



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 2024/037**

**Région du Québec**

# **Résultats des relevés d'œufs de maquereau (*Scomber scombrus* L.) dans le sud du golfe Saint-Laurent de 1979 à 2022**

Caroline Lehoux, Elisabeth Van Beveren, Stéphane Plourde

Pêches et Océans Canada  
Institut Maurice-Lamontagne  
850, Route de la Mer  
Mont-Joli, Québec Canada 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/>  
[csas-sccs@dfo-mpo.gc.ca](mailto:csas-sccs@dfo-mpo.gc.ca)



© Sa Majesté le Roi du chef du Canada, représenté par le ministre du  
ministère des Pêches et des Océans, 2024

ISSN 2292-4272

ISBN 978-0-660-71963-4 N° cat. Fs70-5/2024-037F-PDF

### La présente publication doit être citée comme suit :

Lehoux, C., Van Beveren, E., et Plourde, S. 2024. Résultats des relevés d'œufs de maquereau (*Scomber scombrus* L.) dans le sud du golfe Saint-Laurent de 1979 à 2022. Secr. can. des avis sci. du MPO. Doc. de rech. 2024/037. v + 49 p.

### **Also available in English :**

*Lehoux, C., Van Beveren, E., and Plourde, S. 2024. Results of the Mackerel (Scomber scombrus L.) Egg Surveys Conducted in the Southern Gulf of St Lawrence from 1979 to 2022. DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2024/037. v + 47 p.*

---

---

## TABLE DES MATIÈRES

RÉSUMÉ.....	v
1. INTRODUCTION .....	1
2. MATÉRIEL ET MÉTHODES .....	2
2.1. ÉCHANTILLONNAGE EN MER.....	2
2.2. ANALYSES DE LABORATOIRE.....	2
2.3. ESTIMATION DE L'INDICE DE LA PTO.....	2
2.3.1. CALCUL DE LA DENSITÉ DES ŒUFS ( $N * M^{-2}$ ) PAR STATION .....	3
2.3.1.1. Analyse de sensibilité : volume d'eau filtré .....	3
2.3.1.2. Analyse de sensibilité : profondeur maximale échantillonnée.....	4
2.4. CALCUL DE LA PRODUCTION QUOTIDIENNE D'ŒUFS ( $N * M^{-2} * JOUR^{-1}$ ) PAR STATION.....	4
2.4.1. Analyse de sensibilité : développement des œufs .....	5
2.5. CALCUL DE LA PRODUCTION QUOTIDIENNE MOYENNE D'ŒUFS ( $N * M^{-2} * JOUR^{-1}$ ) SUR TOUTE LA ZONE ÉCHANTILLONNÉE.....	5
2.5.1. Validation .....	7
2.5.2. Analyse de sensibilité : grille prédite .....	7
2.6. CALCUL DE LA PROPORTION D'ŒUFS PONDUS QUOTIDIENNEMENT .....	7
2.6.1. Validation .....	9
2.7. CALCUL DE LA PRODUCTION TOTALE D'ŒUFS .....	9
2.7.1. Analyse de sensibilité : moment du relevé.....	9
2.7.2. Analyse de sensibilité : station $S_{y,d=x}$ .....	9
3. RÉSULTATS.....	10
3.1. PRODUCTION QUOTIDIENNE D'ŒUFS ( $N * M^{-2}$ ).....	10
3.2. PROPORTION D'ŒUFS PONDUS QUOTIDIENNEMENT .....	10
3.3. PRODUCTION ANNUELLE TOTALE D'ŒUFS .....	12
3.3.1. Analyses de sensibilité.....	12
3.3.1.1. Volume d'eau filtré .....	12
3.3.1.2. Profondeur maximale échantillonnée.....	12
3.3.1.3. Développement des œufs .....	12
3.3.1.4. Grille prédite.....	13
3.3.1.5. Moment du relevé .....	13
3.3.1.6. Station $S_{y,d=x}$ .....	13
4. DISCUSSION.....	13
5. RÉFÉRENCES CITÉES .....	15
6. REMERCIEMENTS .....	18
7. TABLEAUX .....	19

---

8. FIGURES .....	22
ANNEXE 1 - SENSIBILITÉ .....	34
ANNEXE 2 - R-INLA .....	39
ANNEXE 3 - PONTE.....	44

---

## RÉSUMÉ

La production totale d'œufs (PTO) du maquereau dans le sud du golfe du Saint-Laurent est un indicateur principal de l'état du stock, car elle est liée à la biomasse du stock reproducteur par l'entremise de la composition et la fécondité du stock. Nous avons revu les calculs de la PTO afin d'accroître la reproductibilité, d'intégrer des améliorations méthodologiques, d'évaluer la robustesse statistique des résultats à l'égard de diverses hypothèses et incertitudes des paramètres, et d'élaborer des indicateurs quantitatifs du biais. L'indice révisé était très semblable à l'indice présenté lors de l'évaluation de 2021, mais il a permis d'obtenir une meilleure performance dans une année où moins d'échantillons avaient été récoltés. Les analyses de sensibilité suggèrent que la série chronologique de la PTO est robuste par rapport à une variété d'hypothèses et d'incertitudes. Les valeurs pour les années d'échantillonnage 1991 et 1999 ont été désignées comme étant potentiellement biaisées en fonction des indicateurs de biais présentés dans le présent document, et ont donc été exclues de l'évaluation. Il n'y avait aucune preuve de biais pour les années 2006, 2017 et 2019, lorsque les œufs ont été échantillonnés en dehors de la période de fraie maximale (lorsque 70 % de la fraie avait eu lieu ces années-là). La fermeture de la pêche en 2022 et le manque connexe d'échantillons prélevés sur des adultes au début de la saison de fraie ont entraîné une incertitude relativement plus élevée à l'égard de la valeur de l'indice de cette année, mais encore une fois sans indication de biais. L'indice révisé présenté ici a été utilisé dans l'évaluation du stock de 2023, car il a surpassé la méthode utilisée précédemment.

---

## 1. INTRODUCTION

Une pierre angulaire de l'évaluation du contingent nord du maquereau (*Scomber scombrus*) de l'Atlantique Ouest est le relevé annuel des œufs mené en juin, qui couvre la principale frayère de l'espèce dans le sud du golfe du Saint-Laurent (sGSL; Van Beveren *et al.* 2023a). Les relevés des œufs peuvent fournir des indices fiables de la tendance du stock, car les densités d'œufs observées sont directement liées à l'abondance du stock par l'entremise des estimations de la fécondité (Bernal *et al.* 2012). En raison de l'importance de l'indice de la production totale d'œufs (PTO) pour l'évaluation du stock de maquereau, il est essentiel d'évaluer les sources potentielles de biais et de bien comprendre les incertitudes. Les objectifs de ce document de recherche sont donc de présenter un cadre plus transparent et plus reproductible pour calculer l'indice de la PTO et d'effectuer une gamme d'analyses de sensibilité pour évaluer la robustesse de l'indice par rapport à ses diverses hypothèses et incertitudes.

Le relevé des œufs de maquereau du sGSL a été réalisé pour la première fois en 1979 à l'aide du protocole normalisé encore appliqué aujourd'hui, après de nombreuses années de tentatives formatives (Lett et Marshall 1978; Maguire 1979a). D'après les densités d'œufs observées et les données sur la température, un indice de la biomasse du stock reproducteur (BSR) relative a été calculé pour chaque évaluation du stock menée depuis 1979 (p. ex. Maguire 1979b; Ouellet 1987). L'approche statistique appliquée a toutefois évolué. Par exemple, D'Amours et Grégoire (1992) ont proposé une correction analytique pour le suréchantillonnage des œufs de maquereau à la surface, lorsque le filet est remorqué pendant plus longtemps que la durée prévue pour un trait normalisé. Bien que cette correction ait été incluse dans les évaluations subséquentes (Grégoire et Lévesque 1994), elle a été abandonnée par la suite. De même, pour certaines années, mais pas toutes, un taux instantané de mortalité naturelle a été utilisé dans l'estimation du nombre d'œufs pondus initialement (Grégoire et Lévesque 1994). Différentes équations ont également été appliquées pour estimer le temps d'incubation, et donc la probabilité d'observer les œufs du stade 1, en fonction de la température. Diverses approches spatiales ont servi à extrapoler les valeurs manquantes ou à faire des prédictions sur une grille plus fine couvrant le sGSL (p. ex. Grégoire et Lévesque 1994 par rapport à Doniol-Valcroze *et al.* 2019). Étant donné que de nouvelles estimations sont habituellement utilisées pour prolonger la série existante, on ne comprend pas bien comment chaque point de données de la série chronologique a été obtenu ou comment des choix méthodologiques précis ont influé sur les résultats. Depuis l'évaluation de la stratégie de gestion de 2019 (Van Beveren *et al.* 2020), le modèle d'évaluation pour le maquereau a été calibré directement avec un indice plus élémentaire de la PTO plutôt qu'avec la BSR établie. Dans cette application, la PTO a été rétrocalculée à partir de l'indice de la BSR accessible plutôt que d'être estimée à partir des données accessibles.

Les données brutes des relevés des œufs (1982 à 2022) ont récemment fait l'objet d'un contrôle de la qualité et ont été stockées dans une grande base de données. Nous nous appuyons sur cet effort pour estimer une série chronologique cohérente de la PTO et évaluer comment des choix méthodologiques particuliers pourraient influencer sur notre perception de la PTO. Les méthodes et les résultats ont été examinés et utilisés dans l'évaluation du stock de 2023.

---

## 2. MATÉRIEL ET MÉTHODES

### 2.1. ÉCHANTILLONNAGE EN MER

Depuis 1979, 66 stations sont échantillonnées près d'une fois par année dans le sGSL (figure 1 et tableau 1). Le relevé n'a pas été réalisé en 1995 et en 1997 (restrictions budgétaires) ainsi qu'en 2020 (pandémie de COVID-19). Les données des relevés de 1980 à 1982 n'ont jamais été archivées et ne peuvent donc pas être analysées. De plus, les données du relevé de 1982 comportaient des problèmes liés au protocole et n'ont jamais été utilisées. Ces années n'ont pas été incluses dans les analyses, une décision qui est conforme aux pratiques antérieures.

Les relevés visent à échantillonner chacune des 66 stations au moins une fois en juin, lorsque l'activité de fraie est historiquement la plus élevée. Les œufs et les larves de maquereau sont recueillis à l'aide d'un filet Bongo de 0,6 m de diamètre équipé de filets dont la taille des mailles est de 333 µm. Un débitmètre General Oceanics<sup>MC</sup> est fixé près de l'ouverture de chaque filet pour mesurer le volume d'eau filtré. Les traits de chalut, qui durent environ 10 minutes chacun, suivent un profil en dents de scie entre la surface et une profondeur maximale de 50 m, ou jusqu'à 5 m du fond pour les stations moins profondes. Depuis 2013, le profil des traits, le volume d'eau filtré et la position des filets dans la colonne d'eau sont surveillés en temps réel à l'aide d'un appareil électronique (BIONET<sup>MC</sup>) fixé au cadre du filet Bongo. Un instrument de mesure de la conductivité, de la température et de la profondeur (CTD; Sea-Bird SBE-19) également fixé au cadre fournit les profils de température et de salinité pour la partie échantillonnée de la colonne d'eau. De retour sur le pont, les filets sont suspendus et rincés à l'eau de mer. Les échantillons de plancton provenant de l'un des deux filets, par défaut du côté bâbord, sont conservés dans du formol à 4 ou 5 %.

### 2.2. ANALYSES DE LABORATOIRE

Le tri des œufs et des larves de maquereau est effectué à l'Institut Maurice-Lamontagne (Pêches et Océans Canada, Mont-Joli). Les échantillons sont fractionnés selon la méthode des béciers de van Guelpen et ses collaborateurs (1982). Les critères d'identification des œufs et des larves de maquereau (et d'autres espèces de poissons rencontrées) sont tirés de Fritzsche (1978), Elliott et Jimenez (1981) et Fahay (1983, 2007). Les œufs de maquereau sont triés et comptés par stade de développement (Girard 2000).

### 2.3. ESTIMATION DE L'INDICE DE LA PTO

Les données sur le nombre d'œufs par stade de développement, station d'échantillonnage et année sont extraites de la base de données BioChem (Devine *et al.* 2014). La densité des œufs est généralement plus élevée dans les 10 mètres supérieurs de la colonne d'eau, au-dessus de la thermocline (Ware et Lambert 1985; Grégoire *et al.* 1995). La température moyenne fondée sur le profil CTD correspondant est déterminée pour les 10 mètres supérieurs de la colonne d'eau (0 à 10 m) et fournie par les gestionnaires de données (Institut Maurice-Lamontagne, MPO). Les évaluations précédentes utilisaient les noms ou les positions des stations pour attribuer la température à un trait de filet Bongo. Pour l'évaluation de 2023, nous avons attribué le profil CTD aux traits de filet Bongo pour tous les relevés en nous fondant uniquement sur la position afin de veiller à ce qu'aucune erreur ne soit introduite en raison d'éventuelles incohérences passées et futures dans l'identification des stations. Chaque trait de filet Bongo était associé au profil de CTD le plus proche dans l'espace (à moins de 40 km ou à la première station voisine) et dans le temps (dans les 24 heures) des traits de filet Bongo. Lorsqu'il n'y avait pas de profil de CTD accessible dans la région, nous avons plutôt utilisé la température moyenne dans la strate spatiale correspondante, telle que définie par Ouellet (1987), comme dans les évaluations précédentes du stock.

---

Nous présentons ci-dessous une description étape par étape de l'algorithme utilisé pour estimer l'indice de la PTO. Pour chaque étape, nous fournissons les détails statistiques, notons les différences avec les approches précédentes et effectuons les principales analyses de sensibilité. Les scripts R pour chaque étape sont accessibles sur [Github](#).

### 2.3.1. CALCUL DE LA DENSITÉ DES ŒUFS (N \* M<sup>-2</sup>) PAR STATION

Pour chaque station, les nombres d'œufs au stade 1 (N1, œufs nouvellement pondus) et au stade 5 (N5, principalement des œufs au stade 1 cassés, morts ou non fécondés) ont été convertis en densités (DO, nombre \* m<sup>-2</sup>) en tenant compte de la fraction triée (F), du volume d'eau filtré (V, m<sup>3</sup>) et de la profondeur maximale échantillonnée (Z, m) pour chaque station s et année y :

$$DO_{s,y} = \frac{N1_{s,y} + N5_{s,y}}{V_{s,y}} * Z_{s,y} \quad (2,3,1)$$

L'équation ci-dessus a toujours été appliquée comme première étape du calcul de l'indice des œufs (Grégoire *et al.* 2013).

L'inclusion des œufs des stades 1 et 5 est fondée sur Maguire (1981) et correspond à l'approche américaine d'estimation de la production d'œufs (Richardson *et al.* 2020). L'inclusion des œufs des stades 2 à 4 réduirait le rapport signal-bruit, car le temps d'incubation et surtout la mortalité après la fraie à ces stades sont plus incertains que pour les œufs nouvellement pondus.

L'erreur d'observation associée aux nombres d'œufs pourrait théoriquement être estimée au moyen de mesures répétées. Toutefois, il n'y a que neuf stations où les échantillons prélevés par filet Bongo à bâbord et à tribord ont été analysés, et l'erreur d'observation n'a donc pas pu être estimée. Par ailleurs, une station a été échantillonnée 30 fois de suite en 1994. Les densités mesurées étaient faibles et on ne sait toujours pas si le coefficient de variation entre ces mesures est une mesure adéquate de l'exactitude de l'estimation de la densité des œufs et s'il s'applique à d'autres stations.

La fraction triée de l'échantillon peut être établie avec précision. Depuis 2013, l'utilisation d'équipement électronique pour enregistrer la position du filet et le volume d'eau en temps réel a également réduit le risque d'erreurs pour ce qui est du volume d'eau filtré et de la profondeur maximale échantillonnée. Compte tenu de l'inexactitude probablement plus élevée des deux variables avant 2013, et de l'incidence directe que tout biais dans ces paramètres peut avoir sur les estimations de la production d'œufs, nous avons élaboré des critères pour déterminer les valeurs potentiellement erronées. La sensibilité de l'indice à ces observations aberrantes a été évaluée de façon analytique (voir les analyses de sensibilité 2.3.1.1 et 2.3.1.2).

De plus, les erreurs quant au volume d'eau filtré ou les signes d'obstruction des filets peuvent être détectés à partir de la relation avec la durée du trait. Deux stations montraient un volume d'eau filtré élevé, pour une durée de trait relativement moyenne (figure A.1.1). Les commentaires des gestionnaires de données semblaient indiquer des problèmes pendant l'échantillonnage, et ces deux stations (la station 3.3 du premier passage en 1988 et la station 4.7 en 2022) ont donc été exclues des analyses ultérieures.

#### 2.3.1.1. Analyse de sensibilité : volume d'eau filtré

Selon la relation globale entre la durée du trait et le volume d'eau filtré (figure A.1.1), un trait standard de 10 minutes devrait produire un volume d'eau filtré d'environ 250 m<sup>3</sup> en moyenne. De nombreux échantillons dont le volume d'eau est inférieur à 80 m<sup>3</sup> ont été désignés comme



---

révélant une obstruction du filet dans la base de données. Nous avons donc établi subjectivement qu'il fallait filtrer au moins 80 m<sup>3</sup>, soit un tiers du volume prévu, pour obtenir un niveau de précision souhaitable. Tous les échantillons dont le volume d'eau était inférieur à ce seuil ont été considérés comme des observations aberrantes et ont été retirés. Nous avons également supprimé quatre points de données supplémentaires ayant une longue durée de trait pour un volume filtré relativement faible, car cela indique un blocage ou une erreur dans le volume filtré enregistré. Nous avons ensuite attribué toutes les valeurs supprimées à l'aide d'un modèle spatial (voir les détails à la section 2.5) afin d'évaluer leur incidence sur l'indice des œufs.

### **2.3.1.2. Analyse de sensibilité : profondeur maximale échantillonnée**

La profondeur maximale visée est de 50 m ou de 5 m au-dessus du fond dans des eaux moins profondes. La profondeur maximale de l'instrument de mesure de CTD fixé au filet Bongo a été utilisée pour la plupart des années entre 2002 et 2012, et la profondeur maximale enregistrée par l'appareil BIONET est utilisée depuis 2013. Toutefois, les profondeurs échantillonnées étaient probablement moins précises avant 2002 dans de rares conditions d'échantillonnage sous-optimales, en raison de l'utilisation d'équipement moins avancé sur le plan technologique.

Les traits de filet Bongo dont la profondeur dépasse la profondeur cible ne devraient pas être une source de biais. Les œufs de maquereau sont concentrés dans les 10 premiers mètres de la colonne d'eau, et les densités diminuent de façon exponentielle avec la profondeur (Ware et Lambert 1985; Grégoire *et al.* 1995). Il ne devrait pas y avoir de densités d'œufs en deçà de 50 m, ou seulement de très faibles. Si nous supposons raisonnablement qu'aucun œuf n'est présent en deçà de 50 m, un suréchantillonnage à ces profondeurs aboutirait aux mêmes densités d'œufs estimées (nombre d'œufs par mètre carré). Autrement dit, l'équation 2.3.1 implique que, en deçà de 50 m, toute profondeur supplémentaire serait annulée par une augmentation proportionnelle du volume. Cependant, un échantillonnage en deçà de 50 m permet de passer proportionnellement moins de temps à échantillonner les profondeurs ciblées, ce qui, pour une durée de trait fixe, devrait donner lieu à une détermination moins exacte de la densité locale des œufs (c.-à-d. que cela équivaut à un volume filtré plus faible).

Les traits de filet Bongo qui n'atteignaient pas la profondeur cible pourraient introduire un certain biais si des changements de densité d'œufs étaient présents entre la profondeur atteinte et la profondeur cible. Étant donné que toutes les stations sauf une seule (9,65 m) couvraient au moins les 10 m supérieurs, où les densités d'œufs devraient être les plus élevées, le biais associé à la profondeur d'échantillonnage devrait être faible.

Pour évaluer l'effet de profondeurs échantillonnées maximales imprécises, nous avons supprimé les observations aberrantes dans une nouvelle analyse de sensibilité (figure A.1.2 et figure A.1.3). Pour chaque station, un intervalle de confiance à 99,9 % pour la profondeur (moyenne  $\pm$  3,291 \* écart-type) a été estimé de 2002 à 2022 (années avec des profondeurs maximales échantillonnées relativement précises). Les stations (1979 à 2022) dont la profondeur maximale échantillonnée se situait à l'extérieur de cette fourchette et à au moins 10 m de la profondeur ciblée ont été considérées comme des observations aberrantes (si des œufs étaient présents, les zéros étant considérés comme robustes). Les valeurs supprimées ont de nouveau été attribuées à l'aide d'un modèle spatial.

## **2.4. CALCUL DE LA PRODUCTION QUOTIDIENNE D'ŒUFS ( $N * M^{-2} * JOUR^{-1}$ ) PAR STATION**

Les densités d'œufs propres à la station ( $DO, n * m^{-2}$ ) ont été converties en estimations de la production quotidienne d'œufs propres à la station ( $PQO, n * m^{-2} * jour^{-1}$ ), en fonction du temps d'incubation local ( $I$ , heures) des œufs :

$$PQO_{s,y} = \frac{DO_{s,y}}{I_{s,y} * 24} \quad (2,4,1)$$

Les temps d'incubation des stades 1 et 5 des œufs dépendent de la température (T, °C, 0 à 10 m) et ont été calculés selon le modèle de Lockwood et ses collaborateurs (1977) pour le maquereau dans l'Atlantique Nord-Est. Ce modèle est décrit comme suit :

$$I_{s,y} = e^{[-1,614 * \ln(T_{s,y}) + 7,759]} \quad (2,4,2)$$

Les étapes ci-dessus, y compris l'équation de Lockwood, sont conformes à celles de Grégoire et ses collaborateurs (2013).

#### 2.4.1. Analyse de sensibilité : développement des œufs

La sensibilité des résultats au temps d'incubation estimé des œufs du stade 1 a été évaluée à l'aide d'une autre équation, fournie par Mendiola et ses collaborateurs (2006) :

$$I_{s,y} = e^{[-1,313 * \ln(T_{s,y}) + 6,902]} \quad (2,4,3)$$

Mendiola et ses collaborateurs (2006) ont incubé des œufs à des densités inférieures à celles de Lockwood et ses collaborateurs (1977) et les ont échantillonnés plus fréquemment (figure A.1.4). Les deux études ont été menées dans l'Atlantique Nord-Est. D'autres études faisant état des temps d'incubation des œufs de maquereau en fonction de la température (Lanctot 1980, Worley 1933) portaient sur la période allant jusqu'à l'éclosion plutôt que jusqu'à la fin du stade de développement 1, et ne sont donc pas pertinentes.

### 2.5. CALCUL DE LA PRODUCTION QUOTIDIENNE MOYENNE D'ŒUFS (N \* M<sup>-2</sup> \* JOUR<sup>-1</sup>) SUR TOUTE LA ZONE ÉCHANTILLONNÉE

Les valeurs de la production quotidienne d'œufs (PQO) doivent être accessibles pour les 66 stations afin d'estimer la production quotidienne moyenne d'œufs sur l'ensemble de la zone de façon uniforme au fil du temps. Toutefois, dans 34 des 38 années de relevé, toutes les stations n'ont pas pu être visitées (problèmes techniques, contraintes de temps, etc.) et les valeurs devaient être attribuées. Bien que dans la grande majorité des années (25 sur 34), le nombre de stations non échantillonnées était faible (3 ou moins), il y a eu deux années où ce nombre dépassait 10 (14 stations en 1999 et 13 en 2008). Il convient de noter que lorsque des stations devaient être omises en raison de contraintes de temps, les chefs scientifiques de mission fondaient leur décision sur la répartition historique des œufs et ont choisi d'omettre les stations où les densités d'œufs avaient toujours été les plus faibles. Par conséquent, l'attribution de valeurs à des stations non échantillonnées devrait avoir un effet relativement faible sur l'indice.

La PQO aux stations non échantillonnées a été estimée à l'aide d'un nouveau modèle linéaire généralisé mixte bayésien (MLGM). Ce modèle a permis d'éviter les lacunes associées à la méthode de krigeage appliquée antérieurement (p. ex. incohérences et difficultés d'ajustement des variogrammes annuels, Grégoire et Bourdages 2000). Le nouveau modèle comprenait une station comme effet fixe et un effet spatial aléatoire annuel. La bibliothèque R-INLA (v.22.05.07, Lindgren et Rue 2015) a été utilisée pour calibrer le MLGM, qui utilise une méthode d'équation différentielle partielle stochastique (SPDE) pour estimer le champ spatial aléatoire (Lindgren *et al.* 2011) et l'approximation de Laplace emboîtée intégrée pour l'inférence bayésienne.

La méthode SPDE nécessite la création d'un maillage spatial artificiel, afin que l'autocorrélation spatiale entre les observations puisse être calculée. Les renseignements provenant des variogrammes ajustés par Grégoire et Bourdages (2000) ont été utilisés pour définir la

résolution du maillage obtenu par triangulation autour des emplacements des stations et pour définir les a priori de complexité pénalisée (PC priors). L'étendue moyenne de corrélation spatiale déterminée par Grégoire et Bourdages (2000) était de 150 km. Compte tenu de cette information, le maillage a été construit en utilisant une bordure triangulaire maximale de 30 km (c.-à-d. étendue/5) et de 150 km à l'intérieur et à l'extérieur de la limite, respectivement. Le seuil ou la distance minimale autorisée entre les points, en dessous de laquelle ils ont été remplacés par un seul sommet, était de 15 km (c.-à-d. étendue/10). Le maillage obtenu est présenté à la figure A.2.1. Nous avons spécifié les distributions de probabilité a priori de la complexité pénalisée (Fuglstad *et al.* 2016, Simpson *et al.* 2015) pour l'étendue de corrélation spatiale  $r$  et l'écart-type  $\sigma$  de sorte que  $P(r < 150) = 0,05$  et  $P(\sigma > 1) = 0,05$ .

La PQO a suivi une distribution gamma altérée pour les zéros (ZAG) avec un lien logarithmique :

$$PQO_{s,y} = ZAG(\pi_{s,y}\mu_{s,y}) \quad (2,5,1)$$

$$E(PQO_{s,y}) = \pi_{s,y} \times \mu_{s,y} \quad (2,5,2)$$

$$var(PQO_{s,y}) = \frac{\pi_{s,y} \times r + \pi_{s,y} - \pi_{s,y}^2 \times r}{r} \times \mu_{s,y}^2 \quad (2,5,3)$$

$$logit(\pi_{s,y}) = Station_y + w_y + \varepsilon_{s,y} \quad (2,5,4)$$

$$\log(\mu_{s,y}) = Station_y + w_y + \varepsilon_{s,y} \quad (2,5,5)$$

Dans les équations ci-dessus,  $w$  est le champ gaussien aléatoire avec une structure de covariance de Matérn (champ aléatoire gaussien de Markov; Lindgren *et al.* 2011),  $\pi_{s,y}$  est la probabilité de présence d'œufs à la station  $s$  et l'année  $y$  et a une distribution d'erreurs de Bernoulli, et  $\mu_{s,y}$  est la PQO conditionnelle à la présence d'œufs et a une distribution d'erreur gamma. La station est un facteur qui fournit une référence pour la PQO prédite de chaque station. La structure d'erreur du modèle est ainsi générée en exécutant le modèle deux fois (présence/absence de PQO, éq. 2.5.4; PQO > 0, éq. 2.5.5) puis en combinant les prédictions (éq. 2.5.2).

Le modèle a été ajusté sans structure de corrélation temporelle (AR1) pour l'effet spatial aléatoire. L'effet spatial d'une année est donc indépendant de l'effet spatial de l'année suivante. Le critère d'information de Watanabe-Akaike (WAIC; Watanabe 2010) du modèle proposé était de 9 403 pour le modèle Bernoulli et de 16 686 pour le modèle gamma. Un autre ajustement de modèle qui comprenait une corrélation temporelle entre des années consécutives (avec AR1) a montré un rendement plus faible (WAIC = 11 266 pour Bernoulli et WAIC – 18 167 pour gamma).

Pour chaque station sans valeur associée de PQO, des prédictions ont été faites à l'aide du modèle décrit ci-dessus. La production quotidienne moyenne annuelle d'œufs a ensuite été calculée comme la moyenne de la PQO pour les 66 stations, tant observées que prédites. Toutes les stations se sont vues accorder le même poids, car elles représentent une superficie quasi identique, résultant du plan d'échantillonnage à distance fixe.

$$\overline{PQO}_y = \frac{\sum_{s=1}^{S=66} PQO_{s,y}}{66} \quad (2,5,6)$$

La PQO ( $n \cdot \text{jour}^{-1}$ ) pour l'ensemble du sGSL a été obtenue comme suit :

$$PQO_y = \overline{PQO}_y \times 6,945^{10} \quad (2,5,7)$$

où  $6,945^{10} \text{ m}^2$  est la superficie de l'aire d'étude. Aucune modification n'a été apportée à cette valeur par rapport aux évaluations précédentes (p. ex. Grégoire *et al.* 2013). Étant donné que

---

l'indice du relevé des œufs est relatif et que la superficie de relevé est constante, il n'a aucune incidence sur l'estimation de l'état du stock.

### 2.5.1. Validation

La qualité du modèle a été inspectée visuellement par l'examen des graphiques standards (résidus, valeurs prédites par rapport aux valeurs observées, etc.). Pour valider le rendement prédictif de la méthode R-INLA, un ensemble aléatoire de 10 stations (représentant le nombre de stations non échantillonnées au cours des années de mauvaise couverture) a été retiré pour chaque année où il manquait au plus une station, avant le réajustement du modèle. Les valeurs estimées pour ces stations ont été comparées aux observations au moyen d'une régression linéaire.

### 2.5.2. Analyse de sensibilité : grille prédite

La base de référence présentée ci-dessus utilise une approche fondée uniquement sur un modèle pour prédire la PQO aux stations manquantes. Alternativement, il serait possible de prévoir la PQO à chaque station, avant de déterminer la PQO moyenne sur toute la zone. Cela suppose que les prédictions du modèle comporterait moins d'erreurs que les observations.

## 2.6. CALCUL DE LA PROPORTION D'ŒUFS PONDUS QUOTIDIENNEMENT

La mise à l'échelle de la production quotidienne d'œufs en une production annuelle d'œufs pour le maquereau de l'Atlantique Ouest a toujours été effectuée en estimant la proportion d'œufs pondus au moment du relevé, par rapport à l'ensemble de la saison de fraie. La proportion d'œufs pondus par le stock lors d'un jour donné peut être estimée par la progression de l'indice gonadosomatique (IGS, %), qui a été calculé comme suit :

$$IGS = \frac{\text{Poids des gonades}}{\text{Poids total du poisson}} \times 100 \quad (2,6,1)$$

La diminution relative de l'IGS au fil du temps (et donc du nombre d'œufs pondus) est mieux estimée par un modèle logistique (F. Grégoire MPO, comparaison non publiée de six modèles). Nous avons remplacé le modèle logistique à quatre paramètres utilisé dans les évaluations précédentes (jusqu'en 2021) par une version équivalente à trois paramètres, car un modèle plus parcimonieux avec des paramètres pertinents était préférable. De plus, au lieu d'ajuster un modèle par année (Grégoire *et al.* 2013), un seul modèle mixte qui comprenait toutes les années et un processus AR1 pour toutes les années a été ajusté. Les analyses exploratoires semblaient indiquer que l'intégration explicite de l'autocorrélation temporelle a donné lieu à des ajustements de modèle plus plausibles sur le plan biologique pour les années pauvres en données (voir 2022). Bien que les œufs n'aient pas été échantillonnés en 1995, 1997 et 2020, des échantillons de poisson étaient accessibles et ont donc été utilisés pour informer le modèle logistique. Le modèle logistique suivant a été calibré avec le progiciel *nlme* en R (Pinheiro et Bates 2000, Pinheiro *et al.* 2022) :

$$IGS = \frac{Asym}{1 + e^{\frac{xmid-x}{scal}}} \quad (2,6,2)$$

où *Asym* est le plateau (asymptote) de l'IGS au début de la saison de fraie, *xmid* est le point médian de la fonction sigmoïde et correspond au jour de la fraie maximale, *scal* est le taux d'inclinaison de la courbe déterminant la durée de la saison de fraie et *x* est la date à laquelle chaque échantillon a été prélevé. Les valeurs de départ ont été estimées avec *nls.multstart* sur 500 itérations (Padfield et Matheson 2020). Les valeurs de départ pour *Asym* ont été évaluées sur la plage des valeurs observées de l'IGS (0,04 à 35). Pour *xmid*, nous avons pris en compte

---

la date d'échantillonnage de la plus ancienne à la plus récente pour toutes les années (jours 139 à 312 de l'année). Les valeurs de départ de *scaI* ont été évaluées entre -100 et 0, ce qui correspond à une saison de fraie extrêmement courte et longue, respectivement.

Les données utilisées pour ajuster le modèle logistique ont été obtenues du programme d'échantillonnage des ports commerciaux, ainsi que de sources supplémentaires de données biologiques (« base de données biologiques », Van Beveren *et al.* 2023b).

Les échantillons biologiques proviennent principalement de la division 4T (sGSL) de l'OPANO. Cependant, des échantillons provenant des divisions 4V et 4W de l'OPANO ont également été inclus, car les poissons de ces divisions ont été considérés comme étant en migration pour aller frayer dans le sGSL et les échantillons prélevés dès le début de la fraie dans la zone 4T n'étaient souvent pas accessibles. Les échantillons prélevés au début de la saison de fraie sont essentiels à l'ajustement des modèles et à l'évaluation adéquate de la saisonnalité de la fraie. Seuls les poissons aux stades de maturité 5 (prêts à frayer), 6 (en fraie) et 7 à 8 (après la fraie, en récupération) ont été sélectionnés (Pelletier *et al.* 1986). La majorité des échantillons provenaient de la division 4T de l'OPANO (figure A.3.1). Dans les divisions 4V et 4W, seuls les poissons des stades de maturité 5 ou 6 ont été pris en compte. Tous les stades de la maturité étaient bien représentés, sauf en 2022, après la fermeture de la pêche commerciale. En réponse à cette fermeture, un nouveau programme d'échantillonnage a été mis sur pied et l'échantillonnage a commencé plus tard que lors des années précédentes (figure A.3.2). Voir Van Beveren *et al.* (2024) pour plus de détails sur les échantillons de poisson.

Les observations aberrantes ont été visuellement détectées et retirées de la relation IGS ~ jour de l'année et de la relation poids ~ longueur. Nous avons supprimé l'IGS de plus de 5 % après le jour 250 de l'année. Pour les années 1994, 1999, 2018, 2019 et 2020 nous avons supprimé l'IGS de plus de 10 % après le jour 200 de l'année. Les poissons de longueur inférieure à 20 cm ou les poissons dont l'IGS était supérieur à 40 % ont également été supprimés, tout comme les poissons dont le poids se situait à l'extérieur du quantile 0,0001 (0,9999), par groupe d'âge.

Le modèle logistique décrivait essentiellement la diminution prévue du bassin d'œufs du stock, du début à la fin de la saison de fraie. Le taux de variation sur une période donnée est égal à la proportion d'œufs pondus. Par conséquent, les valeurs quotidiennes de l'IGS ont été prédites à partir du modèle logistique, et les pentes normalisées sur des périodes d'une journée (*d*) ont été calculées pour obtenir la proportion d'œufs pondus quotidiennement (*S*) pour chaque année (*y*), comme l'ont fait Grégoire *et al.* (2013) :

$$S_{y,d} = \frac{IGS_{y,d+0,5} - IGS_{y,d-0,5}}{\sum_{d=1}^D (IGS_{y,d+0,5} - IGS_{y,d-0,5})} \quad (2,6,3)$$

La proportion annuelle d'œufs pondus à la date médiane du relevé ( $S_{y,d=m}$ ) est extraite de cette série.

Pour obtenir des intervalles de confiance des prédictions de l'IGS et de  $S_{y,d}$ , une procédure d'auto-amorçage non paramétrique couplée à un auto-amorçage résiduel global a été utilisée (Thai *et al.* 2013). Plus précisément, les résidus de l'équation 2.6.2 ont été extraits et rééchantillonnés pour 100 itérations, avant d'être ajoutés de façon aléatoire aux prédictions. Nous avons ajusté le modèle et prédit l'IGS et la proportion d'œufs pondus pour chaque itération. Les quantiles de 2,5 % et de 97,5 % des prédictions ont été utilisés comme intervalles de confiance. Compte tenu du coût de calcul élevé d'exécuter le modèle logistique à chaque itération, nous avons en outre confirmé que le nombre d'itérations utilisées ( $N = 100$ ) était suffisant pour que les intervalles de confiance estimés se stabilisent.

---

### 2.6.1. Validation

Les poissons échantillonnés au début du printemps n'étaient pas disponibles pour 2022 et aucun poisson du stade 5 n'a été recensé. Pour vérifier l'effet d'un manque d'échantillons au début de la saison de fraie, nous avons réalisé un scénario de simulation selon lequel, pour chaque année entre 1984 et 2019, la collecte des données n'a commencé qu'au jour 179 (28 juin : date du premier échantillon de 2022). Pour chaque scénario de simulation, nous avons retiré les données recueillies avant le jour 179 pour un an et avons réajusté le modèle. Puis, nous avons comparé la proportion prédite d'œufs pondus à la date médiane du relevé des œufs avec le modèle complet.

Une autre validation externe a été effectuée en utilisant la proportion de larves de maquereau ( $Lp$ ) dans les échantillons :

$$Lp_y = \frac{\sum_{s=1}^{S=66} \frac{\text{Densité larvaire}_{s,y}}{DO_{s,y} + \text{Densité larvaire}_{s,y}}}{66} \quad (2,6,4)$$

qui a été calculée pour chaque station  $s$  et dont la moyenne a été établie par année  $y$ . La  $Lp$  a été comparée à la proportion d'œufs pondus avant la date médiane du relevé (zone sous la courbe avant la date médiane). Plus la saison de fraie est avancée au moment du relevé, plus la proportion de larves observées devrait être élevée.

### 2.7. CALCUL DE LA PRODUCTION TOTALE D'ŒUFS

La production annuelle totale d'œufs a été calculée comme suit :

$$PTO_y = \frac{PQO_y}{S_{y,d=m}} \quad (2,7,1)$$

#### 2.7.1. Analyse de sensibilité : moment du relevé

Le moment du relevé par rapport à la saison de fraie est une préoccupation centrale dans l'estimation de l'indice. Un deuxième échantillonnage de la grille (appelé « passage ») a été effectué au cours des 13 années précédant 2001. Dans le présent document, nous tenons compte du deuxième relevé de l'année pour les analyses de sensibilité. Nous avons calculé la PTO à l'aide de la PQO calculée pour le deuxième passage lorsqu'elle était accessible. Nous n'avons conservé que les sept années ayant une couverture comparable entre les deux passages (1988, 1989, 1990, 1992, 1994, 1996, 1998, tableau 1). La couverture du deuxième passage était insuffisante en 1987 ( $n = 38$ ) et en 1993 ( $n = 29$ ) et les données de température de chaque station n'étaient pas accessibles pour le deuxième passage lors des années de relevé 1983, 1984, 1985 et 2000.

#### 2.7.2. Analyse de sensibilité : station $S_{y,d=x}$

$S_{y,d}$  a traditionnellement été extrait pour la date médiane de relevé ( $S_{y,d=m}$ ). Cela représenterait une (petite) source de biais si l'ordre dans lequel les stations avaient été visitées par le navire était inverse à l'ordre dans lequel le maquereau fraie à ces endroits, et si les densités d'œufs les plus élevées étaient observées vers le début ou la fin du relevé. Une autre approche consisterait à appliquer les estimations de  $S_{y,d}$  de chaque station. Cela signifierait que la proportion quotidienne d'œufs pondus est identique pour chaque station, ou que la saisonnalité de la fraie est homogène dans l'ensemble du sGSL. Bien que cette hypothèse simplifie la dynamique de la fraie, nous avons néanmoins testé l'approche, car elle démontre l'incidence potentielle de l'estimation de la proportion d'œufs pondus à une date précise. À partir de la série

chronologique estimée de  $S_{y,d}$  (éq. 2.6.3), nous avons extrait  $S_{y,d}$  pour chaque station à la date à laquelle la station a été échantillonnée ( $S_{y,d=x}$ ). La production totale d'œufs a ensuite été obtenue comme suit :

$$PTOy = \frac{\sum_{S=1}^{S=66} \left( \frac{PQO_{s,y}}{S_{y,d=x}} \right)}{66} * 6,945^{10} \quad (2,7,2)$$

### 3. RÉSULTATS

#### 3.1. PRODUCTION QUOTIDIENNE D'ŒUFS (N \* M<sup>-2</sup>)

Le temps d'incubation des œufs du stade 1 (et du stade 5) à toutes les stations et années a varié entre 23,5 et 146 heures (moyenne  $\pm$  écart-type = 53,1  $\pm$  16,2 h) selon la température des 0 à 10 m supérieurs (Lockwood *et al.* 1977). Le temps d'incubation moyen pour toutes les années et les stations où des œufs ont été observés a diminué de 14 % en appliquant l'équation de Mendiola et ses collaborateurs (2006; étendue : 23,55 à 104,3 h, 45,4  $\pm$  11,1 h). Par conséquent, la PQO<sub>s,y</sub> a augmenté de 13 % selon l'équation de Mendiola et ses collaborateurs (2006). Plus précisément, la PQO moyenne variait de 0 à 1 494 œufs \* m<sup>-2</sup> \* jour<sup>-1</sup> selon l'équation de Lockwood et ses collaborateurs (1977; 72,14  $\pm$  171 œufs \* m<sup>-2</sup> \* jour<sup>-1</sup>) et de 0 à 1 733 œufs \* m<sup>-2</sup> \* jour<sup>-1</sup> selon l'équation de Mendiola et ses collaborateurs (2006; 81,7  $\pm$  193 œufs \* m<sup>-2</sup> \* jour<sup>-1</sup>).

La PQO<sub>y</sub> est faible depuis 2008. La PQO maximale observée en 2021 était de 85 et 96 œufs \* m<sup>-2</sup> \* jour<sup>-1</sup> selon les équations de Lockwood et ses collaborateurs (1977) et de Mendiola et ses collaborateurs (2016), respectivement. Pour 2022, ces valeurs étaient respectivement de 75 et 83 œufs \* m<sup>-2</sup> \* jour<sup>-1</sup>.

Les cartes de la PQO<sub>s,y</sub>, incluant les prédictions du modèle spatial, sont présentées à la figure 2. Les sorties du modèle (voir les champs spatiaux aléatoires dans les figures A.2. 2 et A.2. 3) et la validation (figure A.2.5) suggèrent que le modèle était conforme aux hypothèses sous-jacentes. La validation croisée a démontré que la PQO prédite ne s'écartait pas beaucoup de la PQO observée, bien que de petites valeurs aient été légèrement surestimées (figure A.2.4 et figure A.2.5). C'est typique des distributions ZAG parce qu'elles ne prédisent habituellement pas les absences. Comme seul un petit nombre de stations nécessitaient généralement des prédictions au cours d'une année donnée, et que la tendance de la production d'œufs est principalement définie par les stations affichant une forte densité d'œufs, ce biais a été considéré comme négligeable.

#### 3.2. PROPORTION D'ŒUFS PONDUS QUOTIDIENNEMENT

Le modèle logistique s'est bien ajusté aux données, mais les prédictions pour 1991 et 1999 ont été jugées médiocres (figure 3, figure A.3.3 voir plus loin). Les résultats sont analysés en excluant ces deux années.

Le jour de fraie maximale s'est produit en moyenne le jour 171 (20 juin) de l'année (étendue : jour 161 à 186 ou du 10 juin au 1<sup>er</sup> juillet). La fraie a commencé (quantile de 2,5 %) en moyenne le jour 136 (16 mai) et s'est terminée (quantile de 97,5 %) le jour 206 (25 juillet), ce qui donne une durée moyenne de fraie de 70 jours. Le pourcentage d'œufs pondus à la date médiane du relevé (premiers passages ou base de référence) variait de 1 à 4,32 % et était en moyenne de 2,5 % (tableau 1).

Le niveau d'incertitude associé à l'estimation de la proportion quotidienne d'œufs dépend du moment du relevé par rapport au moment de la fraie, ainsi que de la disponibilité des données biologiques. Le moment du relevé correspondait habituellement bien à la période principale de

---

fraie (figure 4 et tableau 1). La date médiane du premier passage du relevé correspondait en moyenne au jour 171 (20 juin) et allait du jour 162 (11 juin) au jour 186 (5 juillet). Le deuxième passage était habituellement moins aligné avec la fraie maximale, sauf pour les années 1990 et 1994 (figure 4). Les relevés ont été considérés comme ayant eu lieu en dehors de la saison principale de fraie si la date médiane de relevé se trouvait en dehors de la période où 70 % des œufs avaient été pondus (tableau 1). À l'aide de ce seuil, les relevés de 2017 et de 2019 ont été déterminés comme ayant eu lieu avant la principale saison de fraie (moins de 15 % des œufs avaient été pondus), tandis que le relevé de 2006 était relativement tardif par rapport à la fraie (plus de 85 % des œufs avaient été pondus). À noter que les prédictions de  $S_{y,d=m}$  sont plus incertaines au début de la fraie qu'à la fin (figure 3). Bien que le moment du relevé ait été relativement constant, en raison de la variabilité du moment de la fraie et de la diminution de sa durée, la probabilité d'effectuer le relevé en dehors de la principale période de fraie a augmenté au fil du temps (figure 5), ce qui pourrait accroître l'incertitude concernant la PTO. Plus précisément, la durée de la fraie (période au cours de laquelle 95 % de la production d'œufs a lieu) a diminué en moyenne de 0,94 jour par année depuis 1979.

La disponibilité des données pour l'estimation de la saison de fraie a été jugée suffisante pour la majorité des années (plus de 325 individus prélevés pendant la majeure partie de la saison de fraie). En 2022, aucun échantillon biologique n'a été prélevé en début de saison (le premier échantillon a été prélevé le 28 juin), mais aucun problème n'a été relevé relativement à l'ajustement du modèle (p. ex. prédictions peu plausibles, tendances résiduelles). L'intervalle de confiance à 95 % de l'estimation de 2022 de  $S_{y,d=m}$  était toutefois le plus large de la série chronologique, allant de 0,014 à 0,0289 (tableau 1). De plus, une validation au cours de laquelle la série chronologique a été tronquée au jour 179 pour chaque année, avant que le modèle ne soit réajusté, a révélé d'importants changements dans  $S_{y,d=m}$  (figure 6), ce qui indique que l'intervalle de confiance estimé pour les années ayant des données tronquées pourrait être sous-estimé (malgré un nombre suffisant d'itérations d'auto-amorçage; figure A.3.4). En effet, il y avait peu de corrélation ( $R^2 = 0,03$ ) entre les prédictions fondées sur la série chronologique tronquée et l'ensemble complet des données, ce qui laisse entendre que les données du début de la saison au stade de maturité 5 sont nécessaires pour évaluer avec exactitude les paramètres de la saison de fraie.

Les estimations inexactes ne sont pas nécessairement biaisées. Étant donné qu'un biais important dans  $S_{y,d=m}$  au cours de certaines années aurait une incidence directe et proportionnelle sur notre estimation de la PTO, nous avons élaboré des indicateurs de biais indépendants pour valider la saisonnalité annuelle estimée de la fraie. Premièrement, la date à laquelle l'abondance des poissons atteint un sommet au stade 6 dans les échantillons (moyenne du jour de l'année pondérée par la proportion de poissons du stade 6 dans les échantillons) devrait correspondre approximativement à la date estimée du pic de production d'œufs (figure 7). Ce n'était pas le cas en 1999, ce qui laisse supposer un problème avec les prédictions du modèle. Les années 1991 et 1999 ont été caractérisées par une saison de fraie anormalement hâtive et longue. Le même indicateur de biais n'a pas pu être calculé pour 2022 en raison de l'échantillonnage tardif des poissons.

La validation de l'estimation de la saisonnalité de la fraie a en outre été effectuée en fonction de la proportion de larves dans les échantillons par rapport à l'abondance des œufs. Ce ratio a augmenté de façon exponentielle avec la progression de la saison de fraie (figure 8). Pour 1991 et 1999, la proportion moyenne de larves dans les échantillons était plus faible que ce à quoi on pouvait s'attendre compte tenu de l'estimation de la saisonnalité de la fraie, ce qui vient s'ajouter aux problèmes soupçonnés d'ajustement logistique pour ces années. La proportion de larves en 2022 correspondait bien à ce à quoi on pouvait s'attendre d'après l'estimation de la saisonnalité de la fraie.



---

Les proportions d'œufs pondus à la date médiane de relevé estimées dans le présent document étaient significativement corrélées ( $R^2 = 0,66$ ) aux proportions d'œufs pondus estimées par Grégoire *et al.* (2013), bien que les valeurs estimées ici soient généralement inférieures (figure A.3.5).

### 3.3. PRODUCTION ANNUELLE TOTALE D'ŒUFS

La production totale d'œufs (PTO) a atteint son maximum en 1987 et diminue depuis 1993, atteignant l'une des valeurs les plus faibles de la série chronologique en 2001 (figure 9 et tableau 2). Après une légère augmentation de 2002 à 2004, la PTO est demeurée faible depuis 2006. La PTO s'est élevée en moyenne à  $5,14 \times 10^{13}$  œufs de 2006 à 2022 comparativement à  $3,91 \times 10^{14}$  avant 2006.

La PTO de 1991 était trois fois plus élevée que celle de 1990, ce qui n'est pas cohérent avec la dynamique de la population. Les mauvaises prédictions du modèle logistique pour déterminer la saisonnalité de la fraie en 1991 (voir la section précédente) pourraient être la principale cause de cette valeur irréaliste. Pour cette année en particulier, Grégoire et ses collaborateurs (2013) ont apporté une correction à l'ajustement logistique en forçant un plateau fixe [ $Asym_{y=1991}$ ]. Cette approche intègre un niveau important de subjectivité et nous avons donc décider d'exclure cette année de la série chronologique.

#### 3.3.1. Analyses de sensibilité

La PTO pour chaque analyse de sensibilité est indiquée à la figure 9, et les changements relatifs de la PTO par rapport à la base de référence sont indiqués à la figure 10. La figure 9 inclut également la PTO indiquée dans la dernière évaluation (Smith *et al.* 2022).

##### 3.3.1.1. Volume d'eau filtré

L'inclusion ou l'exclusion des stations à faible volume d'eau filtré a eu une incidence relativement faible sur la PTO. En général, les différences annuelles étaient inférieures à 5 %, surtout à partir de 2013, lorsque l'équipement électronique a été utilisé pour surveiller le volume d'eau filtré. La variation relative la plus importante de la PTO (-16 %) en raison des stations à faible volume d'eau filtré s'est produite en 2001, lorsque la PTO était faible et que la faible variation de la valeur absolue a entraîné une variation relative importante.

##### 3.3.1.2. Profondeur maximale échantillonnée

L'élimination des observations aberrantes de la profondeur maximale échantillonnée a eu un effet relatif plus important sur les valeurs de l'indice avant 2001, mais n'a pas dépassé 50 % au cours de cette période et n'a pas entraîné de différences significatives. Il est toutefois difficile de distinguer l'erreur causée par une profondeur mal échantillonnée ou enregistrée de l'erreur associée aux prédictions de R-INLA. Un grand nombre de stations ont été exclues certaines années et l'erreur de prédiction de R-INLA a donc augmenté (figure A.1.2). La comparaison des valeurs prédites et observées n'a pas montré la tendance directionnelle prévue vers des prédictions plus élevées par rapport aux observations auxquelles on aurait pu s'attendre si l'échantillonnage comportait un biais (figure A.1.5). Plutôt, la pente de la relation entre les prédictions et les observations était semblable à la relation obtenue lors de la validation croisée (figure A.2.4) indiquant que la différence relative entre l'indice de la PTO et le scénario de référence pourrait être davantage liée à l'incertitude de R-INLA qu'au biais de l'échantillonnage.

##### 3.3.1.3. Développement des œufs

L'équation utilisée pour calculer le temps d'incubation des œufs a également eu un effet relatif mineur sur la PTO. Cette dernière était supérieure de 14 % en moyenne lorsque l'équation de

---

Mendiola et ses collaborateurs (2006) a été utilisée, comparativement à l'équation de Lockwood et ses collaborateurs (1977). Étant donné que l'indice de la PTO est relatif et que le choix d'une équation du temps d'incubation modifie surtout l'échelle de cet indice plutôt que d'influer sur sa tendance interannuelle, ce facteur peut effectivement être retiré de toute considération ultérieure.

#### **3.3.1.4. Grille prédite**

L'utilisation de prédictions de la PQO fondées sur des modèles pour toutes les stations, plutôt que l'utilisation d'observations directes dans la mesure du possible, a modifié la PTO annuelle d'un pourcentage pouvant atteindre 25 % (moyenne : 9 %). Les changements n'étaient pas directionnels au fil du temps et ont essentiellement entraîné un léger lissage de la série.

#### **3.3.1.5. Moment du relevé**

Les premier et deuxième passages ont servi à évaluer l'incidence du moment du relevé sur la PTO. Ceux-ci, pour les sept années comportant un échantillonnage suffisant lors des deux passages (1988 à 1990, 1992, 1994, 1996, 1998), se sont toujours produits pendant la principale période de fraie (70 % des œufs ayant été pondus; tableau 1). Néanmoins, le moment du relevé a eu l'effet le plus notable sur notre estimation de la PTO. Bien que pour trois années sur sept, une production quasi identique ait été générée (différence relative de moins de 5 %), pour les quatre autres années, le deuxième passage a donné lieu à une différence relative de 45 à 65 % de PTO (trois différences négatives, c'est-à-dire une PTO inférieure au deuxième passage et une différence positive, c'est-à-dire une PTO plus élevée au deuxième passage). L'examen des raisons possibles pour lesquelles certaines années ont donné des valeurs semblables ou différentes pour les deux passages a semblé indiquer que la durée et le moment du relevé par rapport à la saison de fraie peuvent, dans certains cas, mais pas dans tous, expliquer une partie de la différence (résultat non présenté). Les années où le deuxième passage correspondait davantage à la saison de fraie (1990 et 1994) ont effectivement donné lieu aux plus petites différences.

#### **3.3.1.6. Station $S_{y,d=x}$**

L'utilisation de  $S_{y,d=x}$ , au lieu de  $S_{y,d=m}$ , a modifié l'indice de la PTO jusqu'à 34 %. Toutefois, la variation moyenne pour toutes les années n'était que d'environ 5 %. L'incidence du choix d'une approche par rapport à l'autre s'est considérablement accrue à partir de 2014. Les années où la saison de fraie était plus courte ou la période de relevé était plus éloignée de la période de fraie maximale étaient en effet plus susceptibles d'être touchées par ce changement de méthodologie (figure A.3.6). Au cours des dernières années, l'effet absolu de l'utilisation de proportions de fraie propres à la station était néanmoins faible, étant donné que la PTO pendant ces années était faible.

## **4. DISCUSSION**

Ce document de recherche présente une méthode améliorée, plus robuste et plus reproductible de l'estimation de la PTO du maquereau dans le sGSL. Pour la première fois, la robustesse de l'indice en fonction de diverses sources d'incertitude et de choix subjectifs a été évaluée au moyen d'une gamme d'analyses de sensibilité. L'algorithme amélioré de la base de référence a été utilisé lors de l'évaluation de 2023 (Van Beveren *et al.* 2023b).

Le premier changement méthodologique important présenté ici a été apporté pour répondre à des préoccupations antérieures concernant la technique utilisée pour effectuer des prédictions spatiales. La méthode R-INLA a été jugée supérieure au krigeage annuel parce qu'elle tenait explicitement compte de la distribution des erreurs statistiques concernant la PQO, qu'elle était

---

plus souple à cet égard et que l'autocorrélation spatiale montrait une cohérence interannuelle. Dans l'ensemble, la méthode R-INLA a donc obtenu de meilleurs résultats lors de la validation croisée (voir la figure 13 de Grégoire et Bourdages 2000, par rapport à la figure A.2.5) et n'a pas permis de prédictions négatives. L'une des principales conséquences de ce changement était que la modélisation spatiale ne servait qu'à combler les lacunes, alors que dans les évaluations précédentes, la PQO moyenne était estimée sur l'ensemble de la zone obtenue par krigeage et donc prédite. Une analyse de sensibilité tenant compte des prédictions à chaque station plutôt que des observations, ainsi qu'une comparaison avec l'indice de la PTO de 2021 (Smith *et al.* 2022), a démontré que l'échelle à laquelle les prédictions sont effectuées ne devrait pas avoir d'incidence significative sur l'évaluation.

La deuxième amélioration apportée à l'algorithme d'estimation de la PTO consistait à quantifier la proportion d'œufs pondus au moment du relevé. Il s'agit sans doute du paramètre le plus important de l'estimation de la PTO. Étant donné que ce paramètre est multiplicatif, si, par exemple, nous avons supposé une proportion de 0,01 au lieu de 0,04, la PTO aurait été décalée d'un facteur de 4. La nouvelle méthode présentée dans ce document de recherche consistait en un modèle unique associé à un processus AR1 plutôt qu'en des modèles indépendants annuels. Elle est, en outre, plus robuste en cas de données insuffisantes lors de certaines années. Plus précisément, sans reconnaître que la saisonnalité entre les années est corrélée, aucun indice pour 2022 n'aurait pu être estimé. Le nouveau modèle n'élimine toutefois pas la possibilité d'un biais important. Par exemple, un scénario de simulation de modèle avec des données tronquées (jour = 179) n'a pas toujours réussi à prédire la saisonnalité de la fraie telle qu'évaluée avec l'ensemble de données complet. Une comparaison avec les estimations précédentes de  $S_{y,d=m}$ , une analyse de sensibilité fondée sur les résultats du deuxième passage du relevé, ainsi que les intervalles de confiance relatifs à  $S_{y,d=m}$  pour certaines années ont tous suggérer que la détermination de  $S_{y,d=m}$  pourrait effectivement être l'étape la plus influente dans le calcul de l'indice de la PTO. En raison de l'importance d'estimer correctement  $S_{y,d=m}$ , nous avons défini deux critères indépendants pour signaler les biais importants; l'un fondé sur la proportion de femelles en fraie (stade 6) dans les échantillons et l'autre sur la proportion de larves dans les échantillons par rapport au nombre d'œufs. Ces critères étaient suffisamment sensibles pour justifier le retrait des années 1991 et de 1999, cette dernière ayant été également exclue des évaluations antérieures du stock, quoique pour des raisons obscures. Malgré le fait que 2022 ait été caractérisé par une grande incertitude dans  $S_{y,d=m}$ , aucun des deux indicateurs de biais ne justifiait l'exclusion de cette année de l'évaluation. Les critères décrits devraient être examinés de près dans tous les calculs à venir de la PTO afin d'assurer un niveau de confiance maximal.

L'indice du relevé des œufs détermine la tendance des estimations de la BSR pendant l'évaluation. En tant que pilier de l'évaluation, il est essentiel que l'indice soit robuste par rapport au changement méthodologique ou à l'incertitude des processus. Dans ce document de recherche, nous avons décrit en détail toutes les étapes du calcul de l'indice et quantifié l'incidence des méthodes alternatives possibles. Bien que l'indice soit particulièrement sensible au moment du relevé et qu'il dépende d'une estimation exacte de la saisonnalité de la fraie, les deux facteurs n'ont généralement pas généré de biais directionnel ni d'erreurs dépassant la variabilité pluriannuelle observée dans l'indice. Par conséquent, la baisse à long terme de l'estimation de la PTO est très fiable. Richardson et ses collaborateurs (2020), qui ont analysé la robustesse de l'indice des œufs de maquereau aux États-Unis à une série semblable d'incertitudes, sont arrivés à des conclusions analogues. L'effet relatif des variations du temps d'incubation estimé sur la PTO était plus faible dans les eaux américaines chaudes (environ 5 %) que dans les eaux froides du sGSL (environ 15 %), ce qui est attendu compte tenu du fait que les équations de Lockwood et ses collaborateurs (1977) et de Mendiola et ses collaborateurs (2006) divergent surtout à des températures inférieures à 10 °C. D'autres

---

sensibilités prises en compte par ces auteurs, y compris la mortalité naturelle entre la fraie et le moment de l'échantillonnage, n'ont pas été incluses ici, mais nous avons qu'elles influencent principalement l'échelle (de façon semblable au temps d'incubation). D'après nos travaux, les résultats de Richardson ses collaborateurs (2020), et l'absence de données indiquant une fraie importante à l'extérieur du sGSL (Van Beveren *et al.* 2023a), nous concluons que l'indice des œufs est un indicateur robuste et fiable de l'état du stock.

## 5. RÉFÉRENCES CITÉES

- Bernal, M., Somarakis, S., Witthames, P.R., van Damme, C.J.G., Uriarte, A., Lo, N.C.H., et Dickey-Collas, M. 2012. [Egg production methods in marine fisheries: An introduction](#). Fish. Res. 117–118: 1–5.
- D'Amours, D., et Grégoire, F. 1992. Analytical correction for oversampled Atlantic mackerel *Scomber scombrus* eggs collected with oblique plankton tows. Fish. Bull. 90: 190–196.
- Devine, L., Kennedy, M.K., St-Pierre, I., Lafleur, C., Ouellet, M., et Bond, S. 2014. BioChem: the Fisheries and Oceans Canada database for biological and chemical data. Can. Tech. Rep. Fish. Aquat. Sci. 3073: iv + 40 pp.
- 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.
- Elliott, E. M. et Jimenez, D. 1981. Laboratory manual for the identification of ichthyoplankton from the Beverly - Salem Harbor area. Dept. of Fisheries, Wildlife and Recreational Vehicles, Massachusetts. 230 pp.
- Fahay, M. P. 1983. Guide to the early stages of marine fishes occurring in the western North Atlantic Ocean, Cape Hatteras to the southern Scotian Shelf. J. Northw. Atl. Fish. Sci. 4: 1–423.
- Fahay, M. P. 2007. Early stages of fishes in the western north Atlantic Ocean : (Davis Strait, Southern Greenland and Flemish Cap to Cape Hatteras). NAFO. 1696 p.
- Fritzsche, R. A. 1978. Development of fishes of the mid-Atlantic Bight, an atlas of egg, larval and juvenile stages. Vol. V. Chaetodontidae through Ophidiidae. U.S. Fish. Wildl. Serv. Biol. Serv. Program. 340 pp.
- Fuglstad, G.-A., Simpson, D., Lindgren, F., et Rue, H. 2016. [Constructing Priors that Penalize the Complexity of Gaussian Random Fields](#). J. Am. Stat. Ass. 114 (525) 445-452.
- Girard, L. 2000. [Identification des œufs de maquereau \(\*Scomber scombrus\* L.\) échantillonnés lors des relevés d'abondance effectués dans le sud du golfe du Saint-Laurent. Dans Le maquereau bleu \(\*Scomber scombrus\* L\) des sous-régions 2 à 6 de l'OPANO - Partie 1. Chapitre 4. Édité par F. Grégoire](#). Secr. can. de consult. sci. du MPO. Doc. de rech. 2000/021. pp. 119–137.
- Grégoire, F and Bourdages, H. 2000. [Évaluation par la géostatistique de la densité moyenne d'œufs de maquereau \(\*Scomber scombrus\* L.\) pour les relevés d'abondance effectués entre 1982 et 1998. Dans Le maquereau bleu \(\*Scomber scombrus\* L\) des sous-régions 2 à 6 de l'OPANO - Chapitre 7. Édité par F. Grégoire](#). Secr. can. de consult. sci. du MPO. Doc. de rech. 2000/021. pp. 195–262.
- Grégoire, F., et Lévesque, C. 1994. [Estimation du stock reproducteur de maquereau \(\*Scomber scombrus\* L.\) du golfe du Saint-Laurent par la production totale d'oeufs et la fécondité en lots en 1993](#). MPO Pêches de l'Atl. Doc. Rech. Doc. 61: 22 p.

- 
- Grégoire, F., D'Amours D., Lévesque, C. et Thibeault, D. 1995. [Estimation de la biomasse reproductrice du stock de maquereau \(\*Scomber scombrus\* L.\) du golfe du Saint-Laurent pour 1994](#). Secr. can. de consult. sci. du MPO. Doc. de rech. 1995/118.
- Grégoire, F., Gendron, M.-F., Beaulieu, J.-L. et Lévesque, I. 2013. [Résultats des relevés des œufs de maquereau bleu \(\*Scomber scombrus\* L.\) réalisés dans le sud du golfe du Saint-Laurent de 2008 à 2011](#). Secr. can. de consult. sci. du MPO. Doc. de rech. 2013/035. v + 57 p.
- Lanctot, M. 1980. The Development and Early Growth of Embryos and Larvae of the Atlantic Mackerel (*Scomber scombrus* L.), at Different Temperatures. Can. Tech. Rep. Fish. Aquat. Sci. 927, 101 p.
- Lett, C., et Marshall, W.H. 1978. An interpretation of biological factors important in the management of the northwestern Atlantic mackerel stock. CAFSAC Res. Doc. 77: 38.
- Lindgren, F., et Rue, H. 2015. Bayesian Spatial Modelling with R-INLA. J. Stat. Softw. 63 (19): 1–25.
- Lindgren, F., Rue, H., et Lindström, J. 2011. An explicit link between gaussian fields and gaussian markov random fields: The stochastic partial differential equation approach. J. R. Stat. Soc. Ser. B Stat. Methodol. 73(4): 423–498.
- Lockwood, S.J., Nichols, J.H., et Coombs, S.H. 1977. The development rates of mackerel (*Scomber scombrus* L.) eggs over a range of temperatures. ICES C.M. J(13): 13 p.
- Maguire, J.-J. 1979a. [An outline of a method to back calculate the mackerel spawning stock from egg abundance estimates](#). CAFSAC Res. Doc. 31: 24.
- Maguire, J.-J. 1979b. [An analytical assessment of SA 3-6 mackerel with information from egg and larval survey](#). DFO Res. Doc. 46: 42.
- Maguire, J.J. 1981. Maturité, fécondité, ponte et évaluation de la taille du stock reproducteur du maquereau atlantique (*Scomber scombrus*) dans le golfe du St-Laurent. Master's thesis, Université Laval, Québec. 137 p.
- Mendiola, D., Alvarez, P., Cotano, U., Etxebeste, E., et de Murguia, A.M. 2006. Effects of temperature on development and mortality of Atlantic mackerel fish eggs. Fish. Res. 80 (2–3): 158–168.
- Ouellet, P. 1987. [Mackerel \(\*Scomber scombrus\* L.\) egg abundance in the southern Gulf of St. Lawrence from 1979 to 1986, and the use of the estimate for stock assessment](#). CAFSAC Res. Doc. 87/62.
- Padfield, D., et Matheson, G. 2020. [nlsmultstart: Robust Non-Linear Regression using AIC Scores](#).
- Pelletier, L. 1986. Fécondité du maquereau bleu, *Scomber scombrus* L., du golfe du Saint-Laurent. Can. Tech. Rep. Fish. Aquat. Sci. 1467: v + 37 pp.
- Pinheiro, J.C., et Bates, D.M. 2000. Mixed-Effects Models in S and S-PLUS. Springer, New York.
- Pinheiro, J., Bates, D., et R Core Team. 2022. [nlme: Linear and Nonlinear Mixed Effects Models](#).
- Richardson, D.E., Carter, L., Curti, K.L., Marancik, K.E., et Castonguay, M. 2020. Changes in the spawning distribution and biomass of atlantic mackerel (*Scomber scombrus*) in the Western atlantic ocean over 4 decades. Fish. Bull. 118(2): 120–134.
-

- 
- Simpson, D., Rue, H., Martins, T., Riebler, A., et Sørbye, S. 2015. [Penalising model component complexity: A principled, practical approach to constructing priors](#). *Statist. Sci.* 32 (1) 1-28.
- 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.
- Thai, H.-T., Mentré, F., Holford, N.H.G., Veyrat-Follet, C., et Comets, E. 2013. A comparison of bootstrap approaches for estimating uncertainty of parameters in linear mixed-effects models. *Pharm. Stat.* 12(3): 129–140.
- 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., Plourde, S., Pepin, P., Cogliati, K., et Castonguay, M. 2023a. A review of the importance of various areas for northern contingent West-Atlantic mackerel spawning. *ICES J. Mar. Sci.* 80(1): 1–15.
- Van Beveren, E., Boudreau, M., Lévesque, L., Lehoux, C., Boudreau, M., et Plourde, S. 2023b. [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.
- 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 Guelpen, L., Markle, D.F., et Duggan, D.J. 1982. [An evaluation of accuracy, precision, and speed of several zooplankton subsampling techniques](#). *ICES J. Mar. Sci.* 40 (3): 226–236.
- Ware D. M. et Lambert, T. C. 1985. Early Life History of Atlantic Mackerel (*Scomber scombrus*) in the Southern Gulf of St. Lawrence. *Can. J. Fish. Aquat. Sci.* 42 (3): 577-592.
- Watanabe, S. 2010. Asymptotic equivalence of Bayes cross validation and widely applicable information criterion in singular learning theory. *J. Mach. Learn. Res.* 11: 3571–3594.
- Worley, L.G. 1933. Development of the egg of the mackerel at different constant temperatures. *J. Gen. Physiol.* 16(5): 841-857.

---

## 6. REMERCIEMENTS

Nous tenons à remercier tous les pêcheurs et toutes les organisations de pêche qui ont participé à la collecte d'échantillons de maquereau. Nous sommes également reconnaissants envers Linda Girard, Mélanie Boudreau, Laurence Lévesque, Roxanne Noël et Quentin Emblanc pour le temps considérable qu'ils ont consacré à l'analyse des échantillons de maquereau et d'œufs. Nous souhaitons remercier les gestionnaires de données; Helena Talbot a vérifié et archivé les données des relevés des œufs et Caroline Lafleur a fourni les données CTD. Nous tenons également à remercier l'équipage du NGCC *Teleost* et le personnel de soutien technique de l'Institut Maurice-Lamontagne (DAISS). Merci à Andrew Smith de nous avoir fourni les codes R de l'évaluation de 2021. Enfin, nous remercions Jean-Martin Chamberland et Manuelle Beaudry-Sylvestre pour la révision de ce manuscrit.

## 7. TABLEAUX

Tableau 1. Résumé de tous les relevés des œufs de maquereau et des renseignements sur la saison de fraie. La durée de la fraie est estimée au nombre de jours au cours desquels 95 % de toutes les fraies ont eu lieu (différence entre les jours de l'année couvrant l'intervalle de confiance à 95 %). Les années marquées comme étant probablement biaisées (indicateurs de biais chez les larves et les poissons du stade 6, incohérence de l'ajustement logistique) et retirées de l'évaluation sont indiquées en rouge. Les années présentant une plus grande incertitude, mais aucune indication de biais, en raison du moment du relevé par rapport au moment de la fraie (à l'extérieur de la période où 70 % des œufs sont pondus) sont indiquées en bleu. Les années présentant une plus grande incertitude, mais aucune indication de biais, en raison de la mauvaise couverture d'échantillonnage de la saison de fraie, sont indiquées en vert (2022). Les moyennes ont été calculées en excluant les deuxièmes passages et les années indiquées en rouge. (JA = jour de l'année)

Année	Relevé					Paramètres du modèle logistique			JA de la fraie					Proportion d'œufs pondus à la date médiane ( $S_{y,d=m}$ )		
	Passage	N stations	Date début	Date fin	JA médian	Asym	xmid	scal	IC 2,5 %	IC 15 %	IC 85 %	IC 97,5 %	Durée	Moyenne	IC 2,5 %	IC 97,5 %
1979	1	59	-	-	166	19,8	168,7	-12,4	123	147	189	213	90	0,0199	0,0188	0,0206
1980						17,2	177,0	-12,9	130	155	198	223	93			
1981	Données du relevé non disponibles					13,2	184,2	-6,1	162	174	194	205	43	Données du relevé non disponibles		
1982						17,0	173,7	-16,4	114	145	201	233	119			
1983	1	63	06-23	07-02	178	13,9	174,0	-5,1	155	165	182	192	37	0,0419	0,0365	0,0425
1984	1	65	06-21	06-29	176	18,3	169,1	-14,3	117	144	193	221	104	0,0165	0,0146	0,0164
1985	1	63	06-22	07-01	178	20,3	166,1	-14,8	112	140	191	219	107	0,0144	0,0129	0,0147
1986	1	58	06-20	06-27	175	16,8	171,0	-13,7	121	147	194	220	99	0,0179	0,0161	0,0185
1987	1	64	06-17	06-26	172	13,8	172,2	-11,6	130	152	191	214	84	0,0215	0,0198	0,0220
1988	1	64	06-18	06-25	173	14,4	174,3	-6,9	149	162	185	199	50	0,0360	0,0336	0,0378
1988	2	65	06-27	07-04	183	14,4	174,3	-6,9	149	162	185	199	50	0,0249	0,0229	0,0251
1989	1	65	06-20	06-26	174	21,3	162,4	-14,9	108	136	187	216	108	0,0144	0,0129	0,0146
1989	2	65	06-27	07-04	181	21,3	162,4	-14,9	108	136	187	216	108	0,0116	0,0103	0,0118
1990	1	65	06-16	06-22	170	14,3	175,7	-9,8	140	159	192	211	71	0,0234	0,0224	0,0242
1990	2	65	06-22	06-28	176	14,3	175,7	-9,8	140	159	192	211	71	0,0254	0,0236	0,0262
1991	1	65	06-17	06-26	171	21,5	163,2	-17,7	98	133	193	227	129	0,0135	0,0122	0,0151
1992	1	65	06-16	06-24	173	14,9	175,3	-11,8	132	155	195	217	85	0,0210	0,0190	0,0218
1992	2	63	06-25	07-02	180	14,9	175,3	-11,8	132	155	195	217	85	0,0204	0,0178	0,0213
1993	1	65	06-15	06-23	170	17,4	173,3	-13,8	123	149	196	223	100	0,0178	0,0164	0,0183
1994	1	65	06-14	06-21	168	13,7	176,4	-11,2	135	157	195	216	81	0,0195	0,0185	0,0203
1994	2	64	06-20	06-27	175	13,7	176,4	-11,2	135	157	195	216	81	0,0223	0,0201	0,0233
1995	Aucun relevé					14,0	177,8	-10,2	141	160	194	214	73	Aucun relevé		
1996	1	65	06-18	06-24	173	17,7	168,7	-11,0	128	150	187	208	80	0,0218	0,0192	0,0232



Année	Relevé					Paramètres du modèle logistique			JA de la fraie					Proportion d'œufs pondus à la date médiane ( $S_{y,d=m}$ )		
	Passage	N stations	Date début	Date fin	JA médian	Asym	xmid	scal	IC 2,5 %	IC 15 %	IC 85 %	IC 97,5 %	Durée	Moyenne	IC 2,5 %	IC 97,5 %
1996	2	62	06-24	06-30	179	17,7	168,7	-11,0	128	150	187	208	80	0,0183	0,0160	0,0196
1997	Aucun relevé					15,4	174,9	-8,5	144	160	189	205	61	Aucun relevé		
1998	1	64	06-13	06-19	167	16,9	166,1	-10,5	128	148	183	203	75	0,0238	0,0217	0,0245
1998	2	65	06-17	06-24	172	16,9	166,1	-10,5	128	148	183	203	75	0,0221	0,0194	0,0229
1999	1	52	06-19	06-25	173	24,3	145,2	-15,4	89	118	171	201	112	0,0079	0,0070	0,0090
2000	1	62	06-18	06-26	173	15,3	170,8	-11,2	130	151	189	211	81	0,0221	0,0198	0,0224
2001	1	61	06-11	06-21	166	12,8	172,0	-6,9	147	160	183	196	49	0,0302	0,0292	0,0316
2002	1	63	06-16	06-23	170	15,3	172,0	-12,6	126	150	193	217	91	0,0198	0,0180	0,0202
2003	1	65	06-17	06-24	171	16,6	170,3	-9,0	137	155	185	202	65	0,0278	0,0249	0,0289
2004	1	64	06-15	06-22	171	17,7	170,6	-12,6	125	149	191	216	91	0,0199	0,0177	0,0209
2005	1	61	06-16	06-22	170	18,9	172,9	-10,6	134	154	190	211	77	0,0231	0,0217	0,0238
2006	1	63	06-29	07-08	186	18,1	165,4	-10,4	127	147	182	202	75	0,0102	0,0094	0,0103
2007	1	66	06-21	06-29	177	13,9	177,5	-7,0	152	165	189	202	50	0,0358	0,0329	0,0373
2008	1	53	06-21	06-29	177	13,0	175,6	-6,2	153	165	185	197	44	0,0401	0,0364	0,0413
2009	1	64	06-13	06-21	168	12,6	174,0	-8,0	145	160	187	202	57	0,0272	0,0251	0,0295
2010	1	65	06-10	06-19	166	15,1	170,2	-9,2	136	154	185	203	67	0,0257	0,0242	0,0270
2011	1	66	06-11	06-19	166	17,5	167,9	-7,3	141	155	180	194	53	0,0335	0,0308	0,0355
2012	1	66	06-11	06-19	168	17,0	161,4	-9,0	128	146	176	193	65	0,0243	0,0198	0,0266
2013	1	66	06-11	06-20	167	15,3	168,6	-8,3	138	154	182	198	60	0,0300	0,0272	0,0310
2014	1	64	06-10	06-20	166	16,7	166,7	-7,9	138	153	179	195	57	0,0315	0,0278	0,0337
2015	1	60	06-12	06-20	167	15,9	172,2	-7,2	146	160	184	198	52	0,0305	0,0291	0,0319
2016	1	65	06-11	06-23	169	20,2	163,6	-11,6	121	143	183	205	84	0,0204	0,0182	0,0215
2017	1	65	06-10	06-17	164	14,2	174,1	-4,8	157	166	181	191	34	0,0201	0,0201	0,0232
2018	1	65	06-16	06-24	172	13,2	175,0	-5,3	155	166	183	194	39	0,0432	0,0392	0,0463
2019	1	65	06-07	06-15	162	15,3	176,4	-7,1	150	164	188	201	51	0,0145	0,0140	0,0165
2020	Aucun relevé					16,0	172,7	-2,4	164	169	176	181	17	Aucun relevé		
2021	1	61	06-12	06-22	169	13,9	167,1	-6,2	144	156	177	189	45	0,0391	0,0350	0,0401
2022	1	65	06-17	06-26	171	18,2	161,2	-9,3	127	145	176	194	67	0,0206	0,0140	0,0289
Moyenne	-	63	-	-	171	16,1	171,2	-9,7	136	154	187	206	70	0,0250	0,0227	0,0263

Tableau 2. Estimations et paramètres de la production totale d'œufs (production quotidienne d'œufs et proportion d'œufs pondus à la date médiane de relevé) pour le scénario de référence. Les années marquées comme étant probablement biaisées (indicateurs de biais pour les larves et les poissons du stade 6, incohérence de l'ajustement logistique) et retirées de l'évaluation sont indiquées en rouge. Les années présentant une plus grande incertitude, mais aucune indication de biais, en raison du moment du relevé par rapport au moment de la fraie (à l'extérieur de la période où 70 % des œufs sont pondus) sont indiquées en bleu. Les années présentant une plus grande incertitude, mais aucune indication de biais, en raison de la mauvaise couverture d'échantillonnage de la saison de fraie, sont indiquées en vert (2022).

Année	Production quotidienne d'œufs	Proportion d'œufs pondus	Production totale d'œufs	Année	Production quotidienne d'œufs	Proportion d'œufs pondus	Production totale d'œufs
1979	119	0,0199	4,16E+14	2001	10	0,0302	2,40E+13
1980				2002	76	0,0198	2,66E+14
1981	Données non disponibles			2003	98	0,0278	2,46E+14
1982				2004	77	0,0199	2,67E+14
1983	65	0,0419	1,08E+14	2005	40	0,0231	1,19E+14
1984	85	0,0165	3,59E+14	2006	7	0,0102	4,60E+13
1985	141	0,0144	6,78E+14	2007	45	0,0358	8,71E+13
1986	263	0,0179	1,02E+15	2008	57	0,0401	9,84E+13
1987	168	0,0215	5,43E+14	2009	27	0,0272	6,98E+13
1988	236	0,0360	4,55E+14	2010	10	0,0257	2,57E+13
1989	112	0,0144	5,38E+14	2011	14	0,0335	2,95E+13
1990	119	0,0234	3,54E+14	2012	4	0,0243	1,09E+13
1991	210	0,0135	1,08E+15	2013	17	0,0300	3,84E+13
1992	176	0,0210	5,83E+14	2014	22	0,0315	4,77E+13
1993	175	0,0178	6,83E+14	2015	20	0,0305	4,56E+13
1994	89	0,0195	3,16E+14	2016	15	0,0204	4,95E+13
1995		Aucun relevé		2017	22	0,0201	7,56E+13
1996	30	0,0218	9,43E+13	2018	28	0,0432	4,54E+13
1997		Aucun relevé		2019	21	0,0145	9,96E+13
1998	26	0,0238	7,47E+13	2020		Aucun relevé	
1999	32	0,0079	2,85E+14	2021	9	0,0391	1,64E+13
2000	36	0,0221	1,13E+14	2022	11	0,0206	3,72E+13

## 8. FIGURES

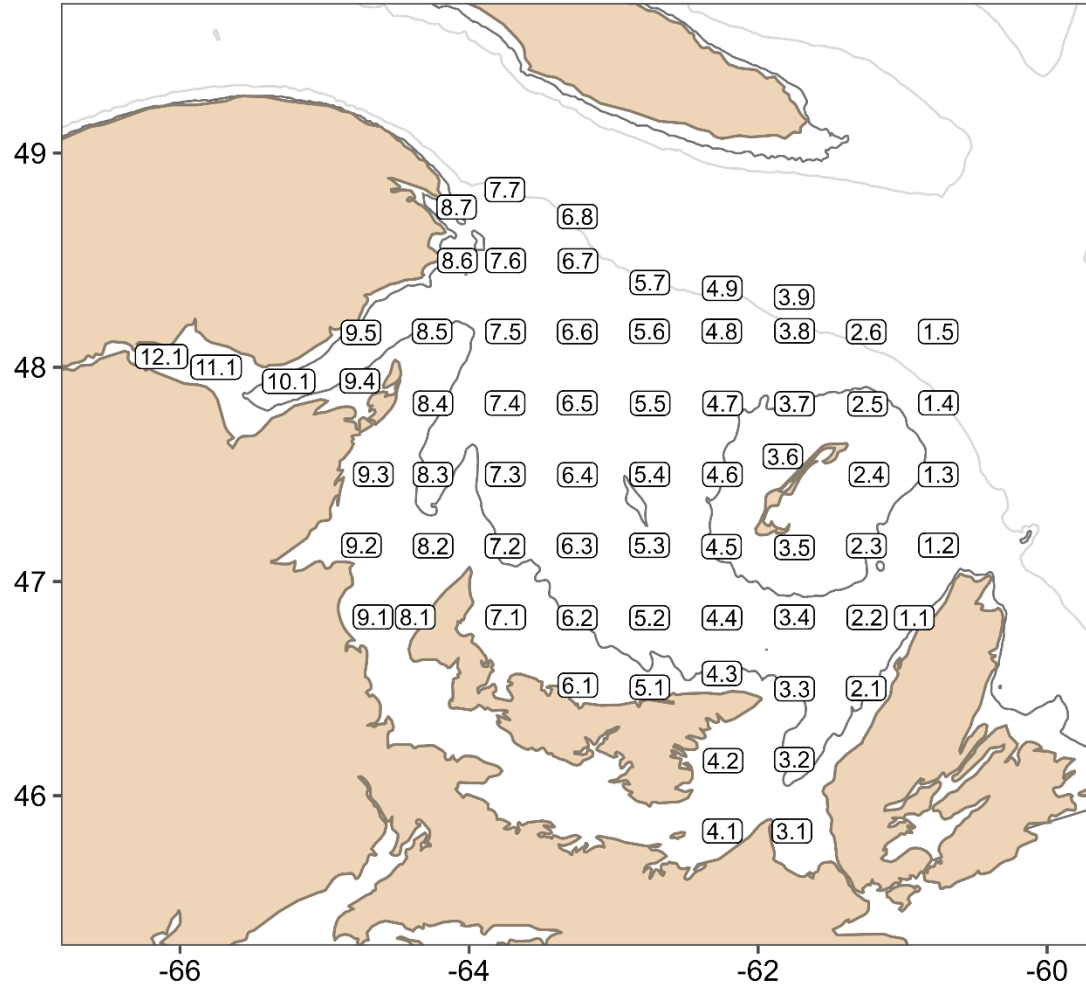


Figure 1. Stations échantillonnées pendant le relevé des œufs mené en juin. Les lignes gris foncé et gris pâle représentent les isobathes de 50 m et de 200 m, respectivement.

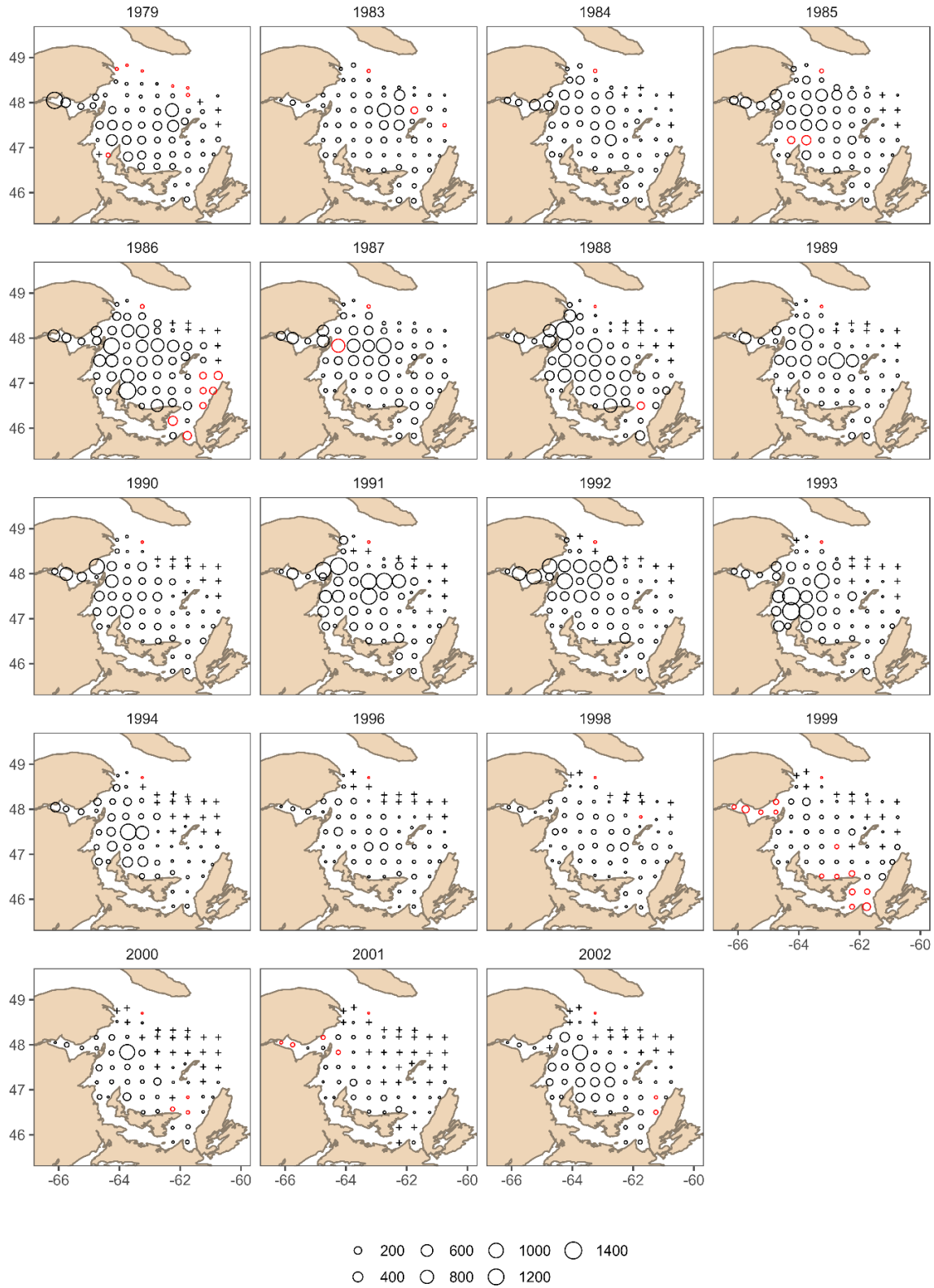


Figure 2. Production quotidienne d'œufs ( $n \cdot m^{-2} \cdot jour^{-1}$ ). Les absences d'œufs sont indiquées par des croix. Les valeurs prédites pour les stations non échantillonnées sont indiquées en rouge.

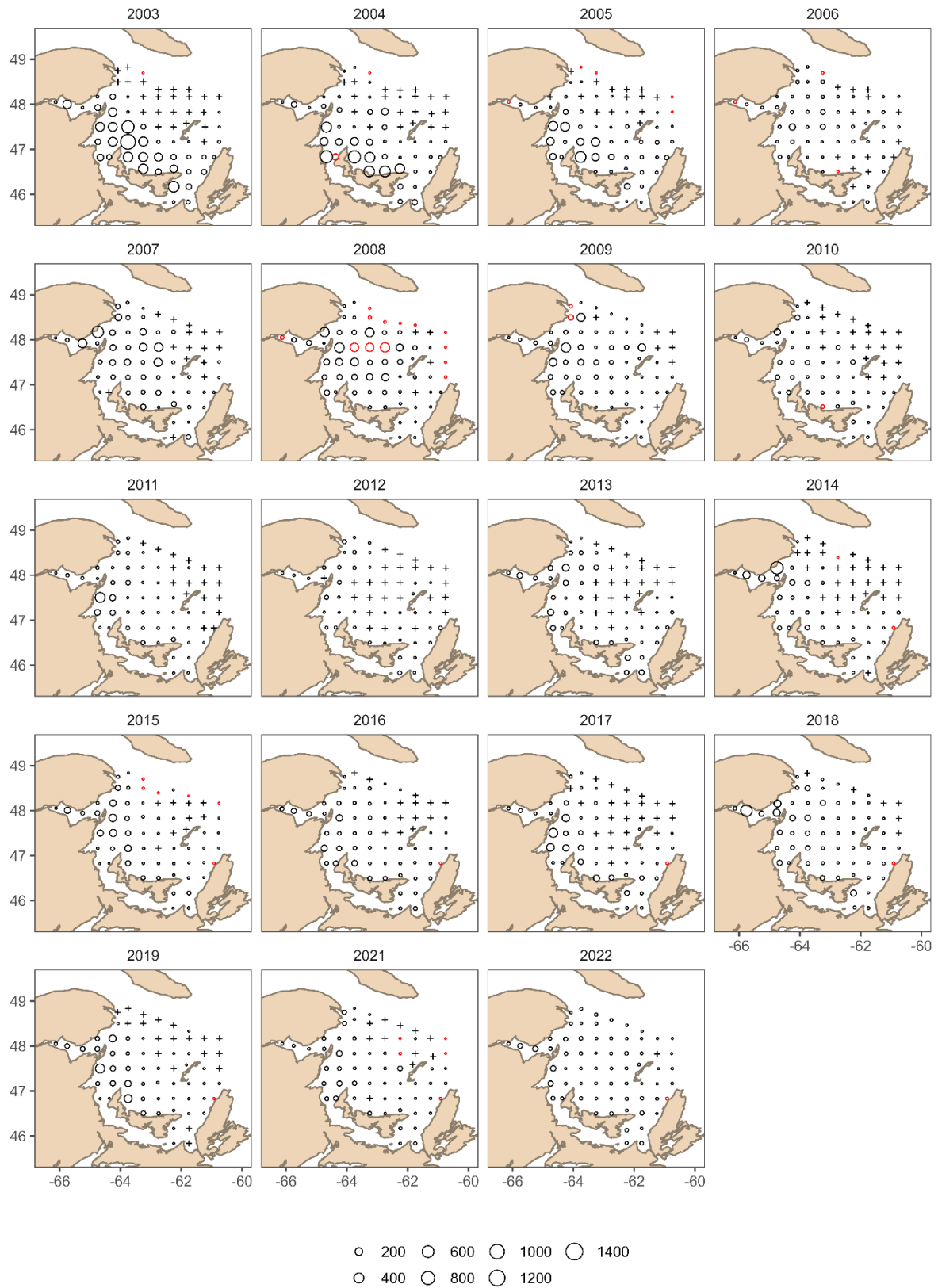


Figure 2 (suite).

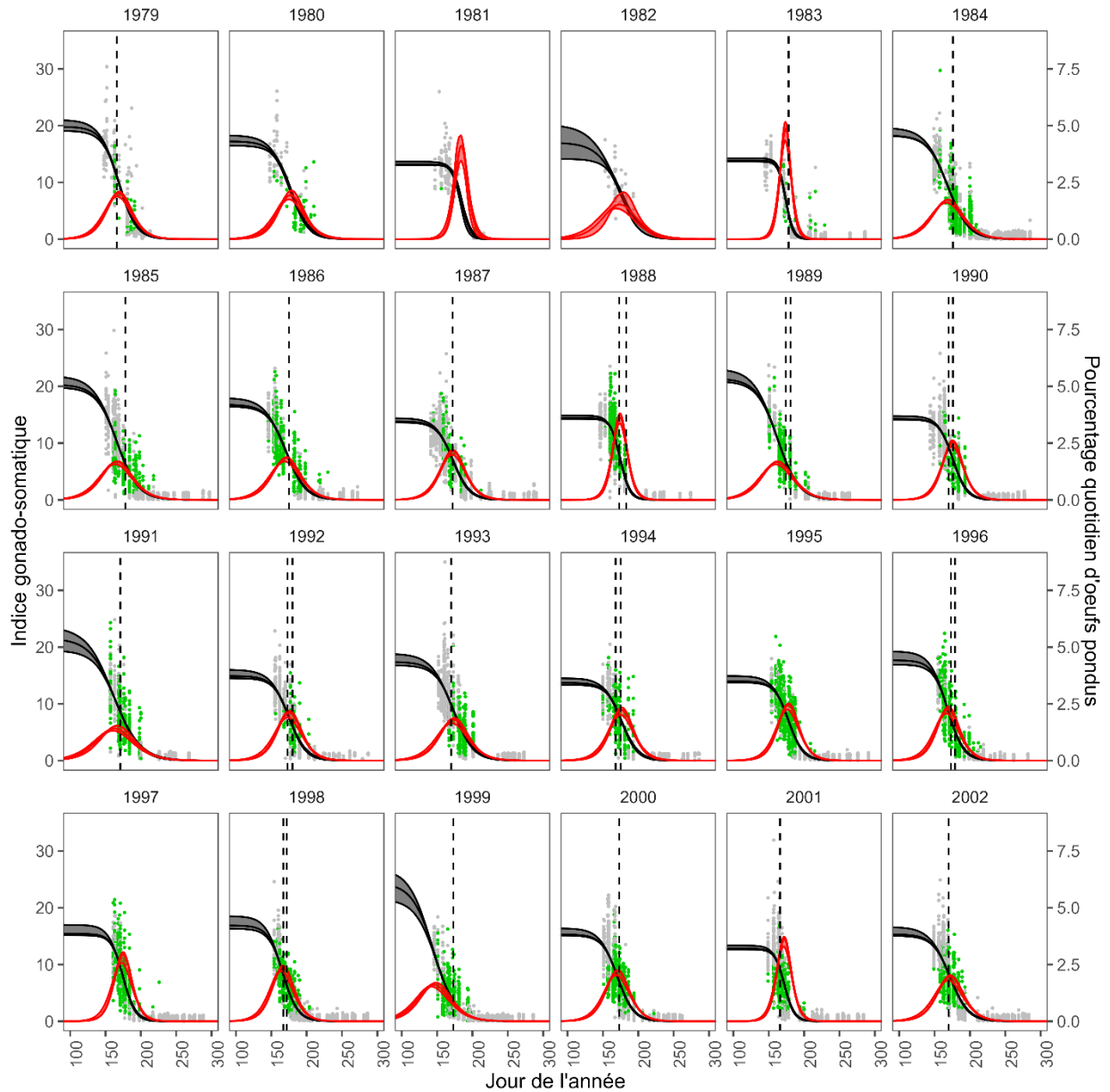


Figure 3. Ajustement logistique du modèle (ligne noire) et intervalle de confiance à 95 % (zone ombrée) en fonction de l'indice gonadosomatique (IGS; en pourcentage) au jour de l'année. Les observations sont indiquées par des points verts (stade de maturité 6) et gris (stades de maturité 5, 7 et 8). Les lignes verticales noires en tireté représentent la date médiane du relevé. La courbe rouge représente le pourcentage quotidien d'œufs pondus, avec un intervalle de confiance à 95 %.

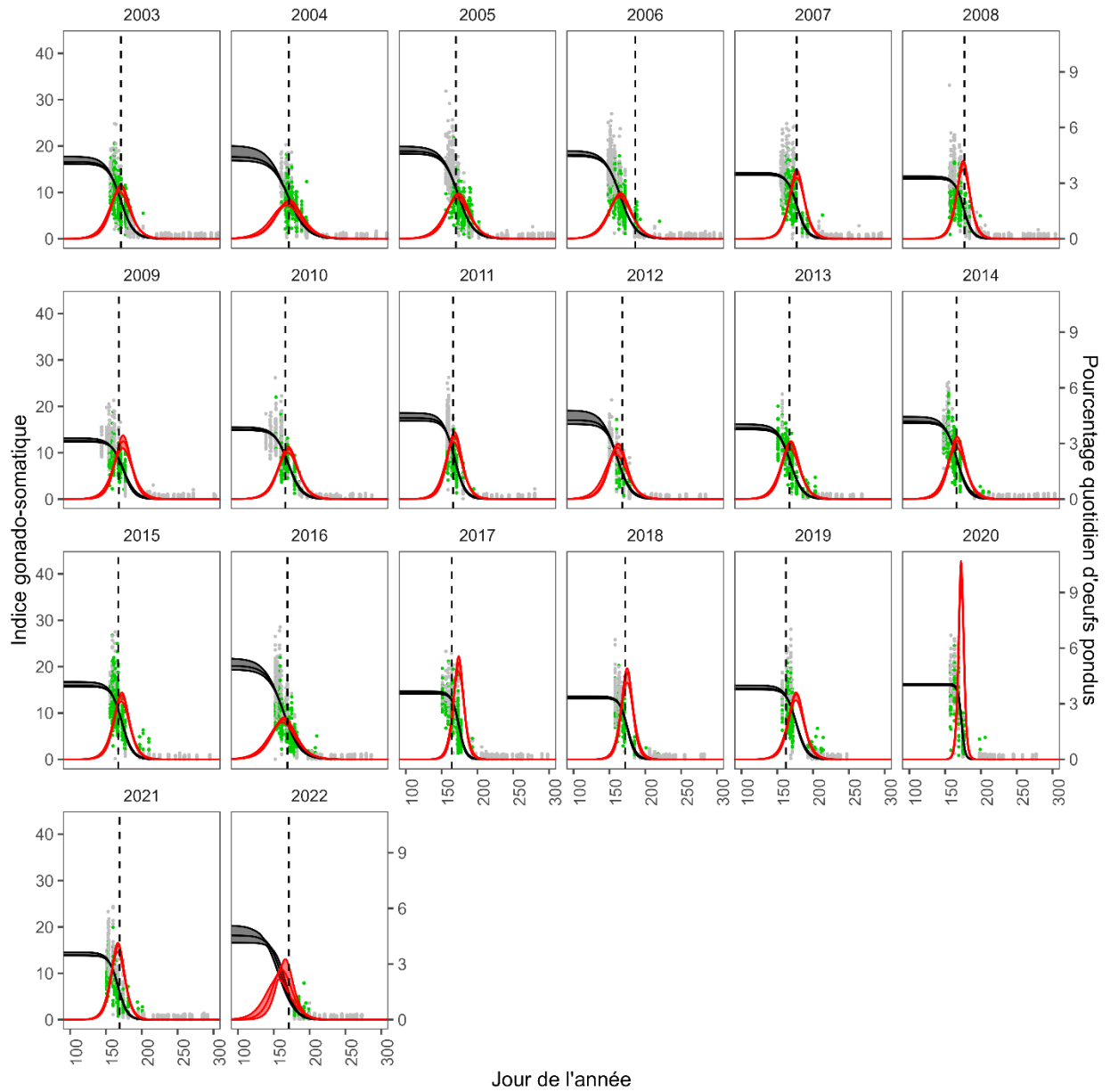


Figure 3. (suite)

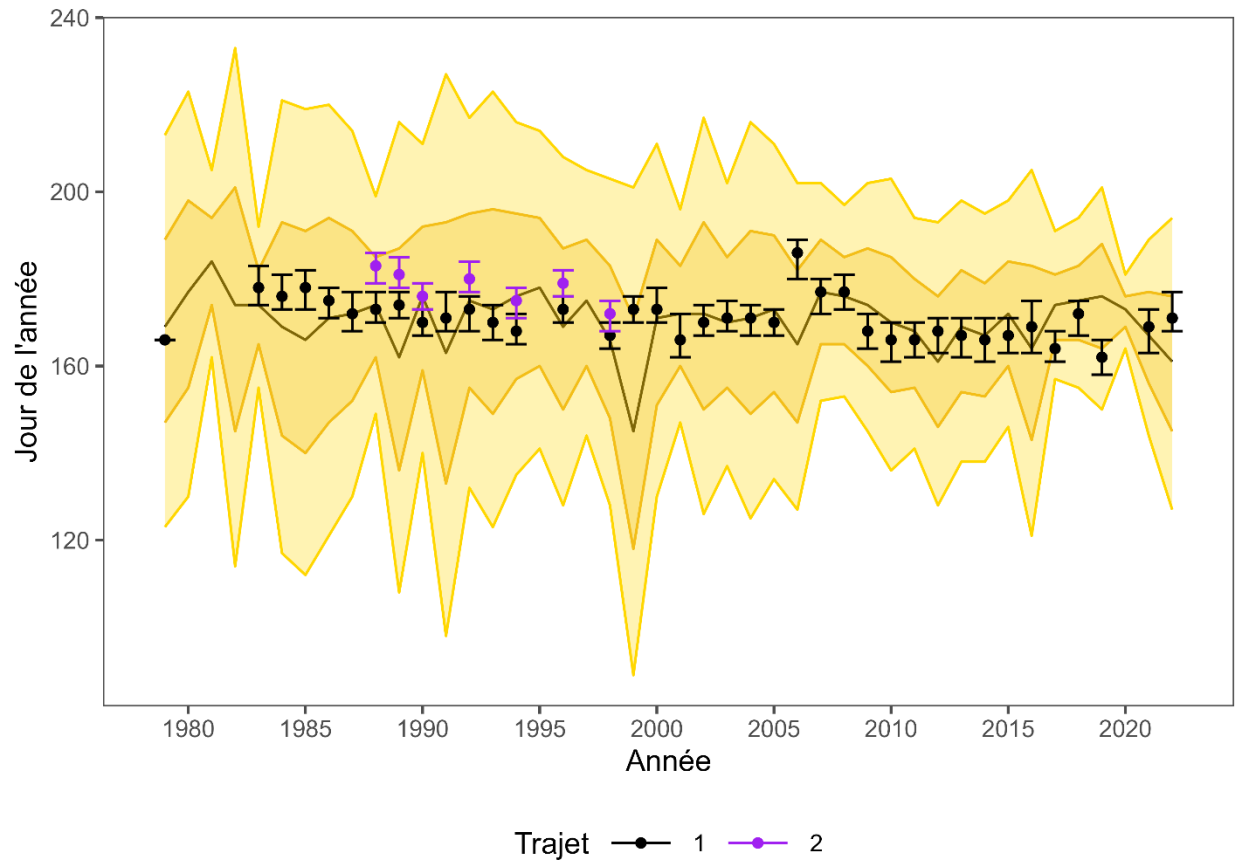


Figure 4. Moment du relevé (les cercles indiquent la date médiane et les moustache indique la date de début et de fin) par rapport à la saison de fraie (la ligne noire indique le pic et les rubans orange pâle et foncé indiquent la période au cours de laquelle 95 et 70 % des œufs étaient pondus, respectivement). Les premier et deuxième passages du relevé sont indiqués en noir et en violet, respectivement. Seule la date médiane était disponible pour 1979.



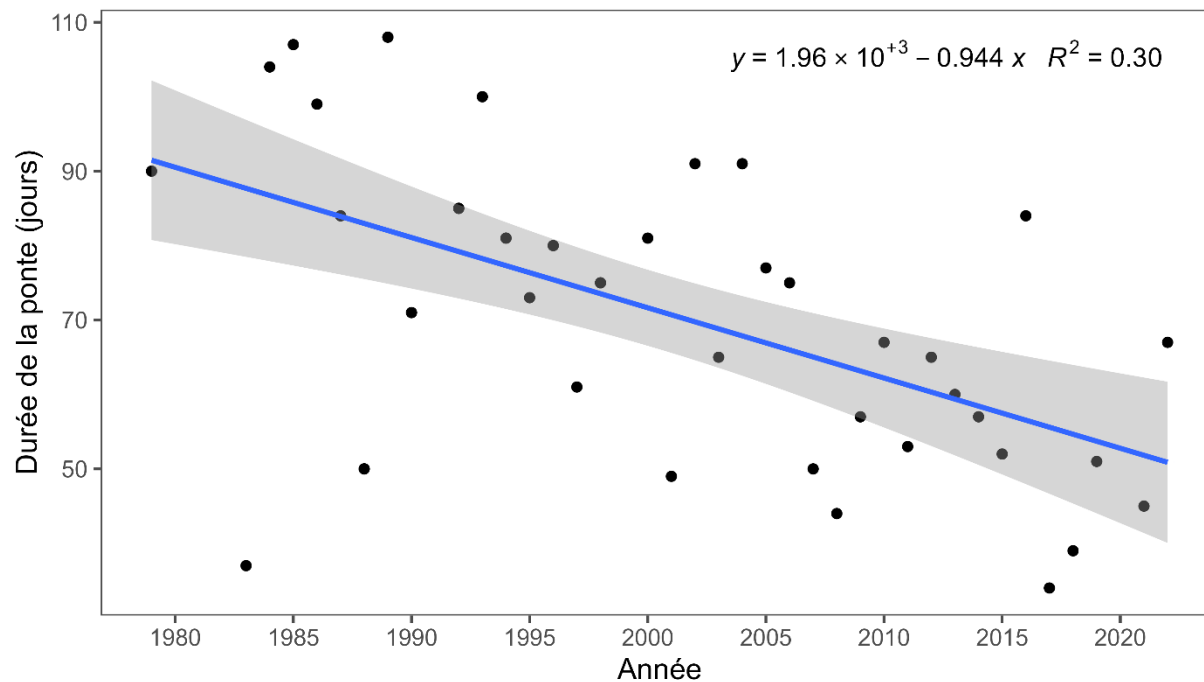


Figure 5. Régression linéaire entre la durée de la ponte (nombre de jours où 95 % des œufs étaient pondus) et le temps. Les estimations pour 1991 et 1999 ont été exclues en raison du mauvais ajustement du modèle logistique.

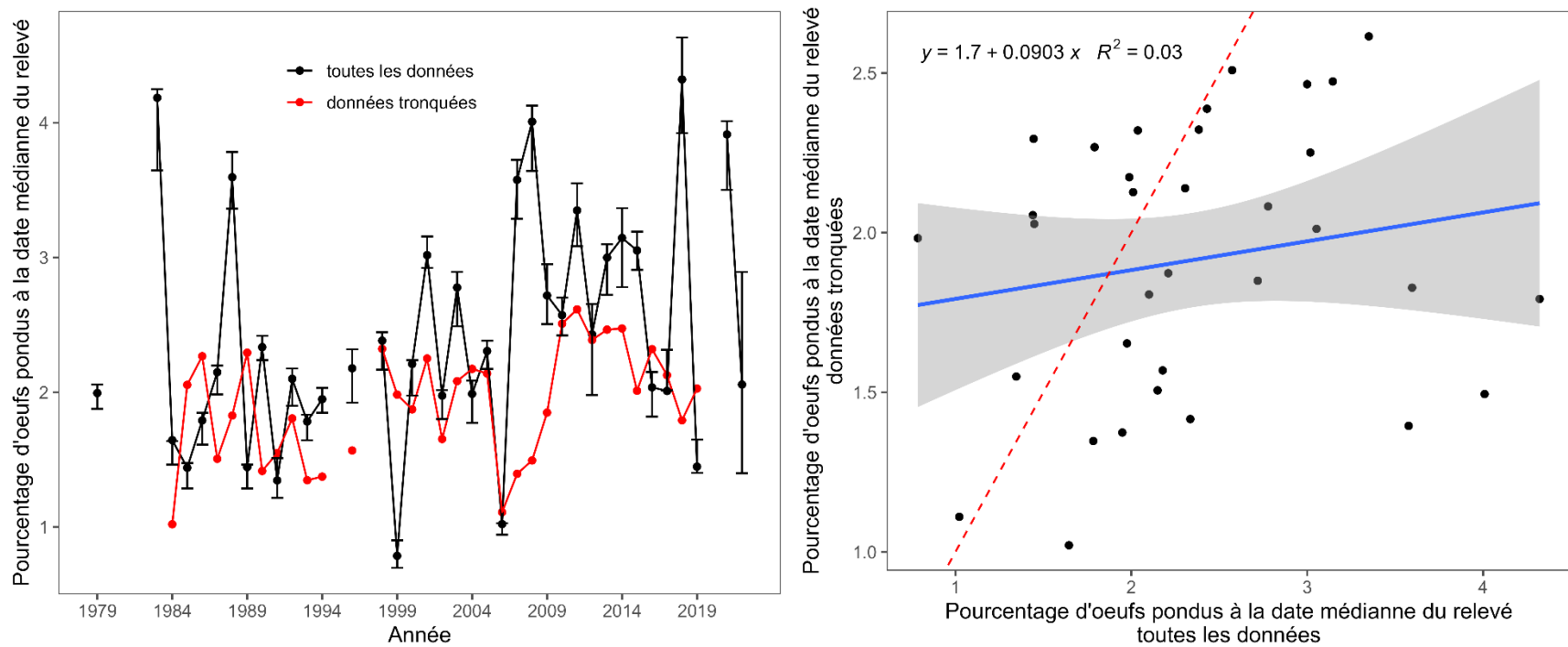


Figure 6. Comparaison des prédictions du modèle logistique (moyenne avec un intervalle de confiance à 95 %) entre le scénario de référence (toutes les données disponibles) et un scénario dans lequel, pour l'année donnée, les données sur les gonades n'étaient disponibles qu'à partir du jour 179 (imitant 2022).

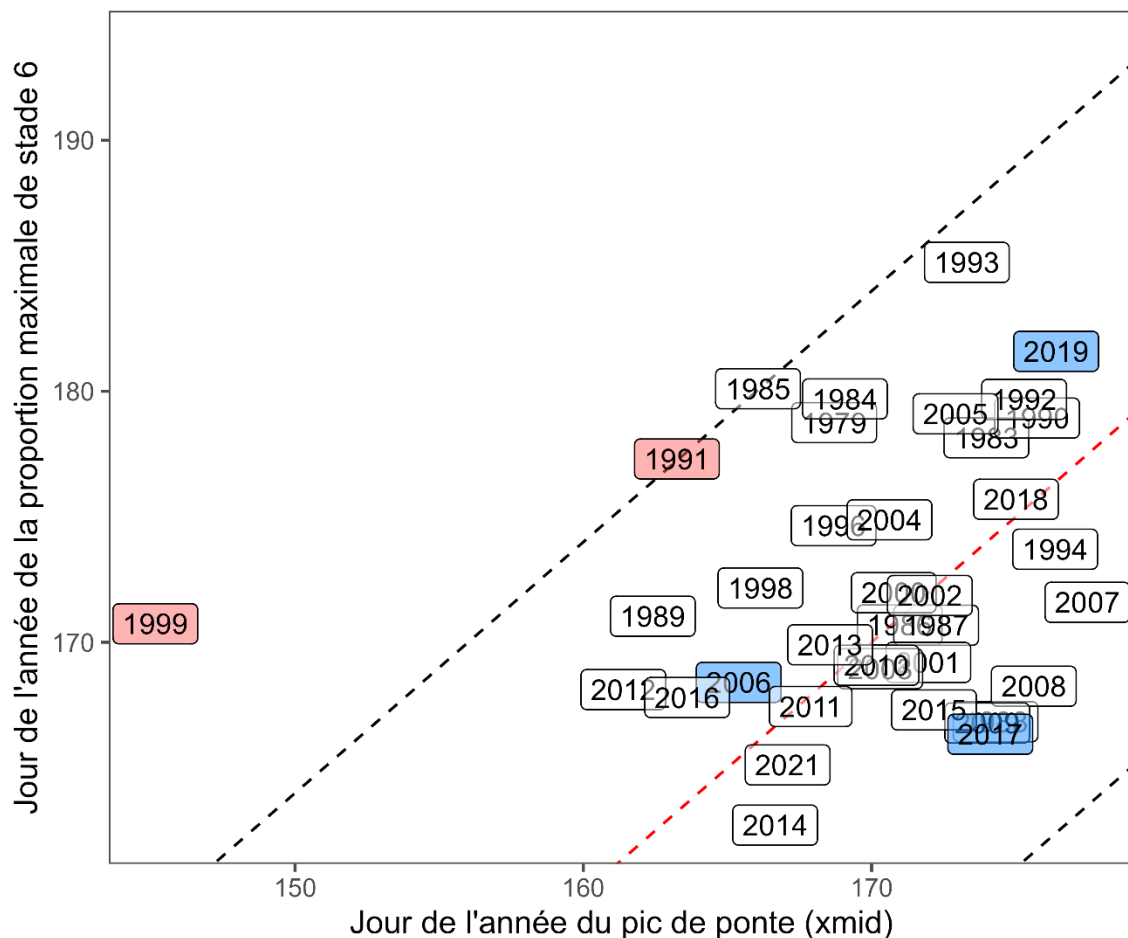


Figure 7. Validation indépendante de l'estimation de la saison de fraie, fondée sur le jour où la proportion la plus élevée de maquereaux du stade 6 a été observée dans les échantillons. La ligne rouge en tireté indique un ajustement parfait entre le jour de la plus forte proportion de poissons du stade 6 et le jour de la fraie maximale (pente = 1, point d'intersection = 0). La ligne noire en tireté représente les relations avec les points d'intersection de  $\pm 1,96 * \text{l'écart-type de la différence en jours entre le pic de poissons du stade 6 et le pic de la fraie}$  (pente = 1). Les années marquées comme étant probablement biaisées (indicateurs de biais pour les larves, incohérence de l'ajustement logistique) et retirées de l'évaluation sont indiquées en rouge. Les années présentant une plus grande incertitude, mais aucune indication de biais, en raison du moment du relevé par rapport au moment de la fraie (à l'extérieur de la période où 70 % des œufs étaient pondus) sont indiquées en bleu. Les années présentant une plus grande incertitude, mais aucune indication de biais, en raison de la mauvaise couverture d'échantillonnage de la saison de fraie ne sont pas présentées (2022).

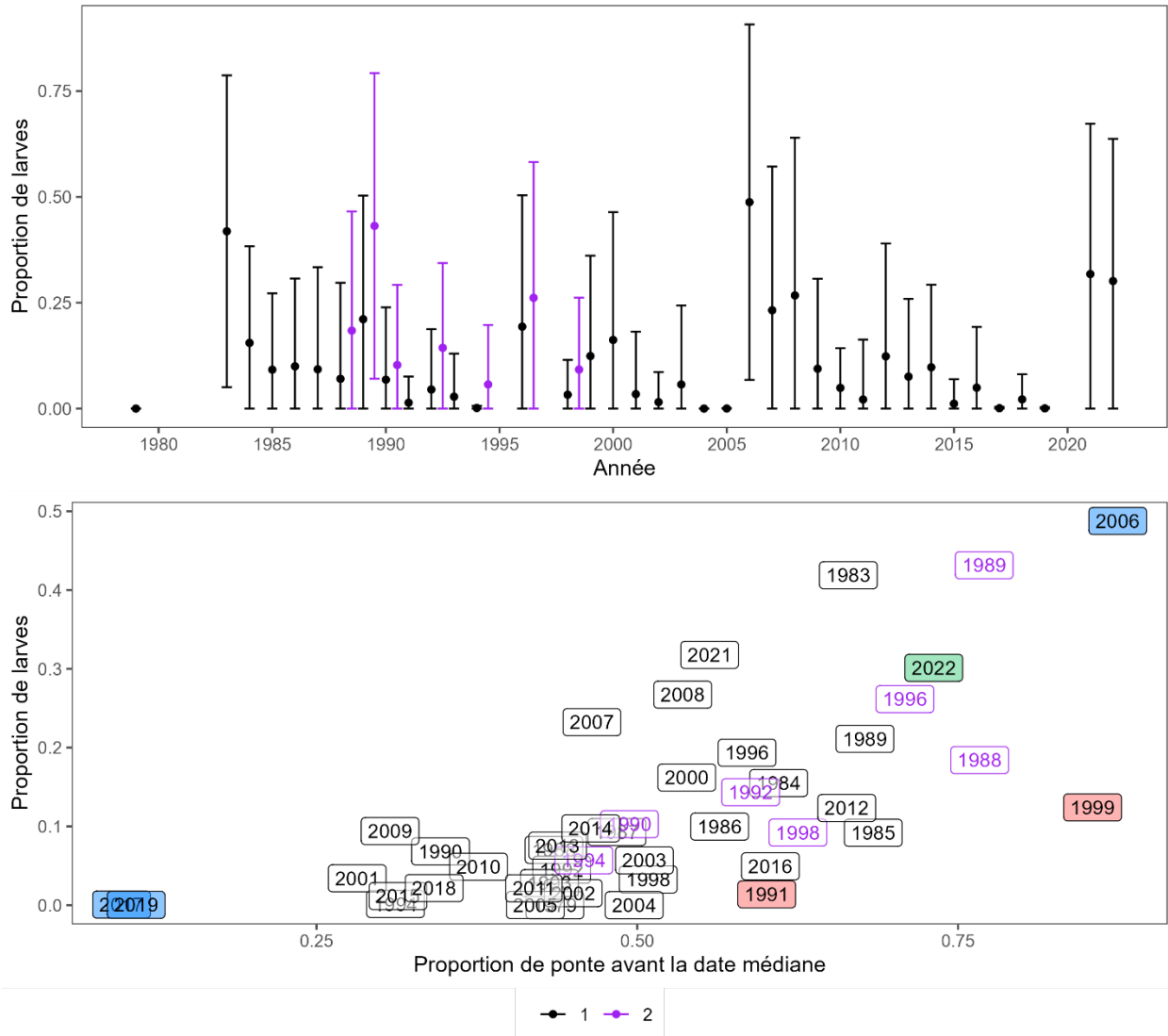


Figure 8. Validation indépendante de l'estimation de la saison de fraie, fondée sur la proportion de larves observées dans les échantillons (éq. 2.6.4). Le panneau du haut indique la proportion annuelle de larves (moyenne  $\pm$  écart-type entre les stations) pour le premier (en noir) et, lorsqu'il est disponible, le deuxième passage du relevé (en violet). Le panneau du bas indique la proportion moyenne de larves observées chaque année en fonction de la proportion cumulative estimée d'œufs pondus avant la date médiane du relevé. Les années marquées comme étant probablement biaisées (indicateurs de biais pour les larves, incohérence de l'ajustement logistique) et retirées de l'évaluation sont indiquées en rouge. Les années présentant une plus grande incertitude, mais aucune indication de biais, en raison du moment du relevé par rapport au moment de la fraie (à l'extérieur de la période où 70 % des œufs étaient pondus) sont indiquées en bleu. Les années présentant une plus grande incertitude, mais aucune indication de biais, en raison de la mauvaise couverture d'échantillonnage de la saison de fraie, sont indiquées en vert (2022).

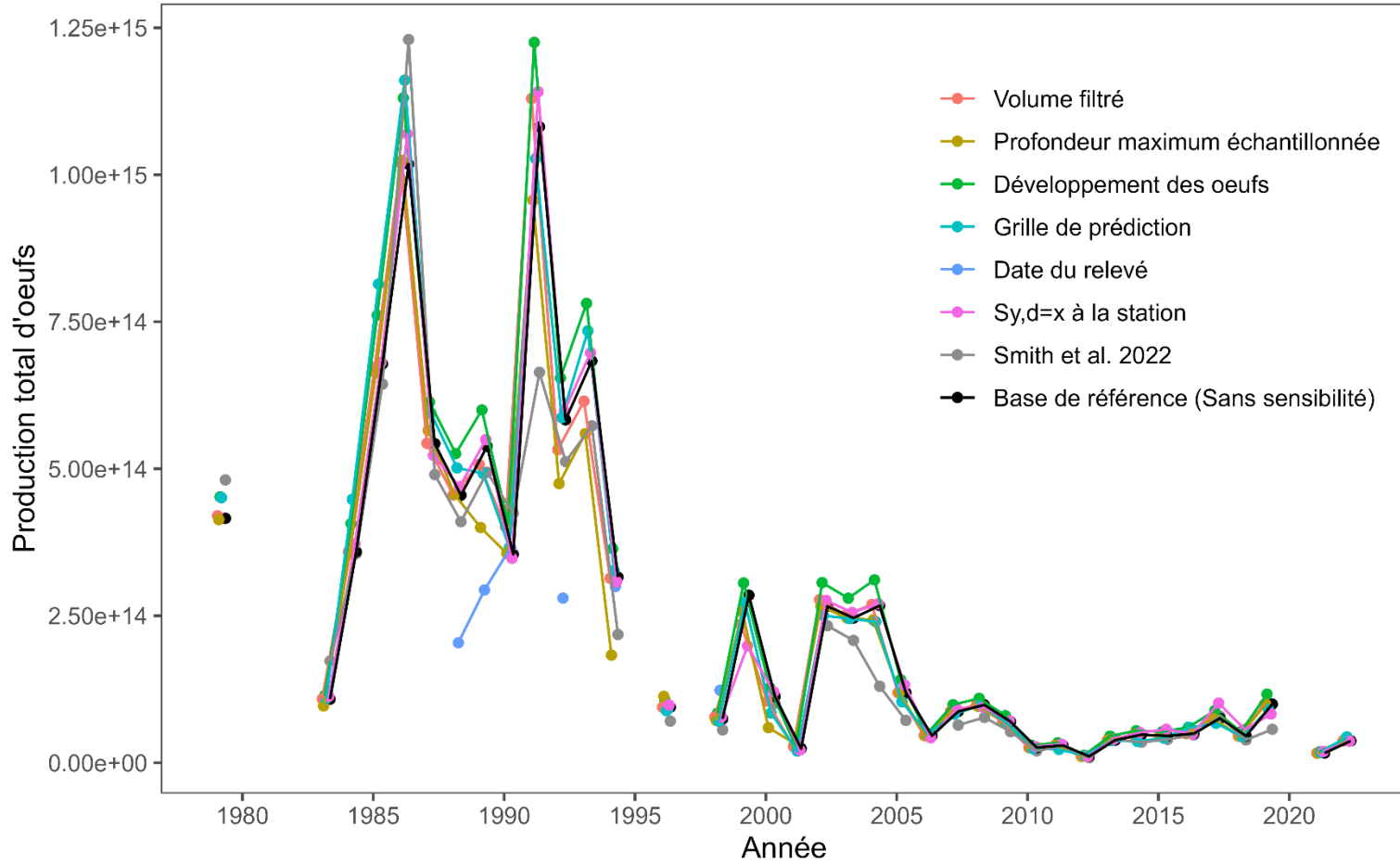


Figure 9. Production totale annuelle d'œufs, estimée selon le scénario de référence (ligne noire), les différentes analyses de sensibilité (lignes colorées) et les résultats de l'évaluation du stock de maquereau en 2021 (ligne grise; Smith et al. 2022).

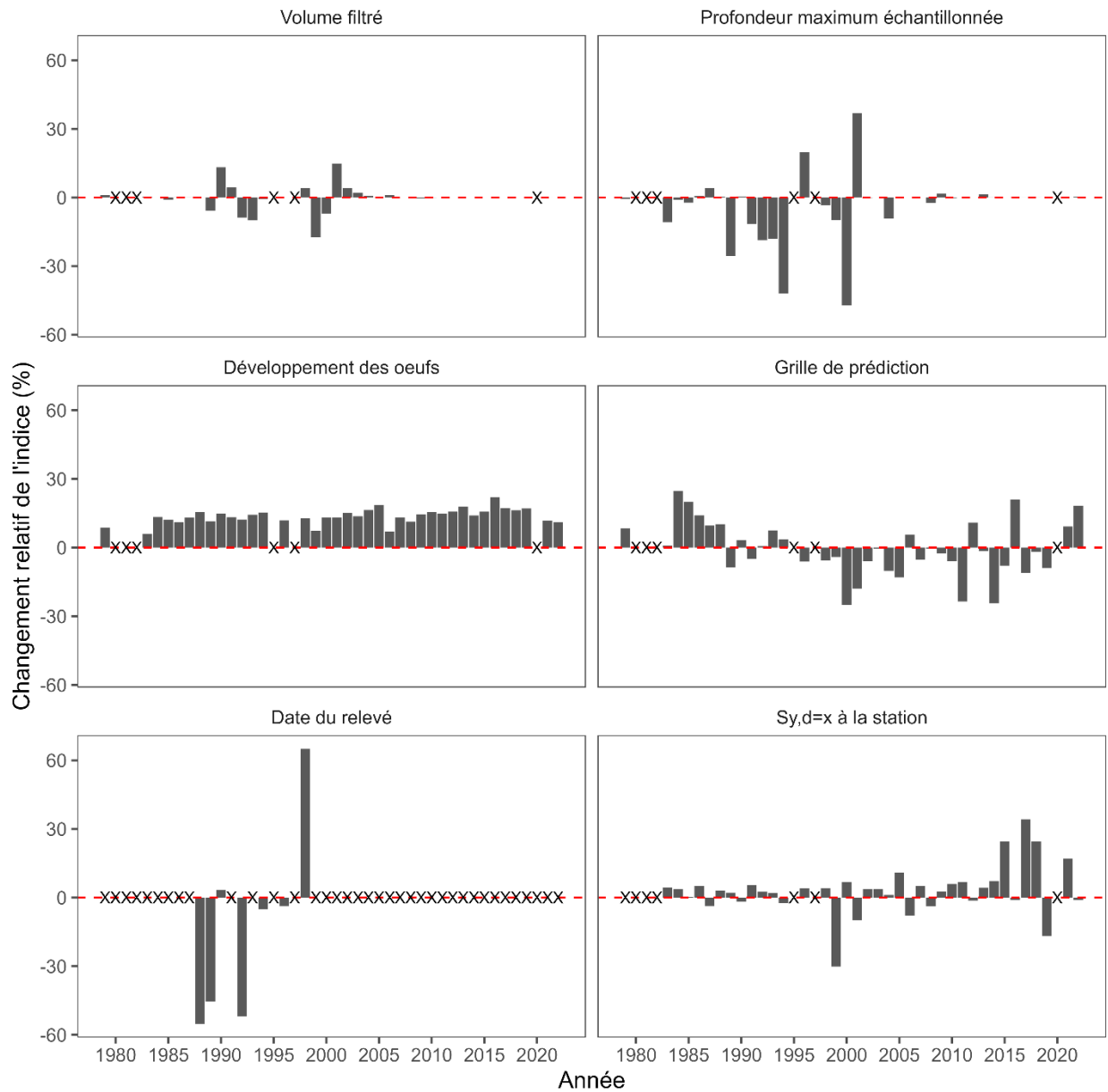


Figure 10. Variation en pourcentage de la production totale annuelle d'œufs pour chaque analyse de sensibilité, par rapport au scénario de référence (ligne rouge en tireté = aucun changement). Les années pour lesquelles aucune comparaison n'a été faite sont marquées d'un X.

## ANNEXE 1 - SENSIBILITÉ

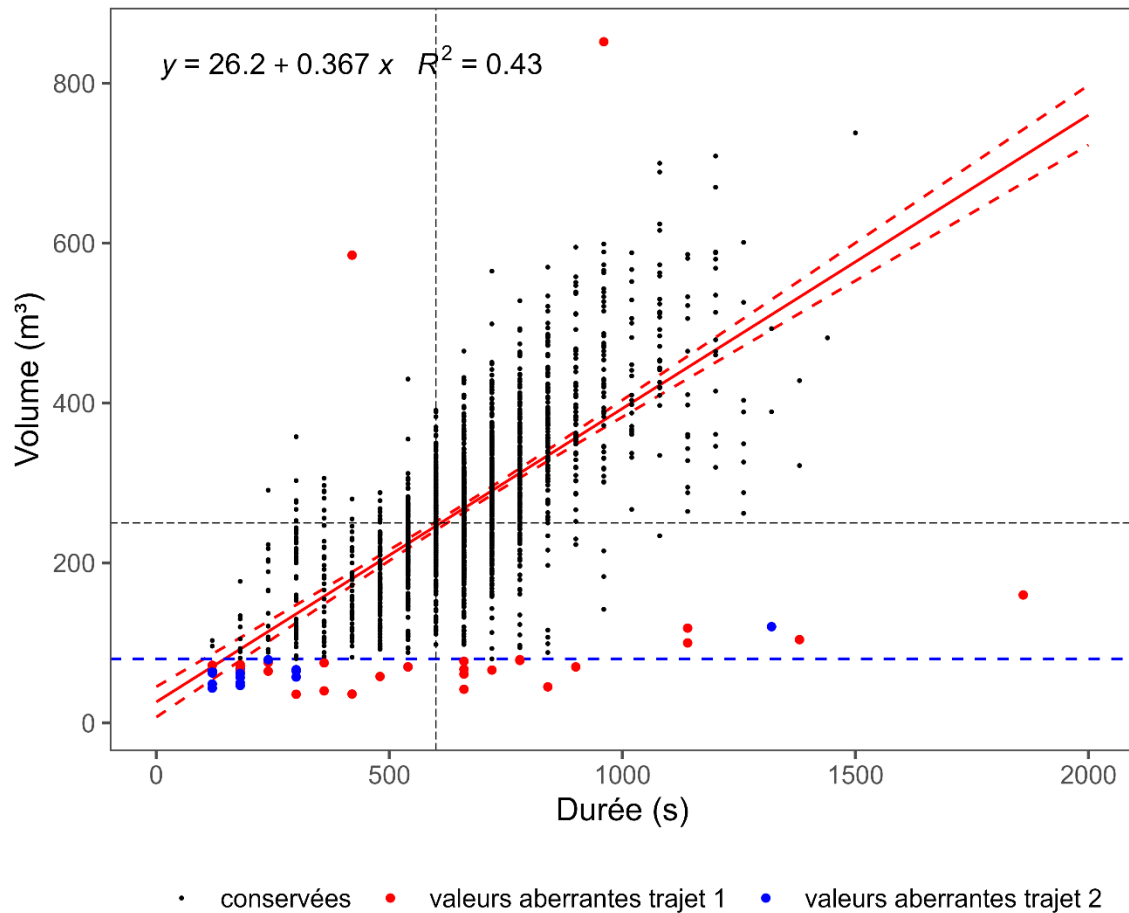


Figure A.1.1. Relation entre le volume d'eau échantillonné et la durée du trait pour les relevés d'ichthyoplancton effectués de 1979 à 2022. La relation linéaire ajustée avec l'intervalle de confiance à 95 % est représentée par une ligne rouge pleine et des lignes rouges en tireté, respectivement. Les lignes grises en tireté indiquent le volume d'eau filtré prévu pour un trait standard de 10 minutes. Les observations aberrantes possibles pour les premier et deuxième passages sont indiquées respectivement en rouge et en bleu. Seules les observations aberrantes du premier passage ont été supprimées de l'analyse de sensibilité du volume d'eau filtré.

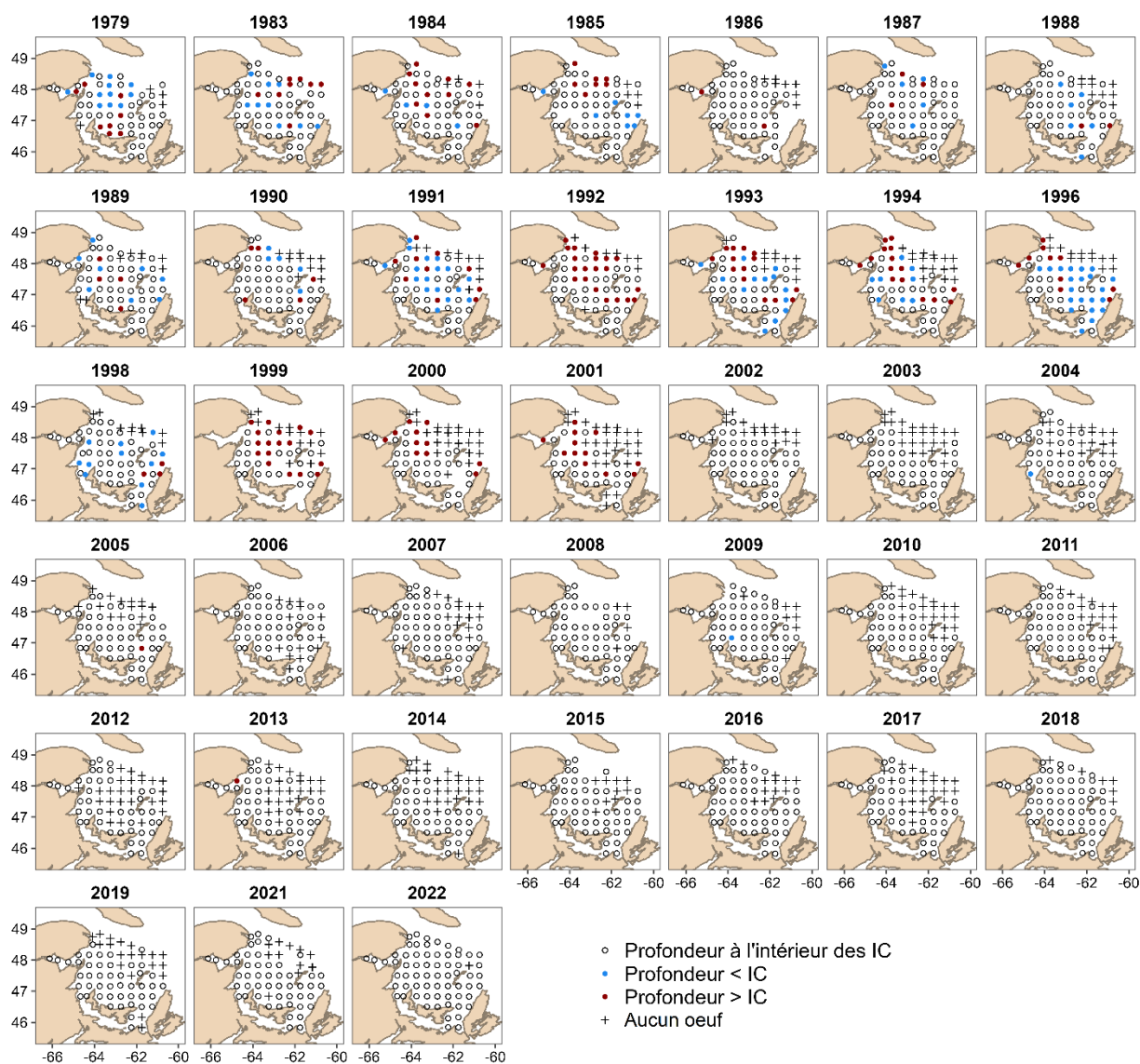


Figure A.1.2. Observations aberrantes de la profondeur échantillonnée (points de couleur). Les stations pour lesquelles le point le plus profond échantillonné (profondeur échantillonnée) se trouve à l'extérieur de l'intervalle de confiance (IC) à 99,9 % déterminé pour cette station de 2002 à 2022 ( $\text{moyenne} \pm 3,291 * \text{écart-type}$ ) sont indiquées en bleu (particulièrement peu profond) ou en rouge (particulièrement profond). Les stations où aucun œuf n'a été observé n'ont systématiquement pas été définies comme des observations aberrantes, car elles ne devraient pas être touchées par une profondeur d'échantillonnage incongrue (croix noires).



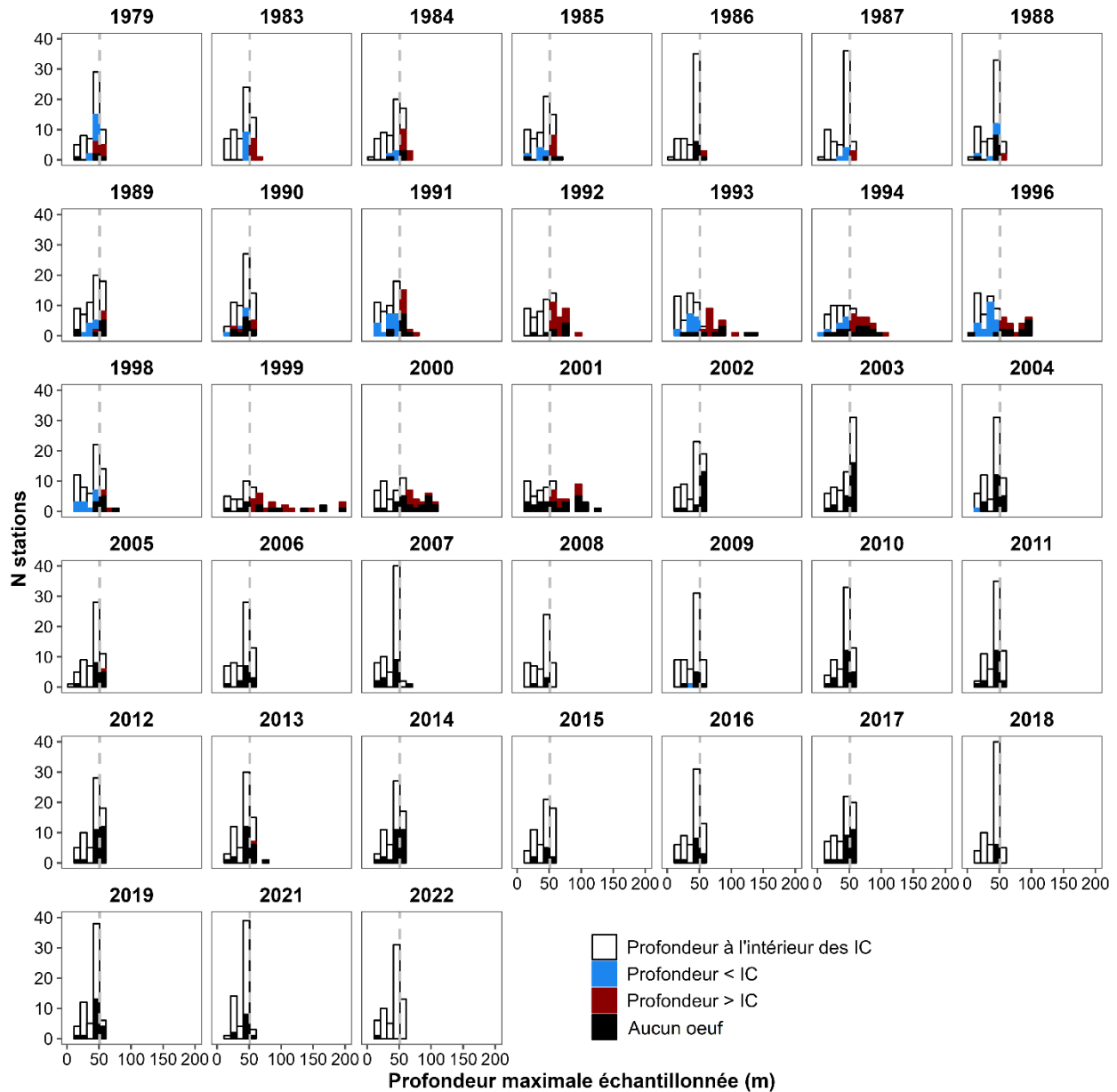


Figure A.1.3. Vérification des profondeurs d'échantillonnage enregistrées. Les graphiques à barres montrent la répartition des profondeurs échantillonnées au cours d'une année donnée. Les stations pour lesquelles le point le plus profond échantillonné (profondeur de l'échantillon) se trouve à l'extérieur de l'intervalle de confiance à 99,9 % déterminé pour cette station de 2002 à 2022 (moyenne  $\pm$  3,291 \* écart-type) sont indiquées en bleu (particulièrement peu profond) ou en rouge (particulièrement profond). La ligne verticale grise en tirets représente la profondeur ciblée pour les stations en eaux profondes (50 m). Les stations où aucun œuf n'a été observé n'ont systématiquement pas été définies comme des observations aberrantes, car elles ne devraient pas être touchées par une profondeur d'échantillonnage incongrue.

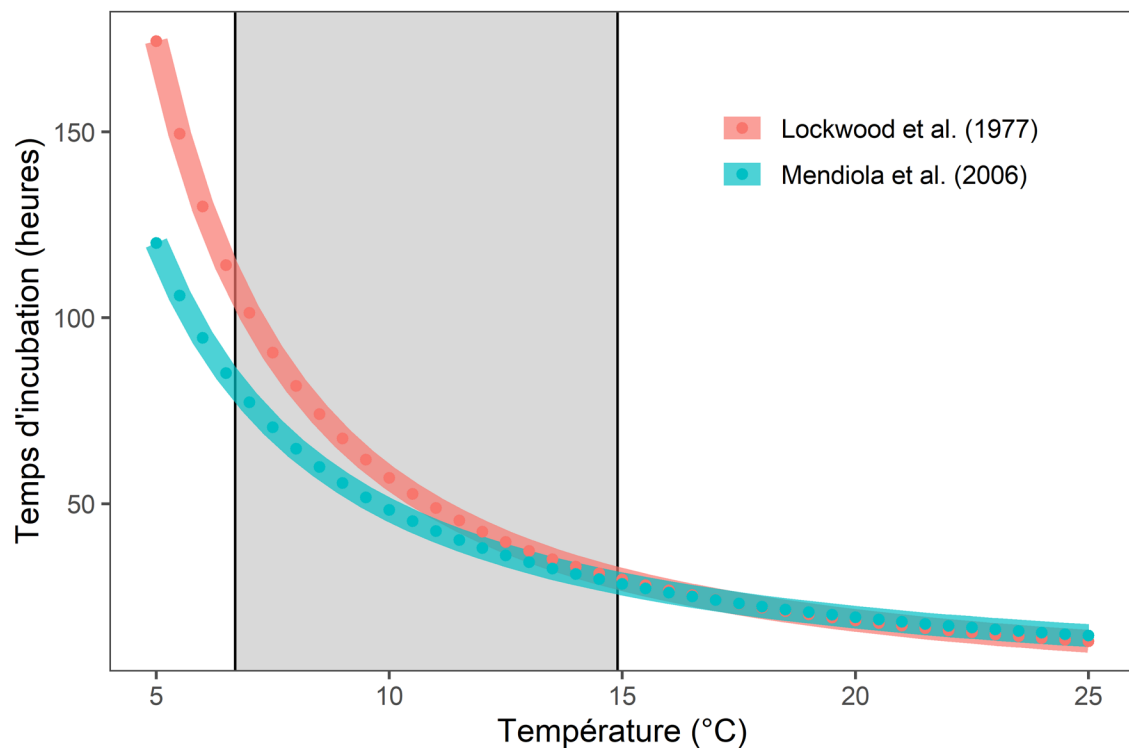


Figure A.1.4. Temps d'incubation prédit (en heures) des œufs du stade 1 en fonction de la température, selon les équations de Lockwood et ses collaborateurs (1977) et de Mendiola et ses collaborateurs (2006). Le rectangle gris délimite la plage de températures mesurée dans 95 % des stations pendant toutes les années (1979 à 2022).

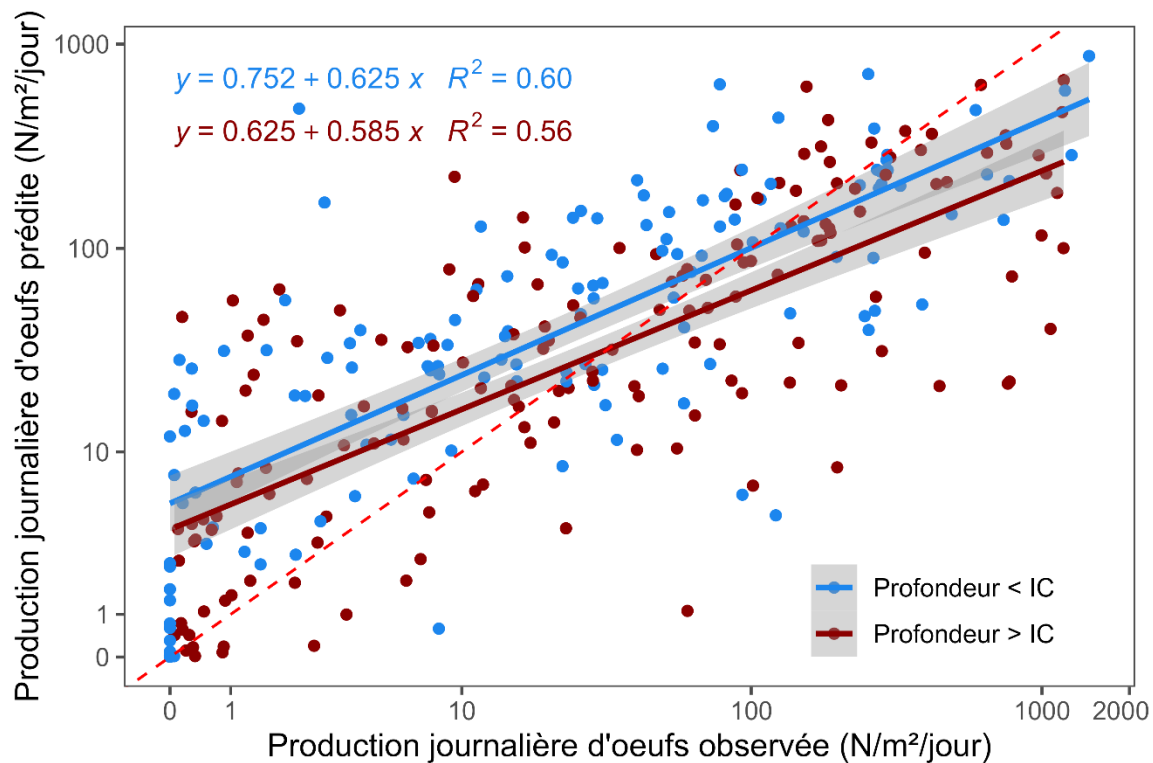


Figure A.1.5. Prédications des « observations aberrantes de la profondeur » par R-INLA par rapport aux valeurs observées. Les stations pour lesquelles le point le plus profond échantillonné (profondeur échantillonnée) se trouve à l'extérieur de l'intervalle de confiance à 99,9 % déterminé pour cette station au cours de toutes les années de relevé de 1979 à 2022 (moyenne  $\pm 3,291 \cdot \text{écart-type}$ ) sont indiquées en bleu (particulièrement peu profond) ou en rouge (particulièrement profond).

---

## ANNEXE 2 - R-INLA

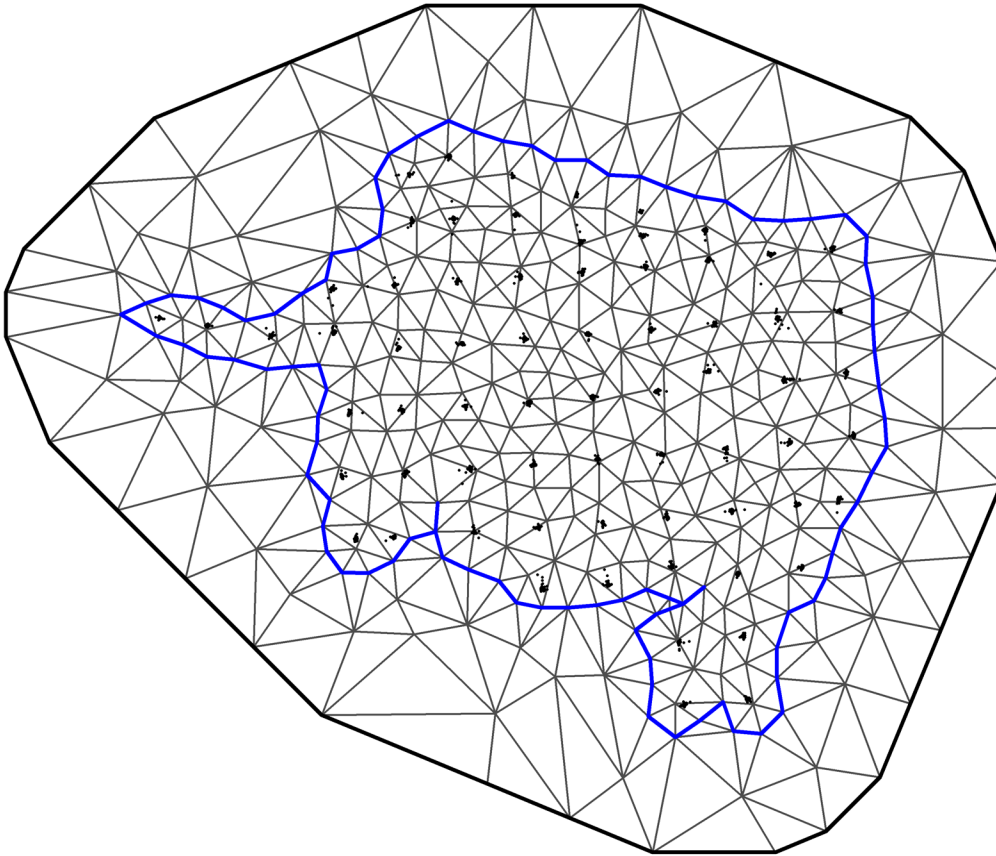


Figure A.2.1. Maillage utilisé pour le champ spatial aléatoire afin d'estimer les stations non échantillonnées. La ligne bleue indique la limite. Les triangles situés à l'extérieur de cette limite ont des vertex (c'est-à-dire les côtés du triangle) plus longs. Les positions des stations sont indiquées par des points noirs.

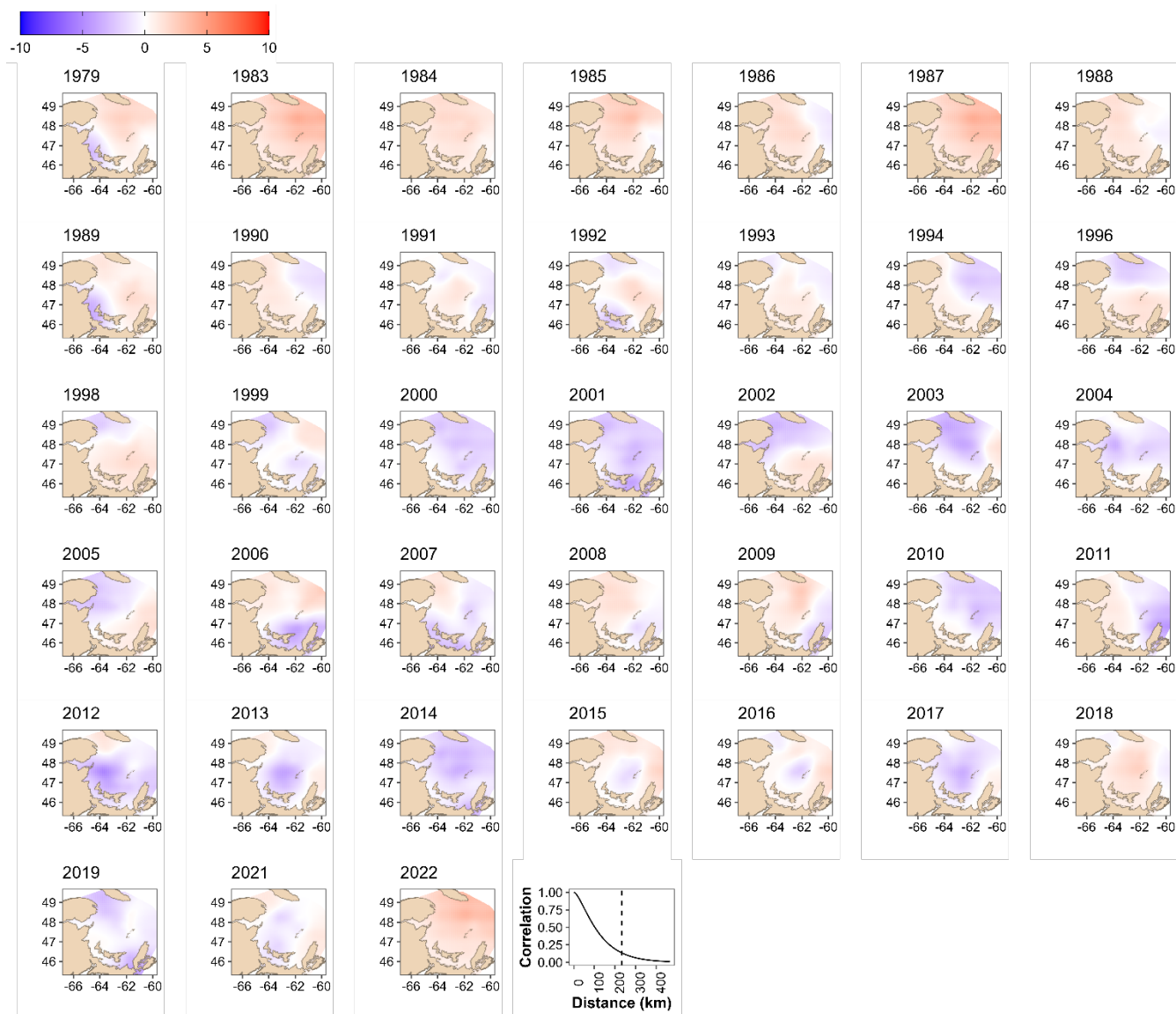


Figure A.2.2. Champs spatiaux aléatoires ( $w_y$ ) prédits avec une distribution de Bernoulli. La fonction de corrélation spatiale de Matérn estimée est indiquée dans le dernier panneau, dans lequel la ligne verticale en tirets représente la distance de corrélation spatiale.

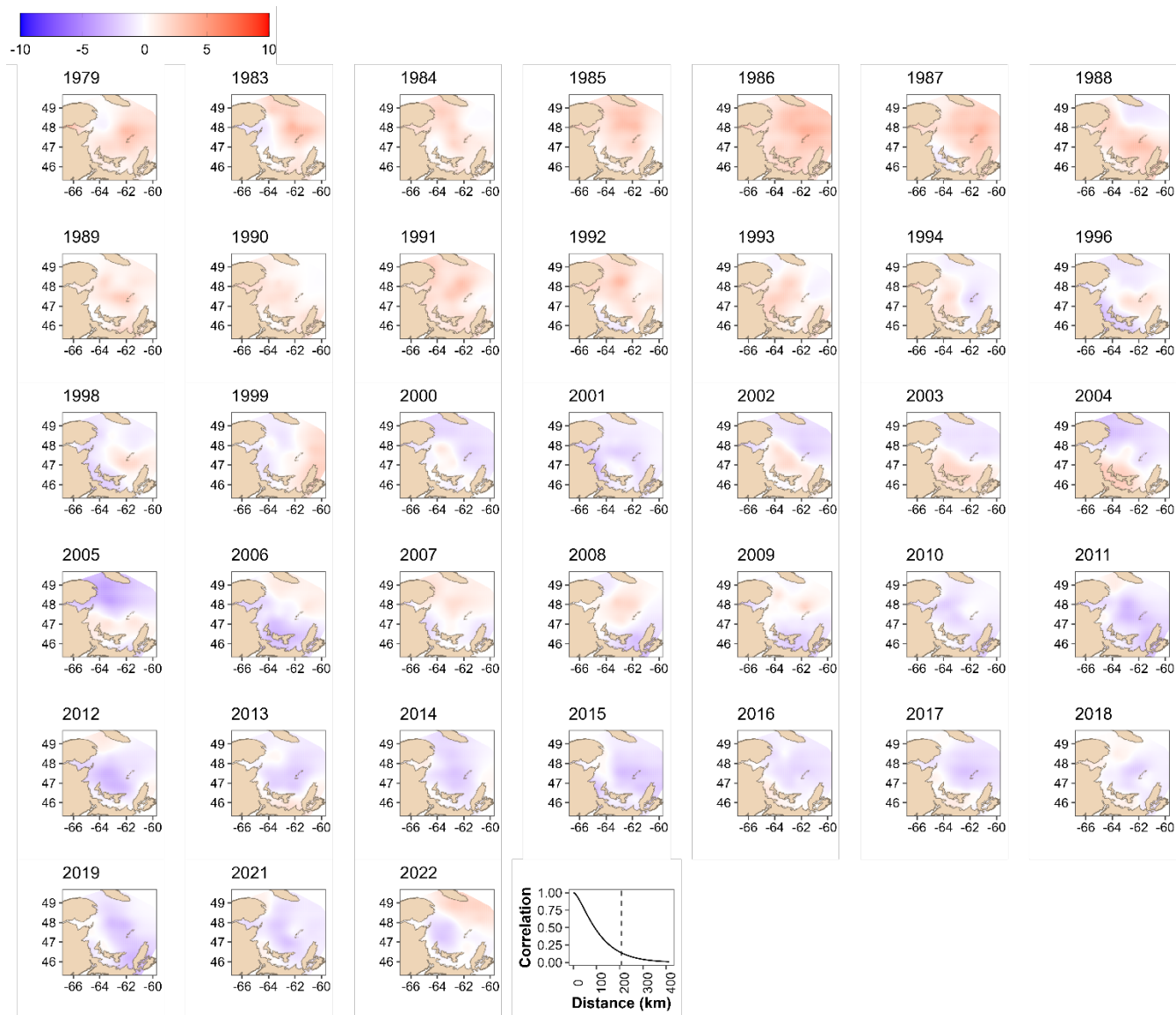


Figure A.2.3. Champs spatiaux aléatoires ( $w_t$ ) prédits avec une distribution de Gamma. La fonction de corrélation spatiale de Matérn estimée est indiquée dans le dernier panneau, dans lequel la ligne verticale en tirets représente la distance de corrélation spatiale.

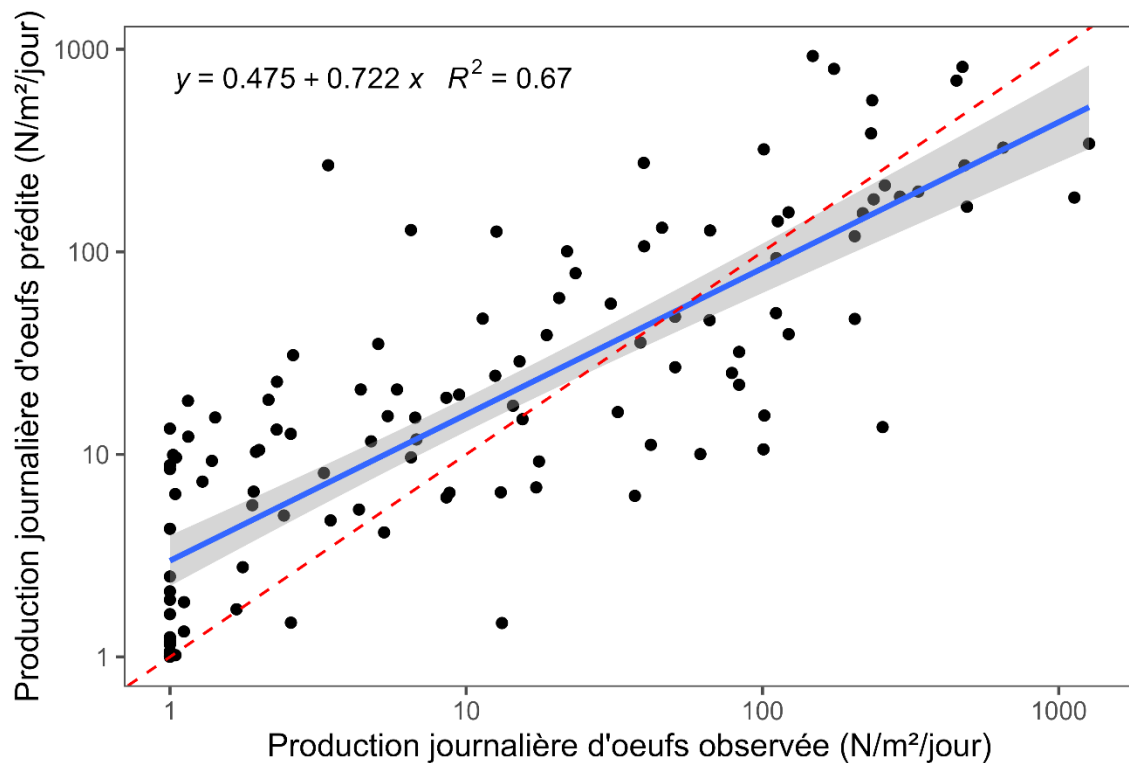


Figure A.2.4. Validation du modèle spatial. Pour chaque année de relevé comportant au plus une station manquante, dix stations ont été retirées au hasard avant que le modèle ne soit réajusté afin de prédire les valeurs retirées. La ligne rouge en tireté représente un ajustement parfait. La ligne bleue pleine représente l'ajustement des prédictions par rapport aux observations, avec un intervalle de confiance à 95 % par rapport à la ligne d'égalité rouge en tireté ( $y = x$ ).

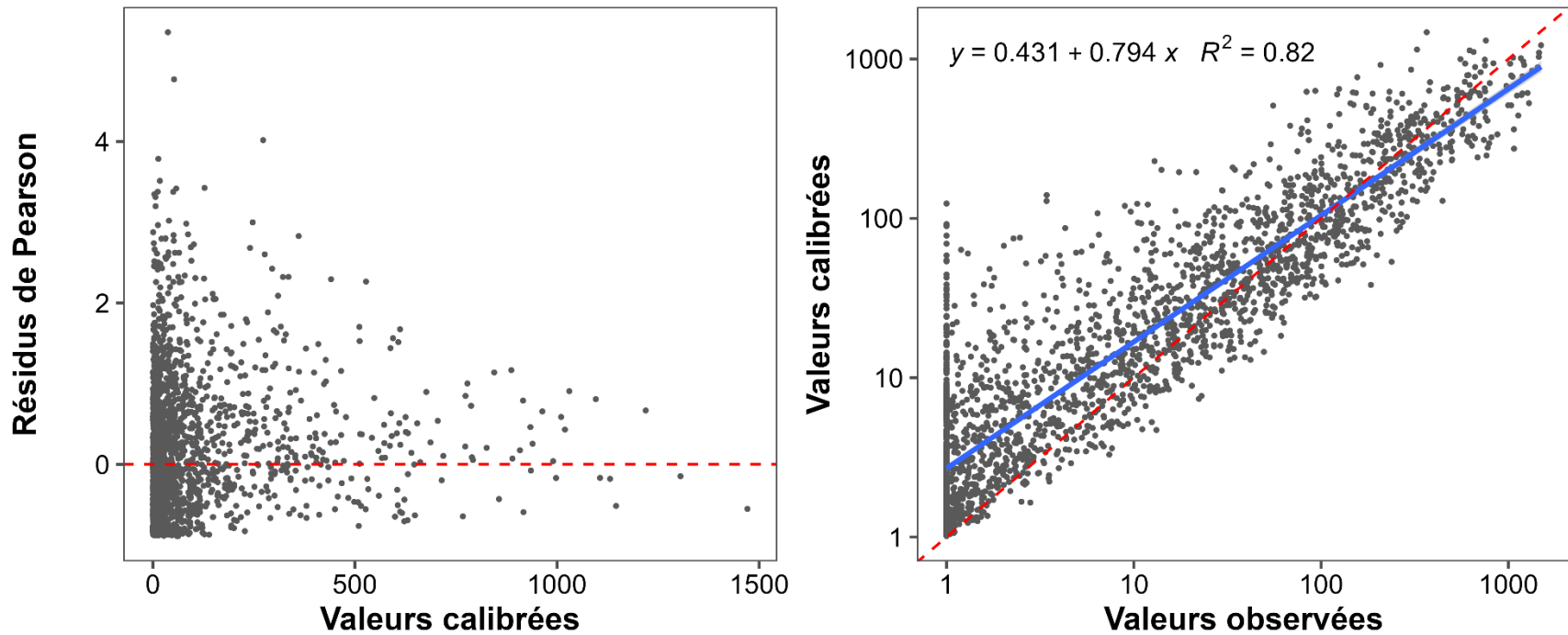


Figure A.2.5. Validation du modèle spatial. L'homogénéité des variances est vérifiée à l'aide des résidus de Pearson en fonction de la production quotidienne d'œufs prédite (panneau de gauche). Les prédictions sont validées en fonction des observations (panneau de droite). Les valeurs devraient se trouver autour de la ligne rouge en tireté. La ligne bleue montre la relation linéaire entre les prédictions et les observations, avec un intervalle de confiance à 95 % comparativement à la ligne d'égalité rouge en tireté ( $y = x$ ).



### ANNEXE 3 - PONTE

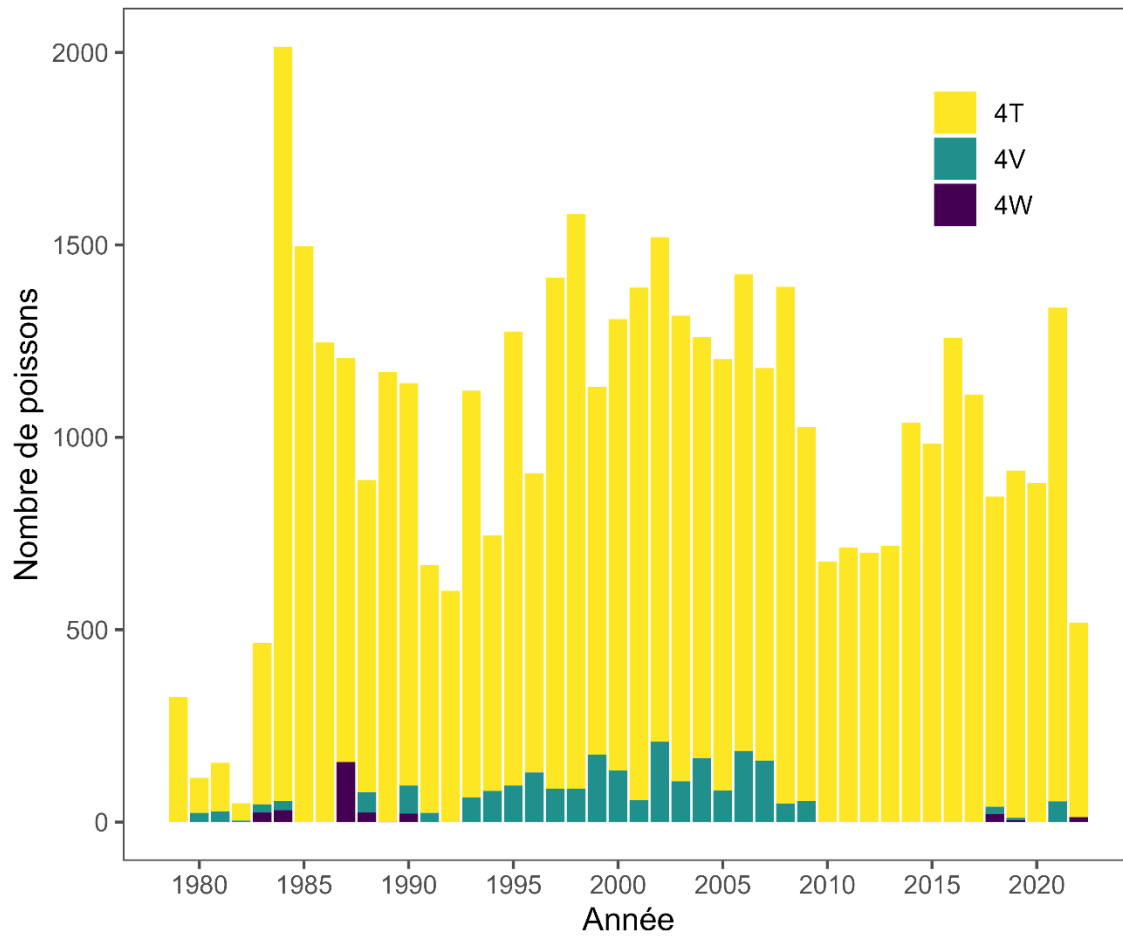


Figure A.3.1. Nombre de poissons disponibles par année et division de l'OPANO utilisé pour ajuster le modèle logistique décrivant la progression de la saison de fraie.

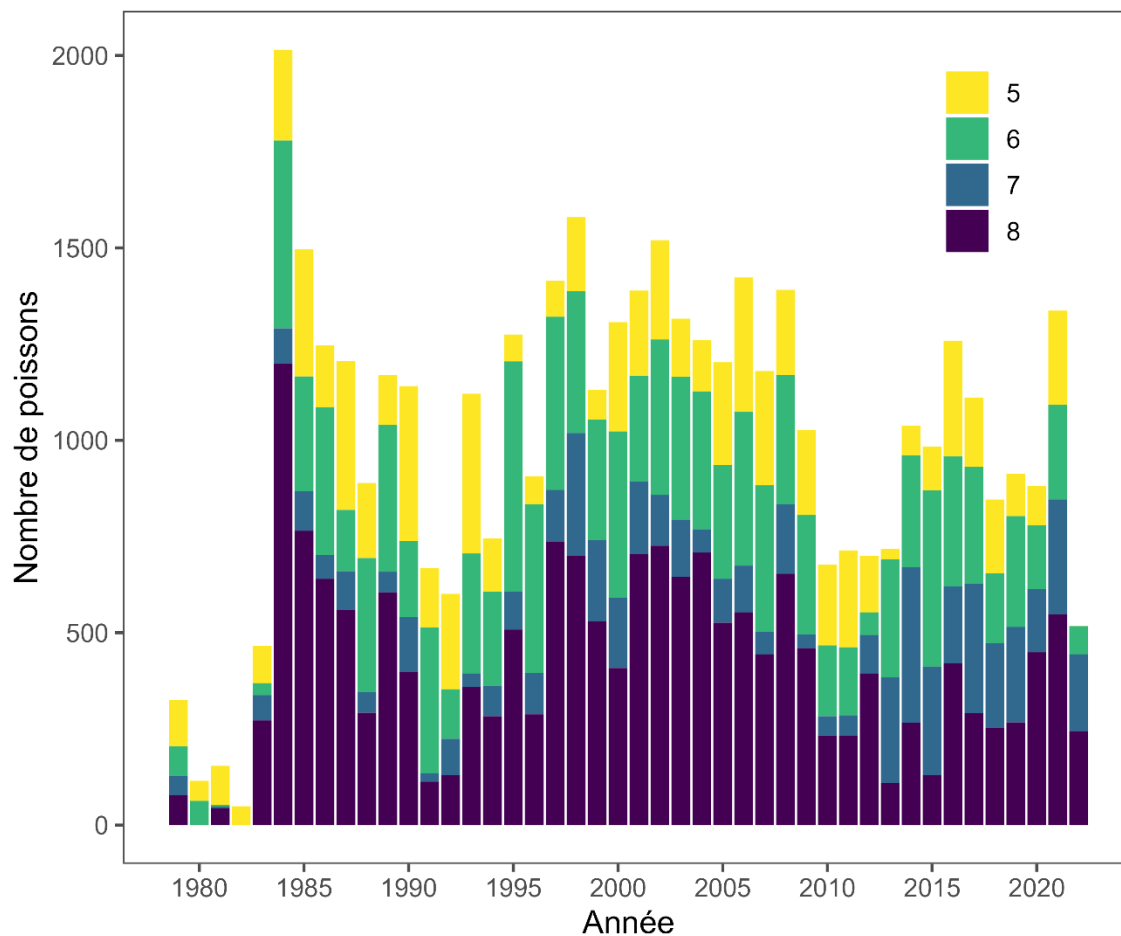


Figure A.3.2. Nombre de poissons disponibles par stade de maturité utilisé pour ajuster le modèle logistique décrivant la progression de la saison de fraie (stade 5 = sur le point de frayer, stade 6 = en fraie, stade 7 = en repos et stade 8 = après la fraie).

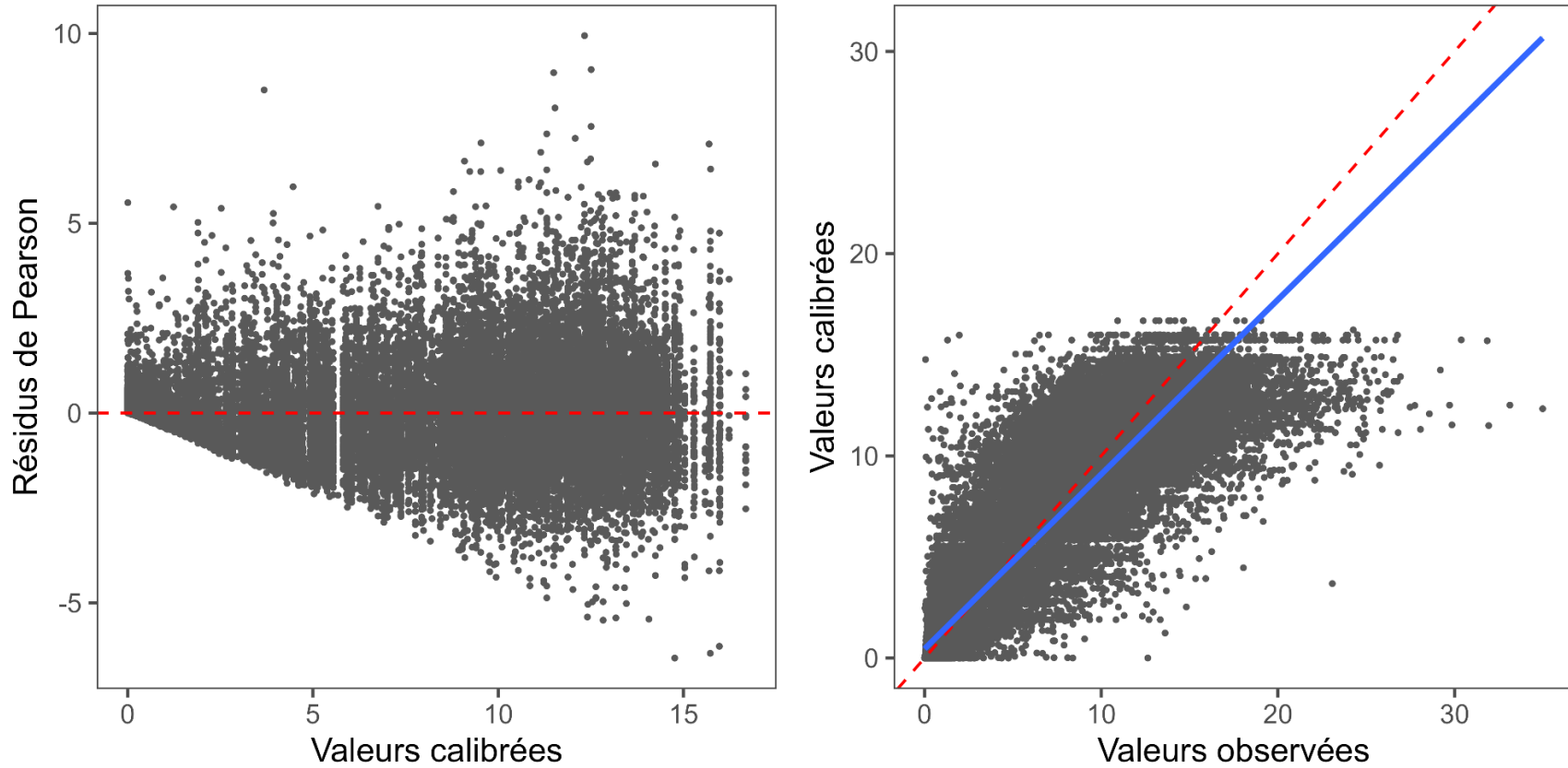


Figure A.3.3. Validation du modèle logistique. L'homogénéité de la variance est vérifiée à l'aide des résidus de Pearson en fonction de la production quotidienne d'œufs prédite (panneau de gauche). Les prédictions sont validées en fonction des observations (panneau de droite). Les valeurs devraient se trouver autour de la ligne rouge en tireté. La ligne bleue montre la relation linéaire entre les prédictions et les observations, avec des intervalles de confiance à 95 % comparativement à la ligne d'égalité rouge en tireté ( $y = x$ ).

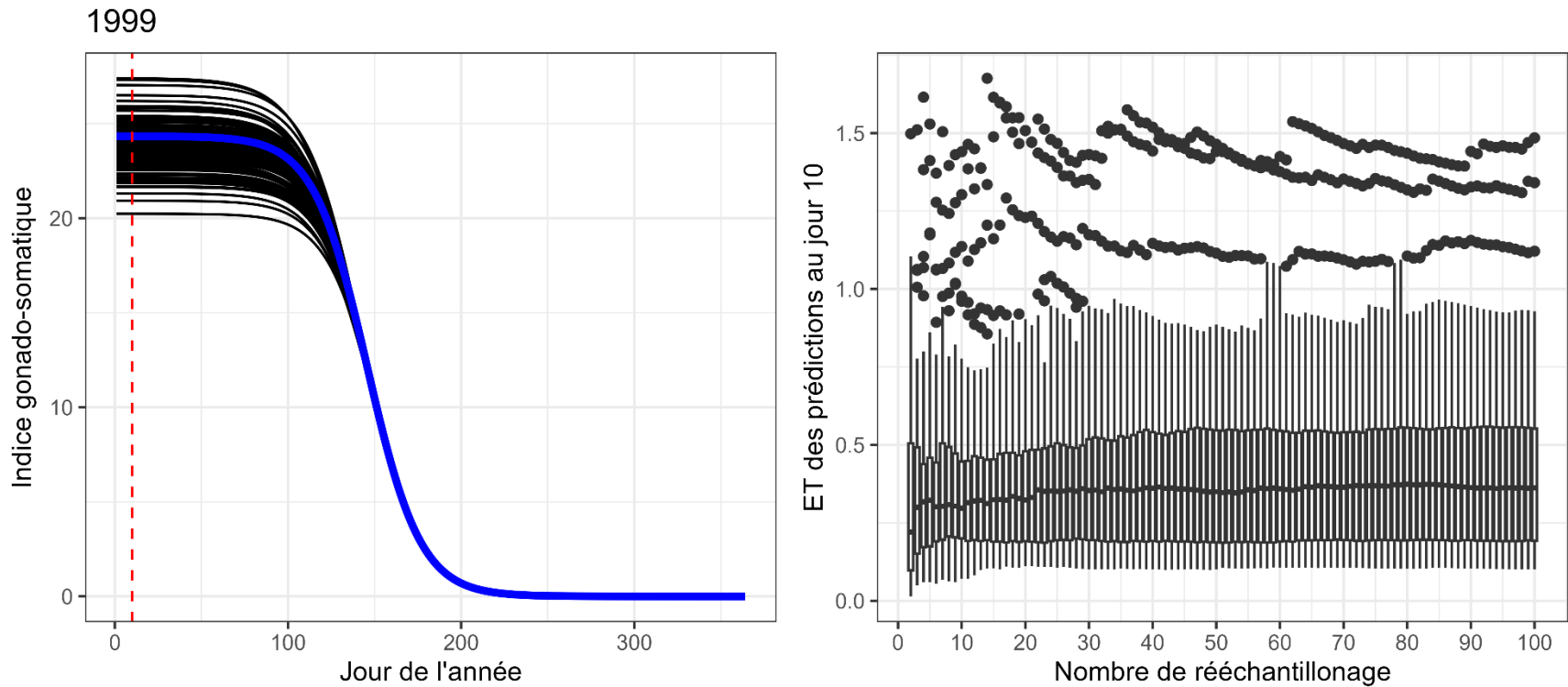


Figure A.3.4. Résultats de l'ajustement logistique généré par la méthode de auto-amorçage (100 itérations). Le panneau de gauche montre l'ajustement du modèle logistique à l'aide des données (en bleu) et les 100 ajustements réalisés à l'aide des échantillons générés par auto-amorçage (en noir), pour 1999, à titre d'exemple. La ligne rouge sur le panneau de gauche représente le jour où l'écart-type des prédictions est calculé pour obtenir le panneau de droite. Les diagrammes de quartiles dans le panneau de droite représentent la distribution des écarts-types (toutes les années) en fonction du nombre de d'auto-amorçage, et aident à déterminer le nombre d'itération nécessaire pour obtenir des estimations stables de l'incertitude.

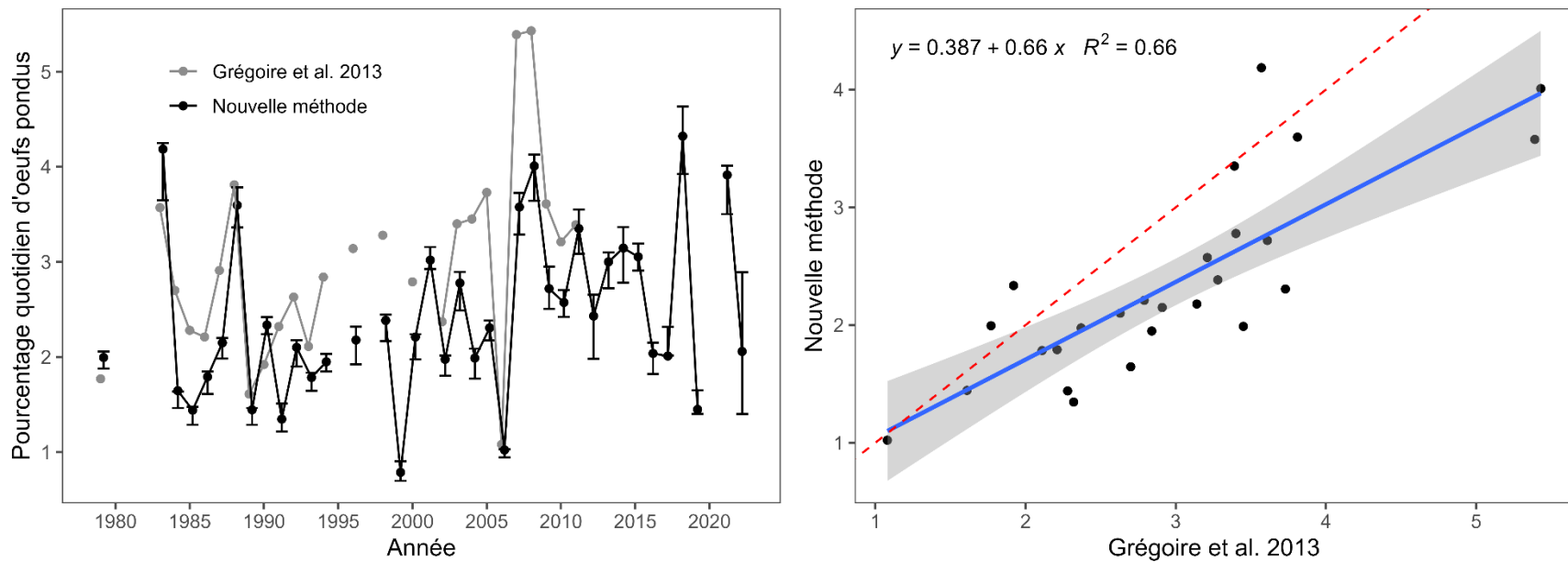


Figure A.3.5. Pourcentage d'œufs pondus à la date médiane de relevé, estimé avec la méthode présentée dans le présent document (y compris les intervalles de confiance à 95 %) et la méthode présentée dans Grégoire et al. 2013 (panneau de gauche). La relation linéaire entre les deux séries chronologiques est montrée dans le panneau de droite (rouge = ligne d'égalité  $y = x$ , bleu = relation linéaire avec un intervalle de confiance à 95 %).

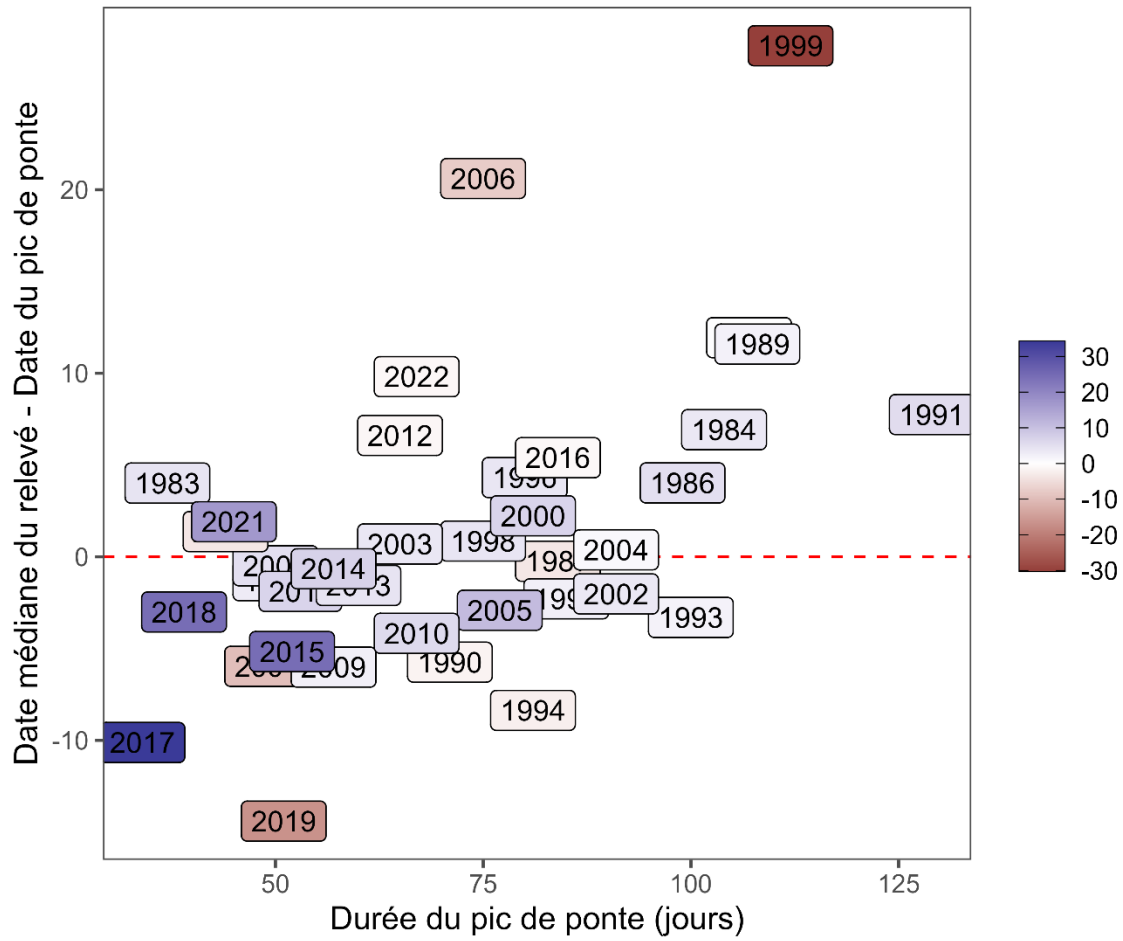


Figure A.3.6. Relation entre la divergence du moment du relevé (distance à partir du jour de fraie maximale) et la durée de la fraie. Les couleurs indiquent la différence relative de PTO entre la ligne de base et l'analyse de sensibilité « Station  $S_{y,d=x}$  ».