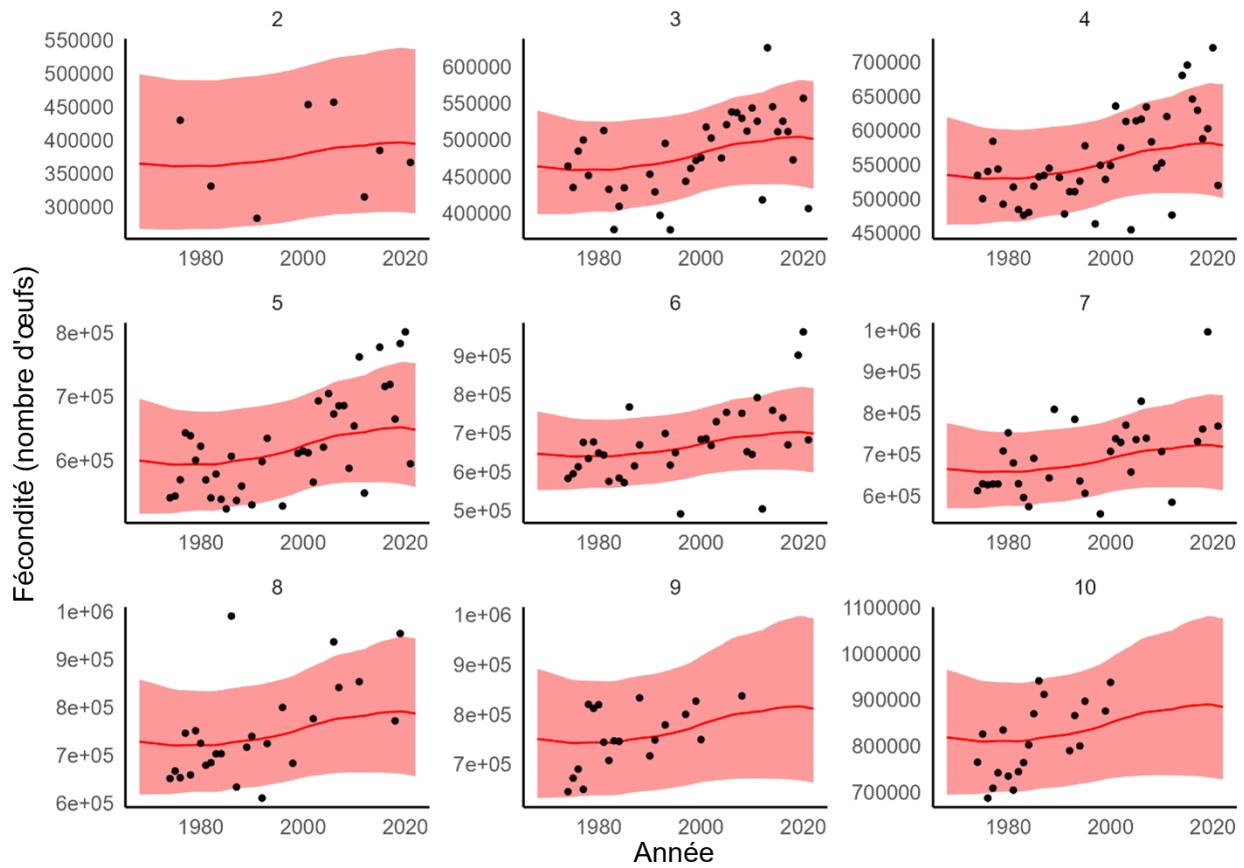


Figure 34. Fécondité selon l'âge observée (points; en noir) et prédictive (lignes; en rouge) de mai à juillet. Les rubans (en rouge) indiquent l'intervalle de confiance à 95 %. La classe d'âge 10 est un groupe plus.

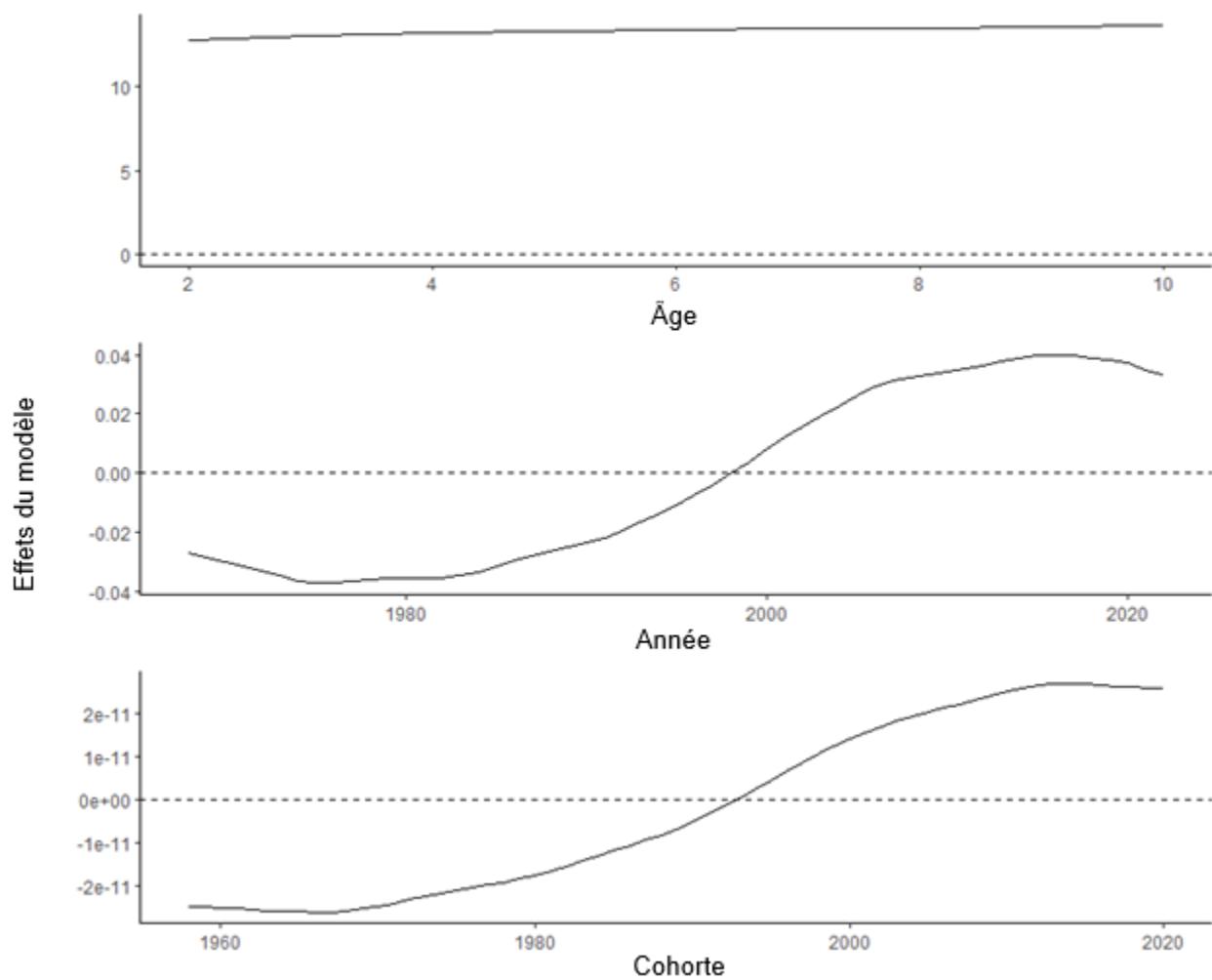


Figure 35. Estimation de l'ampleur des effets de l'âge, de l'année et de la cohorte dans le modèle à effets mixtes utilisé pour prédire la fécondité selon l'âge. La classe d'âge 10 est un groupe plus.

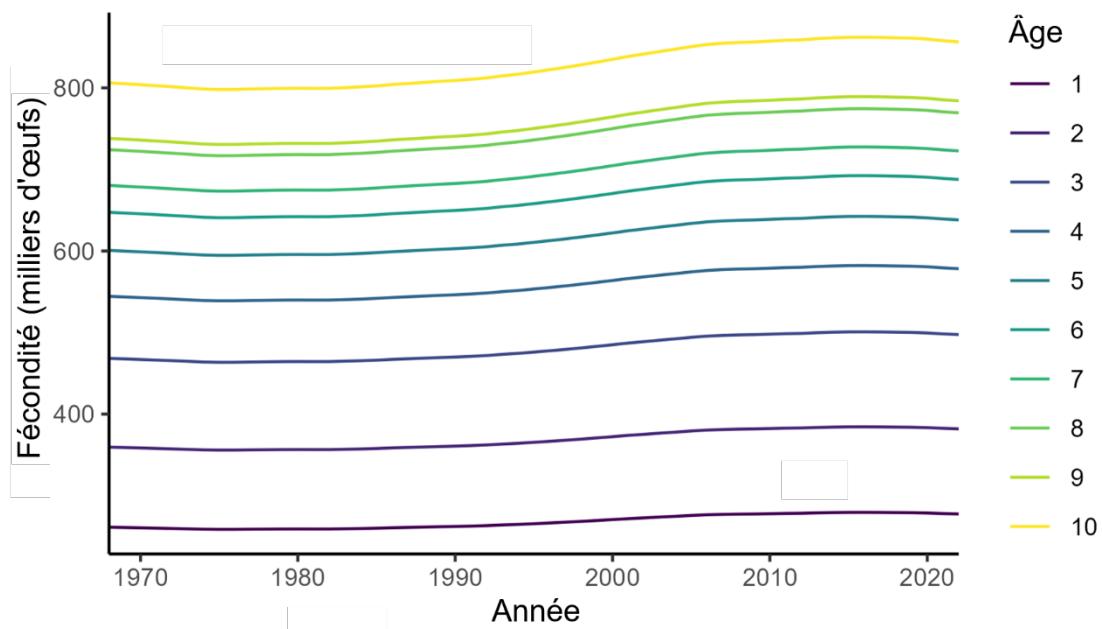


Figure 36. Fécondité selon l'âge des poissons échantillonnés de mai à juillet, prédict par le modèle à effets mixtes et utilisée dans l'évaluation. La classe d'âge 10 est un groupe plus.

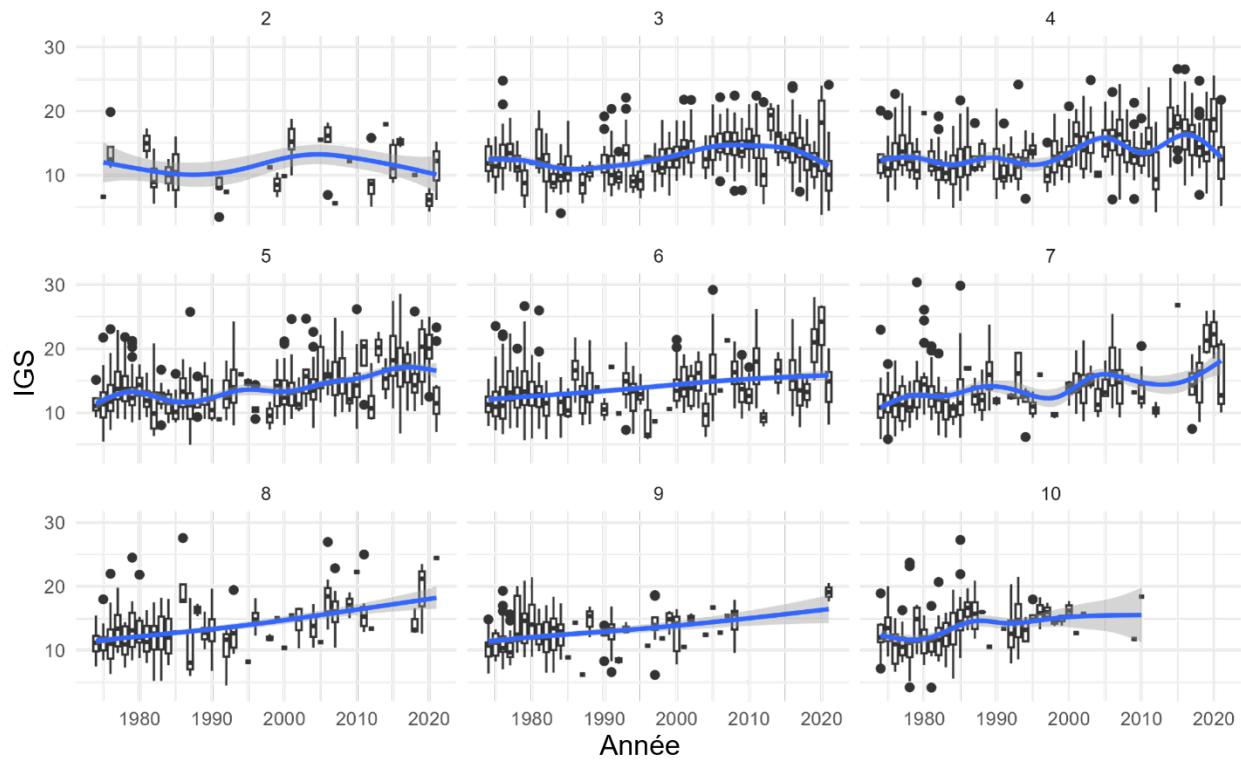


Figure 37. Évolution (de 1973 à 2021) de l'indice gonado-somatique (IGS) des femelles du stade 5 dans la pêche commerciale, de mai à juillet, par âge (facettes; de 2 à 10). Moyenne conditionnelle lissée fondée sur un modèle additif généralisé (GAM) tracée (en bleu) pour aider à visualiser les tendances. La classe d'âge 10 est un groupe plus.

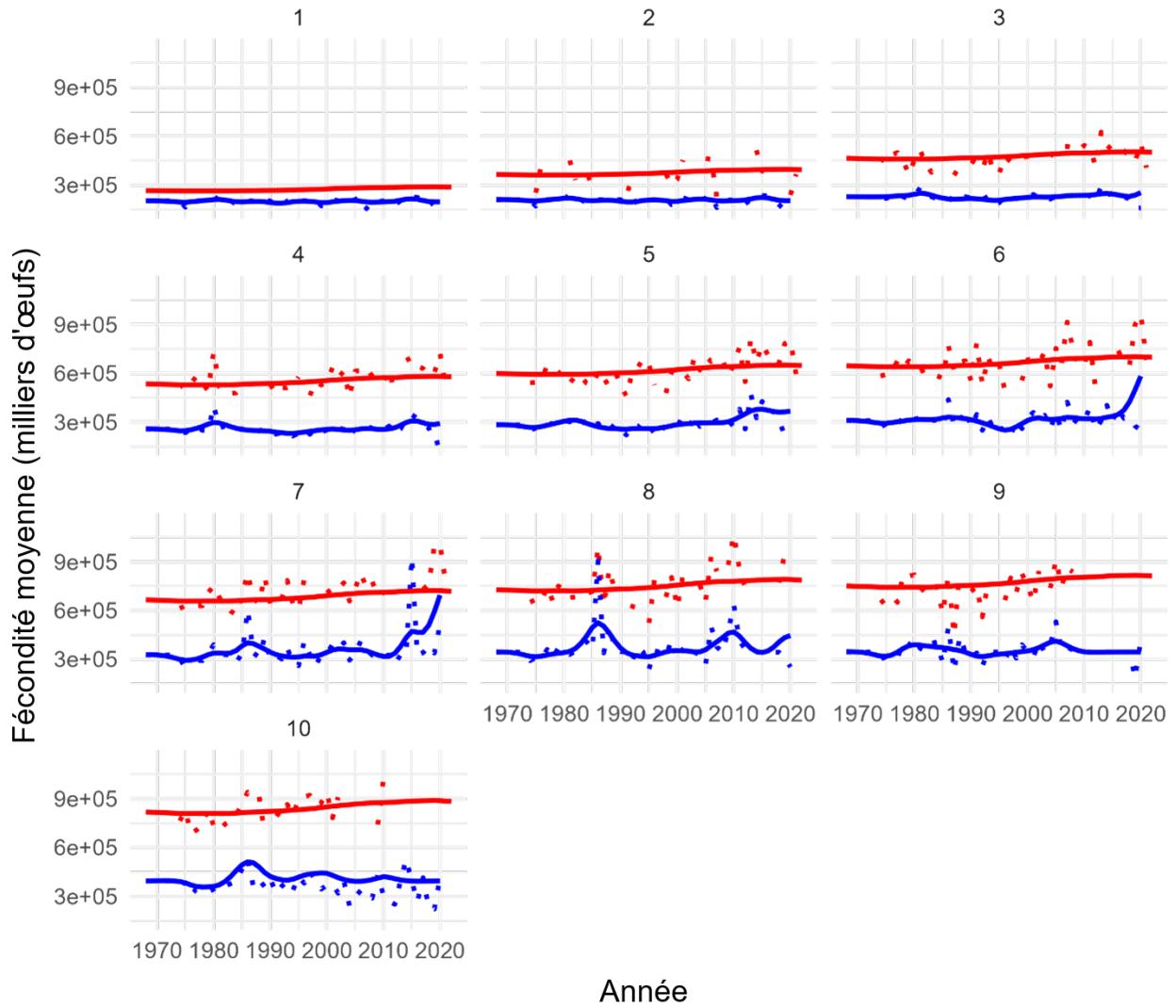


Figure 38. Fécondité brute (points) et lissée (lignes; en kg) par âge (panneaux) utilisées dans l'évaluation de 2021 (en bleu; Smith et al. 2022) et de 2023 (en rouge). La classe d'âge 10 est un groupe plus.