



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 2022/007

Région des Maritimes

### **Quantifier les changements dans la répartition de la morue franche et de la limande à queue jaune sur le banc de Georges**

David M. Keith<sup>1</sup>, Jessica A. Sameoto<sup>1</sup>, Freya M. Keyser<sup>1</sup>, et Irene Andrushchenko<sup>2</sup>

<sup>1</sup>Institut océanographique de Bedford  
Pêches et Océans Canada  
1 Challenger Dr.  
Dartmouth Nouvelle Écosse, B2Y 4A2

<sup>2</sup>Station biologique de St. Andrews  
Pêches et Océans Canada  
125 Marine Science Dr.  
St. Andrews Nouveau Brunswick, E5B 0E4

---

## 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 ON K1A 0E6

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



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

ISSN 2292-4272

ISBN 978-0-660-41315-0 N° cat. Fs70-5/2022-007F-PDF

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

Keith, D.M., Sameoto, J.A., Keyser, F.M., et Andrushchenko, I. 2023. Quantifier les changements dans la répartition de la morue franche et de la limande à queue jaune sur le banc de Georges. Secr. can. des avis sci. du MPO. Doc. de rech. 2022/007. iv + 85 p.

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

*Keith, D.M., Sameoto, J.A., Keyser, F.M., and Andrushchenko, I. 2023. Quantifying changes in the Distribution of Atlantic Cod and Yellowtail Flounder on Georges Bank, DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2022/007. iv + 82 p.*

---



---

## TABLEAU DES MATIÈRES

RÉSUMÉ . . . . .	iv
1. INTRODUCTION . . . . .	1
1.1. OBJECTIFS . . . . .	3
2. MÉTHODES . . . . .	3
2.1. ZONE D'ÉTUDE . . . . .	3
2.2. DONNÉES . . . . .	4
2.3. COVARIABLES ENVIRONNEMENTALES . . . . .	4
2.4. ANALYSE STATISTIQUE SPATIALE . . . . .	4
2.5. PRÉDICTION DU MODÈLE . . . . .	7
2.6. VALIDATION DU MODÈLE . . . . .	8
2.7. ÉTUDE DE CAS : QUANTIFIER LES EFFETS DES CHANGEMENTS DE RÉPARTITION SUR LES FERMETURES DU BANC DE GEORGES . . . . .	8
3. RÉSULTATS ET DISCUSSION . . . . .	9
3.1. INDICE DE GINI . . . . .	9
3.2. SÉLECTION DU MRE . . . . .	10
3.3. VARIABLES ENVIRONNEMENTALES . . . . .	10
3.4. CHAMPS ALÉATOIRES . . . . .	11
3.5. PRÉDICTIONS DU MODÈLE . . . . .	11
3.6. VARIABILITÉ INTERANNUELLE ET SAISONNIÈRE . . . . .	12
3.7. HYPERPARAMÈTRES DU MODÈLE . . . . .	13
3.8. VALIDATION . . . . .	14
3.9. INCIDENCES . . . . .	14
3.10. ÉTUDE DE CAS : QUANTIFIER LES EFFETS DES CHANGEMENTS DE RÉPARTITION SUR LES FERMETURES DU BANC DE GEORGES . . . . .	16
4. CONSIDÉRATIONS FUTURES . . . . .	19
5. CONCLUSION . . . . .	20
6. REMERCIEMENTS . . . . .	21
7. RÉFÉRENCES CITÉES . . . . .	22
8. TABLEAUX . . . . .	27
9. FIGURES . . . . .	28

---

## RÉSUMÉ

Le banc de Georges a toujours été l'un des lieux de pêche les plus productifs au monde. Plusieurs stocks de poissons de fond autrefois abondants ont connu des déclinés qui ont entraîné l'arrêt des pêches dirigées. Par la suite, des organismes de gestion au Canada et aux États-Unis ont mis en œuvre diverses restrictions dans le but de rétablir ces stocks; ces restrictions comprennent la mise en place de fermetures. La limande à queue jaune (*Limanda ferruginea*) et la morue franche (*Gadus morhua*) sont deux stocks de poissons de fond qui ont connu un déclin considérable, et la nécessité de protéger ces stocks justifie les fermetures sur le banc de Georges. Aux États-Unis, ces fermetures sont plus importantes et se concentrent de façon plus générale sur le rétablissement de ces stocks et d'autres stocks sur le banc de Georges, tandis qu'au Canada, les fermetures sont moins importantes et visent la protection de ces deux stocks pendant la fraie. Le présent document inclut des modèles de répartition des espèces variables dans le temps pour ces deux stocks à l'aide d'une série de covariables environnementales statiques et de données de présence-absence provenant des relevés par chalutage de poisson de fond au Canada et aux États-Unis. Ces modèles indiquent qu'il y a eu des changements saisonniers et à long terme dans la répartition des deux stocks. Les prédicteurs significatifs de la répartition des deux stocks tout au long de l'année étaient la température moyenne de la surface de la mer (moyenne de 1997 à 2008) et la profondeur, tandis que le type de sédiments était également un prédicteur significatif pour la limande à queue jaune. La répartition saisonnière de la zone centrale de la morue franche est semblable à la fin de l'hiver et au printemps, tandis qu'à l'automne, la répartition se déplace en bordure du banc. Dans le cas de la limande à queue jaune, la zone principale se trouve à un endroit semblable tout au long de l'année. La répartition de la morue franche différerait environ tous les cinq ans, tandis que celle de la limande à queue jaune différerait tous les trois ans. Ces changements dans la répartition ne sont pas aléatoires, le centre de gravité des zones centrales des deux stocks se déplaçant vers le nord-est tout au long de la période d'étude. Une grande partie de ce changement est attribuable à la perte de la superficie centrale des portions sud et ouest du banc de Georges. Les changements dans la répartition ont entraîné une augmentation de la proportion des deux stocks dans les eaux canadiennes tout au long de l'année. Pendant la fraie de la morue franche, il y a eu un déclin important dans la zone centrale à l'intérieur des deux fermetures importantes aux États-Unis. Ces dernières années, la limande à queue jaune a principalement chevauché la frontière canado-américaine; pendant la fraie, la proportion de la zone centrale observée dans la zone fermée II (États-Unis) a augmenté régulièrement pour atteindre près de la moitié de la zone centrale totale du banc de Georges. Au Canada, les fermetures visant à protéger la morue franche et la limande à queue jaune pendant la fraie comprennent principalement la zone centrale, mais en raison de leur taille limitée, ces fermetures ne représentent qu'une faible proportion de la zone centrale de la partie canadienne du banc de Georges. Enfin, pendant la fraie, les modèles des deux stocks ont réussi à capter la dynamique spatiale jusqu'à trois ans dans l'avenir. La méthodologie du cadre appliquée ici fournit de nouveaux renseignements sur la variabilité saisonnière et interannuelle des répartitions spatiales de ces stocks et fournit une évaluation quantitative des fermetures par rapport à ces répartitions. L'intégration de l'information provenant d'approches comme celle-ci au processus d'avis scientifiques peut faciliter la prise de meilleures décisions en matière de gestion des pêches.

---

## 1. INTRODUCTION

Le banc de Georges abrite certaines des pêches les plus productives au monde ainsi qu'une richesse d'autres ressources naturelles (Backus et Bourne 1987). Dans les années 1960 et 1970, de nombreux pays avaient d'importantes pêches non durables dans la région, mais depuis l'expansion des mers territoriales à 200 milles au large en 1977, le contrôle de l'exploitation des ressources (p. ex. les pêches) sur le banc de Georges relève des États-Unis et du Canada (Halliday et Pinhorn 1996 ; Anderson 1998). La délimitation définitive des eaux territoriales canadiennes et américaines sur le banc de Georges a été mise en place avec une décision de la Cour internationale de justice en 1984. Dans les trois années suivant cette décision, les deux pays ont effectué des relevés indépendants des poissons de fond, chaque relevé couvrant la totalité du banc de Georges à différents moments de l'année.

Historiquement, le banc de Georges a soutenu d'importantes pêches de poissons de fond, dont la morue franche (*Gadus morhua*), l'aiglefin (*Melanogrammus aeglefinus*), la limande à queue jaune (*Limanda ferruginea*) et de nombreuses autres espèces (Anderson 1998). Comme nous l'avons observé dans l'ensemble de l'Atlantique Nord-Ouest, la biomasse de la morue franche sur le banc de Georges a considérablement diminué au début des années 1990, et il y a eu peu de preuves du rétablissement de ce stock depuis cette réduction (Andrushchenko *et al.* 2018). Entre les années 1970 et 1990, la biomasse de la limande à queue jaune sur le banc de Georges était faible, mais les preuves d'un rétablissement rapide de ce stock au début des années 2000 ont donné lieu à des pêches dirigées pendant plusieurs années. Toutefois, ce rétablissement a été de courte durée, et la biomasse de ce stock a atteint des creux historiques pendant la dernière décennie (Legault et McCurdy 2018). Bien que la biomasse de la morue franche et de la limande à queue jaune demeure faible, l'aiglefin et le pétoncle géant (*Placopecten magellanicus*), cette dernière étant l'une des pêches les plus lucratives sur le banc de Georges au cours des deux dernières décennies, ont connu une productivité sans précédent pendant cette période (Stokesbury 2002 ; Hart *et al.* 2013 ; Finley *et al.* 2019 ; MPO 2019a).

Les organismes de gestion des pêches au Canada et aux États-Unis ont mis en œuvre des mesures pour protéger les stocks de morue franche et de limande à queue jaune sur le banc de Georges. Bien que ces mesures varient d'un pays à l'autre, il existe un processus collaboratif pour établir un quota partagé pour ces deux stocks (TRAC 2020) ; un quota qui a considérablement diminué pour les deux stocks au cours de la dernière décennie (Andrushchenko *et al.* 2018 ; Legault et McCurdy 2018). En plus des règlements qui tentent de limiter directement la mortalité par pêche, les deux pays ont instauré des zones de pêche interdites (Figure 1). Aux États-Unis, deux grandes zones fermées ont été mises en place (zone fermée I et zone fermée II) dans le but de contribuer au rétablissement des stocks de poissons de fond et d'invertébrés sur le banc de Georges. Ces fermetures ont été établies en 1994 et ont été modifiées au fil du temps pour permettre à l'occasion une certaine activité de pêche (Murawski *et al.* 2000 ; Link *et al.* 2005). Dans la portion canadienne du banc de Georges, la pêche au poisson de fond a toujours été fermée du 1er mars au 31 mai pour protéger le poisson de fond reproducteur. En 1994, la fermeture a été élargie pour inclure les mois de janvier et de février dans le but de rétablir les stocks d'aiglefin de l'Atlantique. Cette fermeture a ensuite été écourtée en 2005 pour exclure janvier, ce qui a entraîné la fermeture de la pêche du poisson de fond de février à la fin de mai. La pêche hauturière canadienne du pétoncle fait également face à des restrictions sur la pêche pendant les périodes de pointe de fraie du poisson de fond avec des fermetures de la zone temporelle limitant la zone dans laquelle cette pêche peut être exploitée pendant les mois de février et de mars (morue franche, MPO 2019b)

---

et juin (limande à queue jaune, MPO 2014). Les fermetures aux États-Unis ont été liées au rétablissement de plusieurs stocks sur le banc de Georges (Murawski *et al.* 2000 ; Link *et al.* 2005), bien que les raisons du récent déclin de la limande à queue jaune et du manque constant du rétablissement de la morue franche sur le banc depuis la mise en place de ces fermetures demeurent incertaines (Andrushchenko *et al.* 2018 ; Legault et McCurdy 2018). Au Canada, il n'y avait pas eu d'examen exhaustif des fermetures avant un examen récent par Keith *et al.* (2020) qui a trouvé peu de preuves que les fermetures de zones temporelles de la pêche hauturière canadienne du pétoncle atteignaient leurs objectifs de gestion. Cette analyse a également mis en lumière la nécessité de mieux comprendre les répartitions spatio-temporelles de ces deux stocks par rapport à l'emplacement et au moment de ces fermetures.

Plusieurs mesures ont été élaborées pour effectuer le suivi des changements dans la répartition des espèces à grande échelle. Ces mesures comprennent l'indice de Gini, les mesures de concentration (p. ex. D90 %), la zone occupée, ainsi que diverses autres mesures de densité (Myers et Cadigan 1995 ; Hutchings 1996 ; Reuchlin-Hughenholz *et al.* 2015). Ces mesures ont été utilisées pour déterminer les variations des caractéristiques de répartition à l'échelle des stocks et pour comprendre comment ces variations peuvent indiquer des changements dans la dynamique de ces stocks (Myers et Cadigan 1995 ; Reuchlin-Hughenholz *et al.* 2015). Bien qu'il s'agisse d'outils appropriés pour comprendre les changements dans la répartition dans un sens large, ces mesures ne sont pas en mesure de quantifier les changements qui peuvent survenir à des échelles plus petites que l'unité d'agrégation (p. ex. bon nombre de ces indices regroupent des données dans des strates dont la taille est de 1 000 km<sup>2</sup>). Elles ne donnent pas non plus d'indication sur l'emplacement spatial du stock. Par conséquent, lorsqu'on tente de comprendre la dynamique spatiale à petite échelle, comme cela serait nécessaire pour comprendre le chevauchement entre la répartition d'un stock et certaines caractéristiques sous jacentes (p. ex. une fermeture), ces mesures ont peu d'utilité autonome, et des outils supplémentaires sont nécessaires.

Les modèles de répartition des espèces (MRE) ont été l'un des premiers cadres de modélisation élaborés pour mieux comprendre les répartitions spatiales et les processus qui influencent les endroits où une espèce est susceptible d'être observée (Grinnell 1904 ; Box 1981 ; Booth *et al.* 2014). Ces modèles utilisent des données environnementales et de l'information écologique sur les espèces pour cartographier la probabilité d'occurrence (ou une mesure de l'abondance) d'une espèce dans certains paysages marins ; les MRE quantitatifs proviennent de tentatives de prédire les répartitions de plantes terrestres (Box 1981). Dans le règne marin, l'utilisation des MRE a augmenté rapidement au cours des dernières années ; les MRE ont été utilisés dans la mise en place d'aires marines protégées (AMP) et de réseaux d'AMP, afin de mieux comprendre la répartition des espèces en péril et de prédire les effets des changements climatiques (Cheung *et al.* 2008 ; Robinson *et al.* 2011 ; Sundblad *et al.* 2011 ; Domisch *et al.* 2019 ; McHenry *et al.* 2019). Historiquement, les MRE ne tenaient souvent pas explicitement compte des changements temporels dans la relation entre l'environnement et la réponse de l'espèce ; ces MRE fournissent donc un instantané dans le temps en fonction des données disponibles (Elith et Leathwick 2009). Toutefois, des cadres de MRE plus sophistiqués ont été élaborés dans lequel les relations sous jacentes peuvent varier dans le temps et l'espace tout en tenant explicitement compte des tendances spatiales, ce qui se traduit par des modèles plus dynamiques qui peuvent fournir de meilleures prédictions (Merow *et al.* 2011 ; Thorson *et al.* 2016 ; Martínez-Minaya *et al.* 2018). L'élaboration de ces nouveaux MRE spatio-temporels a été rendue possible grâce à de récentes avancées statistiques et informatiques, comme la mise en œuvre du modèle d'approximation de Laplace (AL), de la différenciation automatique (DA), des

---

équations aux dérivées partielles stochastiques (EDPS) et des champs aléatoires gaussien et de Markov (GMRF) dans les langages de programmation couramment utilisés (Kristensen *et al.* 2016 ; Rue *et al.* 2017 ; Thorson 2019). Cela a permis de résoudre les problèmes analytiques spatio-temporels complexes requis pour ces MRE avancés en une fraction du temps requis par les méthodes traditionnelles.

Bien que la collecte de données dans le domaine des sciences halieutiques, tant biologiques qu'environnementales, soit souvent de nature spatiale et temporelle, les limites informatiques et statistiques ont donné lieu à des produits scientifiques qui n'utilisent pas entièrement l'information spatio-temporelle contenue dans ces données. Les applications traditionnelles des MRE ne comprennent souvent pas de composante temporelle (Elith et Leathwick 2009), tandis que les méthodes traditionnelles d'évaluation des stocks de pêche regroupent l'information dans l'espace et traitent les stocks comme des entités homogènes sur le plan spatial (Hilborn et Walters 1992). Les avancées informatiques susmentionnées, conjuguées à des méthodes statistiques plus accessibles, ont donné lieu à de nouvelles méthodes capables d'exploiter à la fois l'information spatiale et temporelle comprise dans les données sur les pêches et pourraient être utilisées pour élaborer des avis scientifiques qui peuvent faciliter des solutions de gestion dynamique.

## 1.1. OBJECTIFS

Un outil statistique récemment mis au point (l'approximation de Laplace imbriquée intégrée (INLA), Lindgren and Rue 2015 ; Rue et al. 2017 ; Bakka et al. 2018) a été utilisé pour appliquer une méthodologie cadre qui a élaboré des MRE spatio-temporels pour deux stocks de poissons de fond épuisés sur le banc de Georges (morue franche et limande à queue jaune). Les objectifs étaient les suivants : 1) utiliser une série de couches environnementales statiques pour déterminer si les répartitions des stocks ont changé au fil du temps et, le cas échéant, déterminer la rapidité avec laquelle les changements dans les répartitions pourraient être détectés ; 2) déterminer si les répartitions des stocks changent de façon saisonnière à l'aide des données des relevés annuels en *hiver*, au *printemps* et à *l'automne* ; 3) examiner dans quelle mesure les fermetures existantes sur le banc de Georges correspondent à ces stocks ; 4) quantifier dans quelle mesure les modèles proposés peuvent prévoir la répartition des frayères de ces stocks (d'ici un an, deux ans et trois ans) ; et 5) discuter de ces résultats dans le contexte des zones fermées sur le banc de Georges.

## 2. MÉTHODES

### 2.1. ZONE D'ÉTUDE

Le banc de Georges, situé dans l'Atlantique Nord-Ouest et chevauchant la frontière maritime canado-américaine, est un plateau de 3 à 150m de profondeur qui couvre environ 40 000 km<sup>2</sup> et qui se caractérise par une forte productivité primaire et une abondance de poissons historiquement élevée (Townsend et Pettigrew 1997). Il s'agit d'un banc érodant sans recharge de sédiments et recouvert de gravier grossier et de sable qui fournit un habitat à de nombreuses espèces (Valentine et Lough 1991). Depuis l'établissement de la décision de la Cour internationale de justice en 1984, les portions canadienne et américaine du banc de Georges ont été largement gérées séparément par les deux pays, bien qu'il existe une certaine gestion collaborative (Figure 1).

---

## 2.2. DONNÉES

Les données d'enquête ont été tirées du relevé d'hiver par navire océanographique de Pêches et Océans Canada de 1987 à 2019 et des relevés des poissons de fond de printemps et d'automne du National Marine Fisheries Service (NMFS) de 1972 à 2019. Le relevé hivernal sur le banc de Georges a habituellement lieu en février et en mars, le relevé de printemps a habituellement lieu en avril et en mai, tandis que le relevé d'automne a généralement lieu entre septembre et novembre. Pour tous les relevés, seuls les traits jugés valides ont été utilisés dans cette analyse. Cela a donné 2 590 traits du relevé d'hiver, 2 393 traits du relevé de printemps et 2 506 traits du relevé d'automne.

## 2.3. COVARIABLES ENVIRONNEMENTALES

Une série de 21 ensembles de données spatiales environnementales et océanographiques ont été obtenus pour cette analyse (Tableau 1). Afin d'éliminer les variables redondantes, des facteurs d'inflation de la variance (FIV) ont été calculés pour toutes les variables, et toutes les variables dont le résultat du FIV est supérieur à 3 ont été supprimées. Cette procédure a été répétée jusqu'à ce qu'aucune variable ne demeure avec un résultat du FIV supérieur à 3 (Zuur *et al.* 2010). Une analyse en composantes principales (ACP) a été effectuée à partir des données des stations associées pour chaque relevé avec des variables exclues de l'ACP si elles ne présentaient aucune preuve de corrélation avec d'autres variables ou si elles présentaient des modèles de corrélation très non linéaires (Tableau 1). Les quatre principales composantes de l'ACP, représentant au moins 80 % de la variabilité des données pour un relevé donné, étaient conservées et incluses comme covariables pour les modèles en plus des covariables environnementales conservées (Figure 2).

## 2.4. ANALYSE STATISTIQUE SPATIALE

### 2.4.1. Indice de Gini

L'indice de Gini mesure la répartition uniforme de la biomasse dans l'espace. L'indice peut varier de 0 à 1, où de faibles valeurs indiquent que le stock est réparti uniformément dans la région, tandis que des valeurs élevées indiquent que la biomasse du stock est répartie inégalement (aggloméré). Pour calculer cet indice, les traits doivent être regroupés en domaines prédéfinis ; par souci de simplicité, les strates tirées des relevés ont été utilisées comme domaines de regroupement pour la présente analyse. La biomasse des strates ( $SB_r$ ) qui a été calculée par strate ( $r$ ) chaque année pour un stock particulier sous la forme :

$$SB_r = \frac{\sum_{i=1}^n B_i}{n} \times A_r \quad (1)$$

Où ( $B_i$ ) est la biomasse du trait  $i$  dans la strate  $r$ ,  $A_r$  est la superficie de la strate, et  $n$  est le nombre de traits dans la strate. La biomasse totale pour toutes les strates ( $TSB$ ) a été calculée comme suit :

$$TSB = \sum_{r=1}^n SB_r \quad (2)$$

Enfin, la proportion de la biomasse totale pour chaque strate  $PSB_r$  a été calculée comme suit :

$$PSB_r = \frac{SB_r}{TSB} \quad (3)$$

Les  $PSB_r$  ont ensuite été classés du plus petit au plus grand. La proportion de la superficie sur le banc de Georges représentée par chaque strate a été donnée par  $PA_r$ . L'indice de Gini ( $G_{s,t}$ ) a ensuite été calculé pour chaque stock ( $s$ ) et année ( $t$ ) en utilisant :

$$G_{s,t} = 1 - 2 \int_0^1 L_x dx \quad (4)$$

Où  $L_x$  correspond à la courbe de Lorenz, cela décrit la relation entre le  $PSB_r$  cumulatif et le  $PA_r$  cumulatif. L'indice de Gini est la zone entre la ligne 1 : 1 (qui représente une situation où la biomasse est répartie uniformément dans l'espace) et 2 fois la courbe de Lorenz.

## 2.4.2. Modèles de répartition des espèces

Une méthodologie hiérarchique Bayésienne a été mise en œuvre à l'aide de l'approche INLA disponible dans le logiciel de programmation statistique R R-INLA (Lindgren et Rue 2015 ; Bakka *et al.* 2018 ; R Core Team 2020). Au cours des dernières années, le projet R-INLA a connu une augmentation rapide de son utilisation pour modéliser les répartitions d'espèces dans les domaines terrestres et marins (p. ex. Cosandey-Godin *et al.* 2015 ; Leach *et al.* 2016 ; Boudreau *et al.* 2017). Cette méthodologie résout les équations différentielles partielles stochastiques sur un maillage triangulé spatial ; le maillage est généralement fondé sur les données disponibles (Figure 3). Des valeurs a priori par défaut ont été utilisées pour l'analyse, à l'exception des hyperparamètres de la plage et de l'écart-type utilisés pour générer les champs aléatoires, qui étaient des valeurs a priori de complexité pénalisée (Zuur *et al.* 2017 ; Fuglstad *et al.* 2019). La valeur a priori de complexité pénalisée de la plage avait une médiane de 50 km avec une probabilité de 0,05 que la plage soit inférieure à 50 km. L'écart-type de la valeur a priori de complexité pénalisée avait une médiane de 0,5 km avec une probabilité de 0,05 que l'écart-type marginal soit supérieur à 0,5 km.

Pour les modèles INLA, les données des relevés jusqu'en 2016 ont été utilisées (relevé d'hiver de 1987 à 2016, relevés de printemps et d'automne de 1972 à 2016). Les données des relevés de 2017 à 2019 ont été exclues de l'analyse principale et utilisées uniquement comme ensemble de données d'essai pour l'étude de cas sur la fermeture. Pour toutes les analyses, la variable réponse était la probabilité que le relevé détecte un individu du stock d'intérêt (probabilité d'occurrence,  $OP_{it}$ , où  $i$  est une observation dans la période  $t$ ) et qu'un MLG de *Bernoulli* ait été utilisé dans R-INLA. Les cellules dont l'estimation de la probabilité d'occurrence était de  $OP \geq 0,75$  ont été considérées comme la *zone centrale*. Un [tableau de bord interactif](#) a été élaboré et peut être utilisé pour explorer l'effet de la définition de différentes probabilités d'occurrence comme *zone centrale*.

$$OP_{it} \sim \text{Bernoulli}(\pi_{it})$$

$$E(OP_{it}) = \pi_{it} \quad \text{and} \quad \text{var}(OP_{it}) = \pi_{it} \times (1 - \pi_{it}) \quad (5)$$

$$\text{logit}(\pi_{it}) = \alpha + f(\text{Cov}_i) + u_{it}$$

$$u_{it} \sim \text{GMRF}(0, \Sigma)$$

Chaque variable conservée après l'analyse du FIV, ainsi que les quatre composantes de l'ACP, ont été ajoutées au modèle individuellement. Toutes les covariables continues ont été

---

modélisées au moyen de la marche aléatoire INLA  $'rw2'$  lissée, ce qui permet des relations non linéaires entre la réponse et chaque covariable (Zuur *et al.* 2017 ; Zuur et Leno 2018). Les covariables continues étaient au centre à leur valeur moyenne et mise à l'échelle par leur écart-type. Les covariables fortement asymétriques (p. ex. profondeur) ont fait l'objet d'une transformation logarithmique avant d'être normalisées. En raison de la faible taille d'échantillon de plusieurs des niveaux du type de sédiments [Sed ; données obtenues de McMullen *et al.* (2014)], ces catégories peu fréquentes ont été fusionnées en un niveau de facteur représenté par le terme *Autre*, ce qui a donné lieu à trois niveaux pour la covariable des sédiments (*Autre*, *Sable*, and *Sable-gravier*). Dans les trois relevés, environ 93 % des traits de relevé se trouvaient sur les fonds de *Sable* ou de *Sable-gravier* et 7 % se trouvaient dans la catégorie fusionnée *Autre*.

Quatre modèles de champs aléatoires spatiaux (uit) comportant des composantes temporelles différentes ont été comparés pour chaque stock et chaque relevé, soit a) un champ aléatoire statique ( $t = 1$ ), b) des champs aléatoires indépendants tous les 10 ans, c) des champs aléatoires indépendants tous les 5 ans et d) des champs aléatoires indépendants tous les 3 ans. Les champs aléatoires indépendants (options b à d) ont été établis rétroactivement à partir de l'année la plus récente, ce qui a donné lieu à un champ aléatoire de durée plus courte au début de la série chronologique lorsque la période du champ n'était pas un multiple de la longueur totale de la série chronologique (p. ex. les champs aléatoires sur 10 ans pour les modèles du printemps étaient 2007-2016, 1997-2006, 1987-1996, 1977-1986 et 1972-1976). Les modèles ayant la même structure de covariables, mais différents champs aléatoires ont été comparés à l'aide du critère d'information Watanabe-Akaike (WAIC), de l'ordonnée prédictive conditionnelle et du critère d'information de déviance ; les résultats pour chacune de ces mesures étaient semblables et seuls les résultats du WAIC sont examinés plus en détail. Dans tous les cas, le champ aléatoire statique était un modèle inférieur lorsqu'on le compare aux modèles comportant plusieurs champs aléatoires, et les résultats dont il est question ici se limitent en grande partie à la comparaison des champs aléatoires sur 10, 5 et 3 ans. Par souci de concision, nous désignons les résultats de chaque champ aléatoire comme une *ère* (p. ex. la *zone centrale* estimée lors de l'utilisation du champ aléatoire de 2012 à 2016 est la *zone centrale* de l'*ère* de 2012 à 2016).

### 2.4.3. Aperçu de la sélection du modèle

La sélection du modèle de l'étape 1 pour les différents modèles de covariables a été entreprise en utilisant le champ aléatoire statique en ajoutant des covariables individuelles. Pour cette première analyse, les covariables ont été conservées si de faibles résultats du WAIC étaient obtenus. Les résultats de l'ordonnée prédictive conditionnelle et du critère d'information de déviance étaient semblables au WAIC, donc seul le WAIC est abordé plus en détail ; les résultats complets de la sélection de modèles sont disponibles dans les sections Résultats du modèle et Diagnostic du modèle du [tableau de bord interactif](#). Pour la morue franche, cette analyse a déterminé que la profondeur et la température moyenne de la surface de la mer entre 1997 et 2008 affichaient de faibles résultats du WAIC dans deux des trois relevés (données tirées de Greenlaw *et al.* 2010). Dans le cas de la limande à queue jaune, la profondeur a été désignée comme covariable informative dans les trois relevés. En outre, les sédiments et la concentration moyenne de chlorophylle entre 1997 et 2008 ont été retenus en fonction de leurs faibles résultats du WAIC dans le relevé d'automne. Compte tenu du faible nombre de covariables informatives, la profondeur, la température de la surface de la mer (TSM) et la chlorophylle ont toutes été retenues pour les deux espèces à l'étape 2 de la sélection du modèle. À l'étape 2 de la sélection



du modèle, ces variables ont été ajoutées par paire (p. ex. les modèles comprenaient la TSM + la profondeur, la profondeur + la chlorophylle et la TSM + la chlorophylle) pour les deux stocks et de nouveau comparées en utilisant le WAIC à l'aide des champs aléatoires sur 10 ans. À l'étape 3 de la sélection des modèles de covariables, les modèles comportant trois covariables ont été testés en fonction des résultats de l'étape 2. Pour la morue franche, un modèle à trois termes comprenant des termes additifs pour la TSM, la profondeur et la chlorophylle est le modèle le plus complexe mis à l'essai. Dans le cas de la limande à queue jaune, le modèle le plus complexe comprenait la TSM, la profondeur et les sédiments. À l'étape 3, d'autres covariables ont été conservées si le WAIC pour ce modèle entraînait une amélioration de la WAIC de plus de 2, comparativement au WAIC le plus bas pour le modèle plus parcimonieux.

La sélection du modèle dans les champs aléatoires temporels a été effectuée tout en maintenant les mêmes termes des covariables environnementales. La sélection initiale du modèle pour les champs aléatoires (champs sur 10 ans et 5 ans) a été effectuée à l'aide du modèle Profondeur + TSM pour les deux espèces en toutes saisons, compte tenu du soutien général du modèle Profondeur + TSM identifié à l'étape 2 de la sélection du modèle de covariables. Pour les deux espèces, cela indiquait que le champ sur 10 ans était inférieur aux champs aléatoires sur 5 ans plus souples. Dans le cas de la morue franche, les champs aléatoires sur 3 et 5 ans ont été comparés à l'aide du modèle Profondeur + TSM (qui était le modèle de covariables ayant le WAIC le plus faible). Dans le cas de la limande à queue jaune, la dernière étape de la sélection du modèle des champs aléatoires a utilisé le modèle Profondeur + TSM + Sédiments (qui était le modèle de covariables avec le WAIC le plus faible) pour la comparaison des champs aléatoires sur 3 ans et 5 ans. Il convient de noter que pour la limande à queue jaune, le modèle des covariables Profondeur + TSM + Sédiments n'a pas été exécuté avec le champ aléatoire sur 10 ans, et le modèle des covariables Profondeur + TSM n'a pas été exécuté avec les champs aléatoires sur 3 ans au cours des trois saisons, de sorte qu'il n'y avait pas de résultats à afficher pour ces modèles *potentiels*.

## 2.5. PRÉDICTION DU MODÈLE

Une grille prédictive avec des cellules ayant une superficie d'environ 9,1 km<sup>2</sup> a été élaborée (Figure 4). Les modèles choisis pour prédire la probabilité d'occurrence dans la grille prédictive étaient les modèles additifs TSM + Profondeur avec les champs aléatoires sur 5 ans pour les stocks et les trois relevés. Chaque cellule a été recoupée avec la moyenne des champs TSM et Profondeur, et la probabilité d'occurrence a été estimée pour chaque cellule de la grille à chaque ère ère pour la morue franche et la limande à queue jaune en hiver, au printemps et à l'automne. Les résultats obtenus à l'aide de la grille prédictive ont servi à calculer la *zone centrale* pour chaque ère.

Cette grille prédictive a servi à calculer le centre de gravité de la zone centrale pour chaque ère. Le centre de gravité a été calculé dans le système des coordonnées UTM (Zone 19N UTM) à l'aide de l'abscisse ( $X$ ) et de l'ordonnée ( $Y$ ) pour chaque cellule identifiée comme étant une *zone centrale* ( $i$ ) dans chacun ère ( $t$ ) et pondéré selon la *probabilité d'occurrence* à chacun des emplacements où  $n$  est le nombre d'observations.

$$x_t^{cog} = \frac{\sum_{i=1}^n (X_{i,t} \times OP_{i,t})}{\sum_{i=1}^n OP_{i,t}} \quad (6)$$

$$y_t^{cog} = \frac{\sum_{i=1}^n (Y_{i,t} \times OP_{i,t})}{\sum_{i=1}^n OP_{i,t}} \quad (7)$$

L'écart-type autour du centre de gravité moyen dans la direction X et Y a été calculé comme suit :

$$\sigma_{cog,t}^x = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n OP_{i,t}}{[(\sum_{i=1}^n OP_{i,t})^2 - \sum_{i=1}^n OP_{i,t}^2] \times \sum_{i=1}^n (OP_{i,t} \times (X_{i,t} - x_t^{cog})^2)}} \quad (8)$$

$$\sigma_{cog,t}^y = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n OP_{i,t}}{[(\sum_{i=1}^n OP_{i,t})^2 - \sum_{i=1}^n OP_{i,t}^2] \times \sum_{i=1}^n (OP_{i,t} \times (Y_{i,t} - y_t^{cog})^2)}} \quad (9)$$

## 2.6. VALIDATION DU MODÈLE

La validation croisée à cinq volets a été utilisée pour vérifier le rendement prédictif de certains des modèles de terrain aléatoires sur cinq ans : interception seulement, TSM (morue franche), Profondeur (limande à queue jaune) et Profondeur + TSM. La validation du modèle pour la morue franche a été effectuée au moyen du relevé hivernal ; la validation pour la limande à queue jaune a été effectuée au moyen du relevé printanier. Les données ont été réparties aléatoirement en cinq sous-ensembles et entraînées au moyen de quatre des sous-ensembles ; le cinquième ensemble de données a été traité comme un ensemble de données d'essai afin de déterminer la mesure dans laquelle le modèle a pu prédire les données hors échantillon. Le rendement du modèle a été mesuré en comparant les résidus provenant du modèle des données d'entraînement à l'erreur de prédiction provenant des données d'essai. Les mesures utilisées pour cette comparaison étaient l'écart moyen quadratique, l'écart-type moyen et l'écart-type.

## 2.7. ÉTUDE DE CAS : QUANTIFIER LES EFFETS DES CHANGEMENTS DE RÉPARTITION SUR LES FERMETURES DU BANC DE GEORGES

Les résultats du modèle ont servi à suivre les changements dans la répartition de la morue franche et de la limande à queue jaune sur le banc de Georges.

Il y a cinq fermetures distinctes concernant les relevés du poisson de fond du banc de Georges aux États Unis et au Canada (Figure 1) qui sont pertinentes pour la présente analyse. Il y a deux fermetures importantes du côté américain du banc de Georges ; deux fermetures de saisons et de zones plus petites dans les eaux canadiennes qui ne touchent que les fermetures spatio-temporelles de la pêche hauturière canadienne au pétoncle ; et une fermeture complète dans la partie canadienne du banc de Georges des sorties de pêche du poisson de fond, qui commencent au début de février et se poursuivent jusqu'à la fin de mai. Cette fermeture de la pêche du poisson de fond entraîne l'exclusion complète de cette pêche de la partie canadienne du banc de Georges. Par conséquent, nous ne discutons pas en détail de la fermeture du poisson de fond ici puisque les résultats de toute analyse seraient les mêmes que ceux de la portion canadienne du banc de Georges.

Aux États-Unis, la zone fermée I et zone fermée II ont été mises en œuvre en 1994 dans le but de reconstituer les stocks de la région (Link *et al.* 2005). À l'origine, la zone fermée I était d'environ 3 950 km<sup>2</sup> et s'étendait à l'extérieur du domaine primaire du banc de Georges utilisé dans cette étude ; cette analyse a donc été limitée au sous-ensemble de la région de la zone fermée I qui se trouve dans le domaine du relevé du banc de Georges de cette étude (1 938 km<sup>2</sup>). La gestion de la fermeture de la zone fermée I a changé au fil du temps et fait

---

actuellement partie d'une plus grande fermeture saisonnière couvrant un grand secteur dans le golfe du Maine. La zone fermée II est adjacente à la ligne de la Cour internationale de justice et couvre 6 807 km<sup>2</sup> et la majorité de cette zone (6 683 km<sup>2</sup>) se trouve dans le domaine de relevé du banc de Georges utilisé dans la présente étude. Depuis 1999, des parties de ces deux zones fermées ont permis l'accès à la pêche au pétoncle aux États-Unis (Link *et al.* 2005 ; O'Keefe et DeCelles 2013).

Pour quantifier la capacité de ces modèles de prédire l'emplacement des stocks dans les années à venir, les données des relevés de 2017 à 2019 ont été utilisées comme ensemble de données d'essai pour prédire la probabilité d'occurrence en 2017, 2018 et 2019. En plus du modèle final, un modèle d'interception qui utilisait uniquement le champ aléatoire à variation temporelle pour la prédiction (c.-à-d. que le modèle excluait toutes les covariables environnementales) a été comparé aux prédictions des modèles finaux. Les valeurs résiduelles du modèle et l'erreur prédictive de 2017 à 2019 ont été calculées pour chaque année à l'aide de l'écart moyen quadratique, de l'écart-type moyen et de l'écart-type. Compte tenu de la similitude des résultats, seul l'écart moyen quadratique est présenté (les résultats complets sont disponibles dans le [tableau de bord interactif](#)).

Du côté canadien du banc de Georges, les objectifs des fermetures spatio-temporelles de la saison et de la zone de pêche hauturière canadienne du pétoncle sont de réduire les rejets pendant la fraie de la morue franche ou de la limande à queue jaune. La fermeture en février et en mars visait à protéger la fraie de la morue franche et a été mise en œuvre dans sa forme actuelle en 2006. L'autre fermeture a été mise en œuvre en 2007, a eu lieu en juin et a été conçue pour protéger la fraie de la limande à queue jaune. L'emplacement et la taille de chaque fermeture peuvent varier d'une année à l'autre, même si l'emplacement de la fermeture de la pêche à la limande à queue jaune n'a pas changé depuis 2014 (MPO 2014, 2019b). Pour évaluer le chevauchement spatio-temporel entre ces fermetures et les répartitions de stocks, les tendances historiques de la probabilité d'occurrence pour la morue franche et la limande à queue jaune ont été évaluées dans les eaux canadiennes (Figure 1) et comparées aux tendances des fermetures de la pêche à la morue franche et à la limande à queue jaune au Canada entre 2007 et 2016.

La fraie de la morue franche a lieu entre les mois de novembre et de mai sur le banc de Georges, atteignant le sommet de fraie en février et en mars (O'Brien *et al.* 1993). Le relevé hivernal a lieu durant cette période et a été utilisé pour les analyses du fraie de la morue franche. La fraie de la limande à queue jaune a lieu surtout au printemps entre les mois d'avril et d'août, et atteint le sommet de fraie en mai et en juin (O'Brien *et al.* 1993). Le relevé printanier a lieu pendant cette période et a été utilisé pour les analyses de la limande à queue jaune.

### 3. RÉSULTATS ET DISCUSSION

#### 3.1. INDICE DE GINI

L'indice de Gini donne une vue synoptique des variations de la répartition des deux stocks tout au long de l'année. Durant l'hiver et le printemps, l'indice de Gini a augmenté du début des deux séries temporelles jusqu'au milieu ou à la fin des années 2000 et s'est stabilisé par la suite. Cela indique une diminution à long terme de la régularité de la répartition des deux stocks tout au long de la série temporelle, suivie d'une période de stabilisation au cours des 10 à 15 dernières années (Figure 5). Au cours de l'automne, l'indice a augmenté au fil du temps pour les deux stocks, bien que le taux d'augmentation ait ralenti pour la limande à queue jaune au milieu des

---

années 2000 (Figure 5). On peut également observer ces tendances générales à la figure 6, où les courbes ont tendance à s'éloigner de la ligne 1 :1 au cours des dernières années pour les deux espèces durant les trois saisons.

### 3.2. SÉLECTION DU MRE

La première étape de la sélection du modèle a entraîné une réduction importante du nombre de covariables. Dans le cas de la morue franche, la température à la surface de la mer (TSM) a été désignée comme une covariable significative à l'hiver et au printemps. En outre, la profondeur et la stratification étaient aussi des prédicteurs significatifs, mais seulement au printemps. À l'automne, aucune covariable ne présentait un WAIC qui constituait une amélioration significative par rapport au modèle d'interception seulement (Figure 7). En outre, la sélection du modèle indiquait qu'un modèle additif de Profondeur + TSM était le modèle privilégié au cours des trois saisons pour la morue franche (Figures 8 et 9). Lorsque l'on explore l'effet de la variabilité temporelle sur les champs aléatoires, les modèles utilisant le champ aléatoire à 5 ans affichaient le WAIC le plus faible de toutes les saisons (Figure 10).

Dans le cas de la limande à queue jaune, l'étape 1 de la sélection de modèle indiquait que l'inclusion de la Prof. a permis d'améliorer considérablement les modèles au cours des trois saisons (relevés), tandis que le type de sédiments) et la concentration de chlorophylle à l'automne avaient eu un impact similaire sur le modèle du WAIC que la Prof. Par conséquent, la TSM, la profondeur, la chlorophylle et les sédiments ont été utilisés pour explorer l'élaboration de modèles de covariables plus complexes. Dans le cas de la limande à queue jaune, les meilleurs modèles de l'étape 2 de la sélection de modèle comprenaient deux covariables avec une combinaison de profondeur, TSM et sédiments (Figure 8). Une autre sélection de modèle a révélé que le modèle préféré pour la limande à queue jaune pour les trois saisons était un modèle additif comprenant la profondeur, la TSM et les sédiments (Figure 9). Lorsque l'on explore l'effet de la variabilité temporelle sur les champs aléatoires, le champ de trois ans affichait le WAIC le plus faible à l'hiver et au printemps, tandis que le champ de cinq ans affichait le WAIC le plus faible à l'automne (Figure 10). D'autres résultats de sélection de modèle sont disponibles dans les sections Résultats du modèle et Diagnostic du modèle du [tableau de bord interactif](#).

### 3.3. VARIABLES ENVIRONNEMENTALES

Les champs spatiaux des trois variables environnementales retenues par la sélection de modèle sont présentés à la Figure 11. La TSM moyenne entre 1997 et 2008 a eu le plus grand effet sur la probabilité d'occurrence de la morue franche ; elles étaient plus susceptibles de se trouver dans les régions du banc où la TSM était plus basse (Figure 12). Pour les trois relevés, la probabilité d'occurrence de la morue franche a diminué rapidement dans les régions du banc où la TSM était supérieure à environ 10°C (Figure 12). Bien que la relation de Prof. ait également été maintenue dans le modèle final pour la morue franche, l'effet de la Prof. sur la probabilité d'occurrence était considérablement plus faible que l'effet de la TSM. En hiver et au printemps, la probabilité d'occurrence a atteint un sommet de 70 m à 82 m et a diminué lentement dans les eaux moins profondes et plus profondes (Figure 12). Il n'y avait pas de relation claire avec la Prof. en hiver.

Dans le cas de la limande à queue jaune, la profondeur avait l'effet le plus important sur la limande à queue jaune étant plus susceptible d'être observée à des profondeurs de 66 m à 75 m dans chacun des trois relevés, et l'effet de la Prof. sur la limande à queue jaune était le plus

---

élevé au printemps (Figure 13). La TSM moyenne entre 1997 et 2008 a également été incluse dans le modèle final pour les trois saisons, la probabilité d'occurrence de la limande à queue jaune ayant généralement diminué à mesure que la TSM augmentait. L'effet de la TSM a été le moins prononcé à l'automne. Le type de sédiments a également eu une influence importante sur la probabilité d'occurrence pour la limande à queue jaune, les probabilités d'occurrence de sable et de gravier-sable étant plus élevées que dans la catégorie des autres sédiments. Cette différence est particulièrement importante pendant l'hiver, mais la sélection de modèle favorisait légèrement l'inclusion des sédiments au printemps et à l'automne, bien que l'ampleur de l'effet ait été réduite durant ces saisons (Figures 9 et 13).

### **3.4. CHAMPS ALÉATOIRES**

Les champs aléatoires de cinq ans pour la morue franche en hiver et au printemps sont constants sur le plan des saisons au fil du temps, une ampleur de l'effet inférieure ayant été observée durant les deux saisons à compter de 1992 et les baisses les plus importantes de l'ampleur de l'effet ayant été observées dans les parties sud et ouest du banc de Georges (Figures 14 et 15). À l'automne, une ampleur de l'effet plus élevée était généralement observée vers le nord et dans les eaux canadiennes, des baisses plus importantes de l'ampleur de l'effet des champs aléatoires étant observées vers l'ouest au cours de la période à l'étude (Figure 16).

Les tendances des champs aléatoires pour la limande à queue jaune sur trois ans étaient semblables entre les saisons, bien que l'ampleur de l'effet des champs aléatoires ait été un peu plus faible à l'automne (Figures 17 à 19). L'ampleur de l'effet des champs aléatoires était plus faible en toutes saisons pendant la deuxième moitié des années 1980 et le début des années 1990. L'ampleur de l'effet la plus élevée des champs aléatoires a été observée dans les années 1970 et 2000. Depuis le milieu des années 1970, une zone chevauchant la frontière canado-américaine a été constamment désignée comme une zone où l'ampleur de l'effet du champ aléatoire pour la limande à queue jaune est élevée (Figures 17 à 19).

L'écart-type des champs aléatoires pour la morue franche était également similaire entre les saisons, l'écart-type le plus faible étant généralement observé dans le nord et l'est et l'écart-type le plus élevé dans le sud. L'écart-type était un peu plus élevé à l'automne dans la partie centrale du banc de Georges (Figures 20 à 22). Dans le cas de la limande à queue jaune, l'écart-type était plus élevé vers le sud du banc, les régions localisées ayant un écart-type élevé dispersé sur le banc en hiver, au printemps et à l'automne (Figures 23-25).

### **3.5. PRÉDICTIONS DU MODÈLE**

La probabilité d'occurrence modélisée pour la morue franche en hiver et au printemps était élevée dans tous les secteurs sauf le plus au sud du banc de Georges dans les années 1970 et 1980. Au début des années 1990, il y a eu un déclin soudain de la probabilité d'occurrence dans une grande partie de la portion américaine du banc de Georges, tandis que la probabilité d'occurrence est demeurée élevée dans les eaux canadiennes et dans la région chevauchant la ligne de la Cour internationale de justice (CIJ) (Figures 26 et 27). À l'automne, les zones centrales étaient isolées au nord du banc de Georges. Une région du nord-ouest du banc de Georges comptait une certaine zone centrale jusqu'au début des années 1980, mais la probabilité d'occurrence dans cette région a diminué de façon constante après cette période et affiche une faible probabilité d'occurrence à l'automne depuis plus de 20 ans. Les zones de la probabilité d'occurrence la plus élevée restantes à l'automne se trouvent le long de l'extrémité nord du banc et principalement dans les eaux canadiennes (Figure 28).

---

Les tendances de la probabilité d'occurrence modélisées pour la limande à queue jaune sur le banc de Georges sont semblables en hiver, au printemps et à l'automne, la zone centrale étant constamment observée dans la région chevauchant la ligne de la CIJ chaque saison et tout au long de la période visée par l'étude (Figures 29 à 31). Une deuxième région le long de la frontière ouest du banc affiche également une probabilité d'occurrence élevée et semble être reliée par une bande étroite de largeur variable à la zone centrale chevauchant la ligne de la CIJ. La zone principale pour la limande à queue jaune a diminué à la fin des années 1980 et au début des années 1990 et est demeurée relativement stable jusqu'en 2016 (Figure 31).

L'écart-type du champ de prédiction de la morue franche en hiver et au printemps avait tendance à être élevé dans la partie centrale du banc, et plus faible dans le sud et le long des extrémités du domaine de prédiction. À l'automne, l'écart-type du champ de prédiction de la morue franche était le plus faible dans le sud, la zone inférieure de l'écart-type s'étant étendue aux régions centrales plus tard dans la période visée par l'étude (Figures 32 à 34). Dans le cas de la limande à queue jaune, l'écart-type était constamment faible dans la partie de la région, avec une zone centrale chevauchant la ligne de la CIJ en hiver, au printemps et à l'automne (Figures 35 à 37). Les zones entourant cette région ont affiché une hausse de l'écart-type, tandis qu'une région du nord et le long du flanc sud du banc de Georges avait des écarts-types relativement faibles ; ces régions avaient également des probabilités d'occurrence relativement faibles (Figures 29 à 31 et 35 à 37).

### **3.6. VARIABILITÉ INTERANNUELLE ET SAISONNIÈRE**

Pour les deux stocks, les zones centrales se sont déplacées vers le nord et l'est tout au long de la période visée par l'étude ; une tendance qui se remarque surtout lorsqu'on se concentre sur les régions des zones centrales (probabilité d'occurrence  $\geq 0,75$ ) (Figure 38). Dans le cas de la morue franche, le changement de répartition des régions de la zone centrale s'est produit relativement rapidement dans les années 1990, et le Centre de gravité est demeuré relativement stable depuis cette période (Figure 38). Dans les années 1970 et 1980, une zone centrale a été observée dans l'ensemble du banc. Toutefois, depuis le milieu des années 1990, il y a un changement évident dans la répartition, la zone centrale étant concentrée le long du nord-est du banc, principalement dans les eaux canadiennes (Figures 26 à 28). En outre, à l'automne, la morue franche avait tendance à être répartie le long de l'extrémité nord du banc de Georges et englobe probablement la pente nord du banc, où la couverture des relevés est limitée. La taille de la zone centrale a suivi une tendance temporelle semblable à celle de la répartition, avec une diminution rapide de la zone centrale pour la morue franche survenue en hiver et au printemps dans les années 1990 (Figure 39). À l'automne, le déclin de l'ampleur de la zone centrale avait été observé environ une décennie plus tôt qu'en hiver ou au printemps, et la zone centrale est beaucoup plus petite à l'automne (Figure 39). Étant donné l'emplacement du stock le long de l'extrémité du banc durant l'automne, il est probable qu'une partie importante du stock se trouve le long de la pente où la couverture des relevés est limitée (Figure 1).

Le changement à la zone centrale pour la limande à queue jaune découle en grande partie d'une réduction de la zone centrale le long des flancs sud du banc de Georges. La zone centrale a été consolidée dans une région centrale du banc de Georges qui chevauche la ligne de la Cour internationale de justice séparant le Canada et les États-Unis (Figure 38). Le centre de gravité de la limande à queue jaune est demeuré relativement stable sur le plan saisonnier et entre les époques depuis les années 1990, malgré d'importants changements dans l'ampleur de la zone centrale pendant cette période. La superficie et l'emplacement de la zone centrale au printemps

---

et à l'automne sont très semblables depuis les années 1980. Au cours des deux saisons, la zone centrale a connu des hausses importantes dans les années 1990, suivies d'une hausse variable, mais généralement progressive, de la zone centrale plus récemment (Figure 39). En hiver, une zone d'emplacement et d'ampleur similaires est observée, mais l'ampleur de la zone centrale en hiver diminue depuis une période d'augmentation dans les années 1990 (Figure 39).

Pour les deux stocks, les changements à l'ampleur de la zone centrale ont été plus importants aux États Unis que dans les eaux canadiennes (Figure 40). Aux États-Unis, la diminution de l'ampleur de la zone centrale pour la morue franche est survenue rapidement au début des années 1990 en hiver et au printemps. À l'automne, la perte de zone centrale s'est produite environ une décennie plus tôt, bien que l'ampleur de la zone centrale aux États-Unis pendant l'automne ait toujours été considérablement inférieure à celle de l'hiver ou du printemps. Au Canada, l'ampleur de la zone centrale a peu changé au cours de l'une ou l'autre des saisons au fil du temps, bien que l'ampleur de la zone centrale à l'automne ait tendance à être plus petite que celle observée en hiver ou au printemps (Figure 40). L'ampleur de la zone centrale pour la limande à queue jaune aux États-Unis a diminué de façon constante tout au long des années 1970 et 1980, suivie d'une augmentation dans les années 1990 et au début des années 2000 (Figure 40). Au cours de la dernière décennie, l'ampleur de la zone centrale aux États-Unis a semblé se stabiliser. Au Canada, l'ampleur de la zone centrale pour la limande à queue jaune tout au long des années 1970 et 1980 était variable et relativement faible, mais elle a augmenté au milieu des années 1990 et demeure relativement stable depuis (Figure 40).

### **3.7. HYPERPARAMÈTRES DU MODÈLE**

Pour la morue franche, l'estimation de l'hyperparamètre de la variance de profondeur était la plus élevée en hiver et a diminué tout au long du printemps et de l'automne, reflétant la baisse de l'influence de cette covariable à l'automne (Figure 41). Dans le cas de la limande à queue jaune, l'hyperparamètre de la variance de profondeur était plus élevé que celui observé pour la morue franche tout au long de l'année et reflétait la stabilité relative de l'ampleur de l'effet de cette covariable tout au long de l'année (Figure 41). L'hyperparamètre de la variance de TSM pour la morue franche est demeuré relativement stable tout au long de l'année et reflète l'influence constante de la covariable de la TSM sur la répartition de la morue. Dans le cas de la limande à queue jaune, l'hyperparamètre de la variance de TSM était relativement faible tout au long de l'année et concorde avec la faible ampleur constante de la covariable de TSM sur la répartition de la limande à queue jaune (Figure 42). L'incertitude de ces estimations empêche l'observation de différences statistiques entre les saisons.

L'étendue de la décorrélation pour la morue franche était supérieure à 100 km tout au long de l'année et était généralement supérieure à celle observée pour la limande à queue jaune (Figure 43). L'étendue était la plus élevée pour la morue franche au printemps (218 [IC à 95 % : 131 à 346] km), tandis que l'étendue pendant la période de fraie d'hiver était la plus basse (154 [IC à 95 % : 99 à 227] km). À l'automne, l'estimation a diminué par rapport au printemps ; l'étendue au cours de cette période peut être influencée par le fait qu'une partie du stock est située à l'extérieur du domaine du relevé et que le stock est davantage concentré dans une zone (Figure 43). Dans le cas de la limande à queue jaune, l'étendue la plus basse a été estimée en hiver à 86 km (IC à 95 % : 63 à 109), les estimations des étendues au printemps et à l'automne étant plus élevées et un peu plus variables que l'estimation de l'étendue en hiver. Les estimations de l'étendue de la limande à queue jaune tout au long de l'année étaient plus petites

---

et moins variables que celles observées pour la morue franche (Figure 43). L'incertitude de ces estimations empêche l'observation de différences statistiques entre les saisons.

L'écart-type du champ aléatoire était plus faible pour la morue franche en hiver et au printemps qu'à l'automne (Figure 44). L'augmentation importante de l'écart-type à l'automne était liée à l'influence accrue du champ aléatoire (c.-à-d. l'effet relativement faible des covariables environnementales) pendant cette saison pour la morue franche. L'écart-type du champ aléatoire est le plus élevé pour la limande à queue jaune en hiver, et les différences saisonnières pour la limande à queue jaune sont plus faibles que celles observées pour la morue franche (Figure 44). L'écart-type du champ pour la limande à queue jaune est plus élevé que celui de la morue franche en hiver et au printemps, mais plus faible à l'automne (Figure 44).

Les valeurs postérieures de ces hyperparamètres pour les deux stocks en hiver, au printemps et à l'automne sont présentées aux Figures 45 à 50.

### 3.8. VALIDATION

La validation croisée à cinq volets a indiqué que chacun des modèles utilisés pour la validation croisée à cinq volets (interception seulement, TSM [morue franche], Profondeur [limande à queue jaune] et Profondeur + TSM) était en mesure de prédire la répartition des deux stocks sans augmentation de biais ni perte d'exactitude (Figure 51). L'erreur moyenne des résidus pour les prédictions des ensembles d'apprentissage de validation était similaire à l'erreur des données d'essai prévues et, bien que l'erreur moyenne des données d'essai soit généralement plus variable, les estimations étaient centrées sur 0 et, par conséquent, il n'y avait aucune indication de biais dans ces prédictions (Figure 51). L'écart moyen quadratique provenant des données d'essai et d'apprentissage affichait des tendances similaires pour les deux stocks et la plupart des modèles, bien que pour la limande à queue jaune, l'écart moyen quadratique pour les données d'apprentissage et les données d'essai provenant du modèle d'interception seulement était légèrement inférieur à l'un ou l'autre des modèles comportant des covariables indiquant que l'inclusion des covariables environnementales peut entraîner une légère perte de prédiction hors échantillon (Figure 51).

La souplesse des champs aléatoires seuls (modèles d'interception) a indiqué que, d'un point de vue prédictif, les champs aléatoires étaient souvent en mesure de prédire la probabilité d'occurrence sans perte substantielle de capacité prédictive comparativement aux modèles plus complexes, y compris les données environnementales statiques (p. ex. Figure 51). Cela s'est produit parce que les champs aléatoires sont suffisamment flexibles pour saisir la variabilité inhérente aux données à chaque époque, tandis que les relations entre les covariables environnementales ont été restreintes pour être invariantes tout au long des saisons. De récentes recherches laissent entendre que l'utilisation d'un champ aléatoire statique en conjonction avec un champ aléatoire spatio-temporel pourrait produire des estimations comparables, et dans certains cas de meilleures estimations, que les modèles qui reposent sur des covariables environnementales (Yin et al. 2022)<sup>1</sup>.

### 3.9. INCIDENCES

La zone centrale pour la morue franche s'est effondrée rapidement au début des années 1990, parallèlement à l'effondrement des stocks de morue franche (et d'autres poissons de fond) dans

---

1. Yin Y., Sameoto J.A., Keith D.M., and Mills Flemming J. Improving Estimation of Length-Weight Relationships Using Spatiotemporal Models. Manuscrit soumis pour publication.



---

l'ensemble de l'Atlantique Nord-Ouest (Bundy *et al.* 2009). Depuis l'effondrement, l'ampleur de la zone centrale est demeurée relativement stable, mais a continué de se déplacer lentement vers le nord-est, surtout à l'automne.

De plus, la répartition automnale de la morue franche se trouve probablement maintenant sur la pente nord-est du banc à l'extérieur du domaine de la présente étude et dans une zone qui n'est pas entièrement incluse dans l'évaluation des stocks. Ce déplacement du stock vers le nord-est au cours de cette étude indique qu'une plus grande proportion pourrait maintenant migrer en dehors de la zone utilisée dans l'évaluation du stock que celle observée dans le passé. Chacun des indices d'après le relevé avait été utilisé comme intrants dans le modèle d'évaluation des stocks de morue franche de l'est du banc de Georges (Andrushchenko *et al.* 2018). Cependant, ce modèle d'évaluation accusait un biais rétrospectif si important qu'il a été récemment rejeté ; les résultats de cette étude sont en accord avec la suggestion que le changement observé dans la répartition de la morue franche pourrait avoir été un facteur contribuant aux problèmes rétrospectifs du modèle (Andrushchenko *et al.* 2018). De plus, comme la gestion de ce stock est partagée entre le Canada et les États-Unis, le déplacement observé de la répartition principale vers les eaux canadiennes suggère que les politiques de gestion partagée, telles que les ententes de partage de quotas entre les deux territoires, peuvent nécessiter une révision régulière (p.ex. TMGC 2002).

La limande à queue jaune était peu susceptible d'être trouvée sur des types de fond ne comportant pas de sable et était plus fréquemment trouvée à des profondeurs comprises entre 66 et 75 mètres, ce qui correspond au cycle biologique connu de cette espèce (Johnson *et al.* 1999). Dans les régions du banc où la TSM est historiquement plus basse, la plupart des habitats qui subsistent sur le banc de Georges et qui répondent à ces critères chevauchent la ligne de la CIJ sur le banc de Georges. En outre, la probabilité de rencontrer la limande à queue jaune dans cette zone a augmenté de façon constante, ce qui n'a pas été expliqué par les covariables environnementales. Cela donne à penser que cette région revêt une certaine importance écologique ou environnementale inexplicée pour la limande à queue jaune.

Le déplacement de la répartition de la limande à queue jaune loin des parties plus méridionales et occidentales du banc de Georges, combiné au déclin de la biomasse de cette espèce dans l'ensemble des États-Unis, vient étayer l'idée que le changement environnemental observé dans l'ensemble des eaux américaines a été un facteur du récent déclin de la limande à queue jaune, tant sur le banc de Georges que dans l'ensemble de la région (NFSC 2012 ; Pershing *et al.* 2015 ; Legault et McCurdy 2018 ; NOAA 2020). Compte tenu de la disparition de la limande à queue jaune dans les parties plus chaudes du banc observée dans cette étude, il est possible que la zone principale restante, qui chevauche la ligne de la CIJ, représente l'habitat adéquat le plus au nord du banc de Georges pour cette espèce. Si les températures continuent d'augmenter, comme le prévoit le changement climatique, l'adéquation de cet habitat pourrait également diminuer ; cela renforcerait le risque de disparition de la limande à queue jaune du banc de Georges, indépendamment de toute mesure de gestion de la pêche (Allyn *et al.* 2020).

L'influence de la couche de TSM moyenne en tant que covariable environnementale dans les modèles était quelque peu surprenante dans la mesure où cette couche était dérivée de composites mensuels de TSM du radiomètre perfectionné à très haute résolution de 1997 à 2008 (Greenlaw *et al.* 2010) et, par conséquent, représente une couche agrégée et statique provenant uniquement d'un sous-ensemble temporel de la période couverte par les données des relevés des poissons de fond. Cependant, l'importance de cette couche TSM peut être due au fait qu'elle capture les caractéristiques océanographiques générales répandues la zone

---

des bancs. En outre, la variabilité observée de l'effet entre les saisons est probablement le reflet de la jonction entre les eaux de surface et le benthos, le degré de mélange vertical et de stratification variant avec la saison et dans l'espace le long du banc (Kavanaugh *et al.* 2017). Il est reconnu que l'interprétation de la couche statique de TSM utilisée dans ces analyses comme un effet thermique est probablement quelque peu irréaliste, car elle suppose que les schémas de température relative et la réaction des espèces à ces schémas sont restés inchangés pendant la période d'étude. Par conséquent, des modèles plus avancés utilisant soit la TSM dynamique, soit la couche de température de fond modélisée, pourraient permettre de mieux comprendre comment les changements de l'environnement thermique ont influencé la répartition des deux stocks (Pershing *et al.* 2015; Greenan *et al.* 2019).

### **3.10. ÉTUDE DE CAS : QUANTIFIER LES EFFETS DES CHANGEMENTS DE RÉPARTITION SUR LES FERMETURES DU BANC DE GEORGES**

#### **3.10.1. Fermetures**

Aux États-Unis, la superficie de la zone principale dans la partie de la zone fermée I incluse dans cette analyse a diminué pour les deux stocks au cours des trois saisons, la zone principale s'approchant de 0 pour les deux stocks à partir de l'an 2000 (Figures 52 et 53). Dans la zone fermée II, le déclin de la zone principale de la morue franche était comparable à celui observé dans la zone fermée I, bien qu'une quantité importante de cette zone ait été observée au cours des deux dernières décennies, au printemps (Figures 52 et 53). Pour la limande à queue jaune, la superficie de la zone principale dans la zone fermée II a diminué rapidement au cours des années 1970 et 1980, mais elle a depuis connu un regain, la zone principale totale étant comparable à celle observée au début des années 1970 (Figures 52 et 53). Depuis la mise en œuvre de la zone fermée II au début des années 1990, la zone principale de cette aire fermée a augmenté de façon substantielle, bien qu'à l'époque la plus récente, sa superficie ait diminué au cours des trois saisons (Figure 53).

Au Canada, les fermetures spatio-temporelles ont été comparées à la zone principale pour chaque espèce de poisson de fond dans les eaux canadiennes. La superficie de la zone principale pour la morue franche dans les eaux canadiennes a fluctué au fil du temps, les estimations les plus élevées ayant été faites dans les années 1980 en hiver et au printemps, tandis qu'en automne, la superficie de l'aire principale a atteint un sommet dans les années 1970 (Figures 54 et 55). Dans la période la plus récente, la superficie de la zone principale était la plus faible observée depuis les années 1990 (Figures 54 et 55). La proportion globale de la zone principale du banc de Georges située dans les eaux canadiennes a augmenté au cours des trois saisons; ceci est le résultat de son déclin dans une grande partie de la portion américaine du banc de Georges (Figure 55). La fermeture de la pêche de la morue franche inclut entre 209 et 299 km<sup>2</sup> de la zone principale depuis 2007, et plus de 81 % de la fermeture a historiquement constitué une zone principale pour cette espèce (Figure 57). Malgré cela, ces fermetures représentent moins de 8 % de la zone principale dans les eaux canadiennes en raison de leur petite envergure (Figure 57).

La superficie de la zone principale pour la limande à queue jaune dans les eaux canadiennes a augmenté rapidement au milieu des années 1990 dans les trois saisons, étant l'une des plus élevées observées dans les séries chronologiques des deux dernières décennies, bien que la superficie de la zone principale ait été relativement faible à l'époque la plus récente en hiver et au printemps (Figures 54 et 56). Dans les années 1970 et au début des années 1980, les eaux canadiennes représentaient généralement moins de 25 % de la zone principale pour la limande

---

à queue jaune sur le banc de Georges, mais depuis, cette proportion a généralement augmenté (Figure 55). La zone principale comprise dans les fermetures de pêche pour la limande à queue jaune a varié entre 128 et 300 km<sup>2</sup>. Comme pour la morue franche, les fermetures de la pêche de la limande à queue jaune représentent moins de 8 % de la zone principale totale dans les eaux canadiennes (Figure 57).

### 3.10.2. Prévision des regroupements dans les années à venir

Les modèles de champ aléatoire de 3 et 5 ans ont entraîné une légère perte de précision lors de la prédiction des répartitions de chaque stock un, deux et trois ans dans le futur (Figure 58), mais les prédictions étaient bien inférieures à l'écart-type associé à un modèle sans capacité prédictive ligne pointillée ; Figure 58). En hiver et au printemps, l'écart-type des prédictions de 2018 tendait à être plus élevé que celui des deux autres années. Cela correspond aux observations selon lesquelles les indices de biomasse des relevés étaient proches des minimums historiques pour les deux stocks en 2018 (Andrushchenko *et al.* 2018 ; Legault et McCurdy 2018). Pour la morue franche, l'erreur prédictive de ces modèles se situait généralement à l'extrémité supérieure de la fourchette de l'écart-type lorsque les données étaient disponibles et révélaient que ces modèles fournissaient une prédiction raisonnable de l'emplacement des deux espèces jusqu'à trois ans dans le futur (Figure 58). Quant à la limande à queue jaune, l'écart-type était le plus élevé en hiver et le plus faible en automne, l'écart-type prédictif en automne étant d'une ampleur comparable à celle des résidus du modèle.

### 3.10.3. Incidences

Aux États-Unis, certaines parties des fermetures sur le banc de Georges ont été mises en place en 1994 pour aider à la reconstitution des stocks dans la région ; ces fermetures ont été considérées comme ayant contribué au rétablissement de plusieurs stocks à la fin des années 1990 (Murawski *et al.* 2000 ; Link *et al.* 2005). Malgré les succès de ces zones de fermeture pour d'autres stocks, la biomasse de morue franche sur le banc de Georges est demeurée faible depuis le début des années 1990 (Andrushchenko *et al.* 2018). La perte substantielle de zone principale pour la morue franche observée dans les zones fermées I et II a été généralement observée dans toute la partie américaine du banc de Georges. Malheureusement, les zones fermées I et II semblent être beaucoup moins utilisées par la morue franche que par le passé.

Une légère augmentation de la zone principale pour la limande à queue jaune dans la zone fermée I a été observée aux environs de l'entrée en vigueur de cette fermeture (1994), après un déclin constant dans les années 1970 et 1980. Après cette légère augmentation, la zone principale pour la limande à queue jaune dans la zone fermée I a généralement diminué. Alors que la zone fermée I représentait historiquement moins de 21% de la zone principale pour la limande à queue jaune, au cours des dernières décennies, ce pourcentage a chuté à près de 0. En raison des restrictions imposées à l'activité de pêche à l'intérieur de la zone fermée I pendant une grande partie de cette période, il est probable que ce changement de répartition soit dû à l'évolution des conditions environnementales sur le banc de Georges (Allyn *et al.* 2020).

La zone de fermeture II (zone fermée II), qui est adjacente à la ligne de la CIJ, avait subi un déclin rapide et important de la superficie de la zone principale pour la limande à queue jaune dans les années précédant la mise en œuvre de cette fermeture (1994). Cela a été suivi d'une augmentation rapide et importante de la zone principale pour la limande à queue jaune à peu près au moment où la zone fermée II a été mise en place. Au cours des dernières années, la zone fermée II contenait une proportion importante de la zone principale pour la limande à

---

queue jaune sur le banc de Georges, et elle semble représenter le dernier habitat à grande échelle convenant à cette espèce du côté américain du banc de Georges. L'expansion rapide de l'habitat principal de la limande à queue jaune au début des années 2000 était centrée sur la zone fermée II et dans les eaux canadiennes ; cela s'est produit au même moment que l'augmentation rapide de la biomasse de limande à queue jaune sur le banc de Georges (Legault et McCurdy 2018). La zone principale pour la limande à queue jaune est restée relativement stable à partir du début des années 2000 et sa superficie était comparable à celle observée dans les années 1970, avant la mise en place de la zone fermée II. Bien que ces résultats laissent supposer une association positive entre cette fermeture et l'état du stock de limande à queue jaune, le déclin abrupt de ce stock au début des années 2010 (Legault et McCurdy 2018), un effort de pêche relativement faible dans la zone fermée II, indique que les conditions environnementales changeantes au banc de Georges peuvent maintenant toucher le stock dans cette zone (Pershing *et al.* 2015).

Au Canada, des recherches antérieures sur les fermetures spatio-temporelles de la pêche hauturière canadienne du pétoncle indiquent que les taux de rejets de cette pêche étaient élevés lorsque ces fermetures étaient en vigueur (Keith *et al.* 2020). De manière plus générale, cette étude a révélé peu de preuves d'un effet de ces fermetures sur les rejets de la pêche hauturière canadienne du pétoncle malgré une réduction substantielle des rejets de ces deux stocks depuis la mise en place des fermetures. Les résultats de l'étude actuelle confirment ce que laisse supposer Keith *et al.* (2020), à savoir que les fermetures ne protègent probablement qu'une petite proportion de la zone principale du domaine de la pêche hauturière canadienne du pétoncle ; par conséquent, les rejets de cette pêche lorsque les fermetures étaient en vigueur sont restés élevés pour les deux espèces. Toutefois, Keith *et al.* (2020) ont également observé une baisse d'un ordre de grandeur des rejets depuis la mise en place des fermetures ; cette réduction a été attribuée à la baisse significative de l'effort de la pêche hauturière canadienne du pétoncle, à d'autres mesures volontaires non documentées que celle-ci a mises en place pour réduire les rejets (p. ex. modification des engins, MPO 2008 ; Walsh 2008), et à la baisse continue de l'abondance de ces deux stocks.

Actuellement, l'emplacement des fermetures spatio-temporelles de la pêche hauturière canadienne du pétoncle est déterminé, en partie, à l'aide d'avis scientifiques qui s'appuient sur des données dépendantes et indépendantes de la pêche. Les résultats de cette étude montrent que cette méthodologie a généralement permis de localiser les fermetures dans les zones principales de morue franche et de limande à queue jaune (MPO 2014, 2019b). Cependant, les résultats de cette étude indiquent également que le succès de la méthodologie existante est dû en grande partie à la proportion élevée de la zone principale dans les eaux canadiennes (surtout pour la limande à queue jaune). La méthodologie décrite dans l'étude actuelle fournit un autre cadre quantitatif qui peut déterminer la zone principale pour chaque stock tout en quantifiant la fréquence à laquelle les changements dans les répartitions peuvent être repérés par les données de relevés existantes. De plus, les modèles pour les deux stocks ont été à même de prédire l'endroit où chaque stock était le plus susceptible d'être observé jusqu'à trois ans dans le futur. Ces prédictions pourraient être utilisées lorsque les informations de relevés ne sont pas disponibles pendant une année, lorsque l'avis scientifique est requis avant que les informations de relevés ne soient disponibles, ou lorsque l'avis scientifique est requis sur plusieurs années.

---

## 4. CONSIDÉRATIONS FUTURES

L'une des principales limites de l'analyse environnementale utilisée ici était la nature statique des données environnementales. Bien que cela ait été moins problématique pour les covariables qui ont évolué lentement dans le temps à des échelles étendues (p. ex. la profondeur), l'interprétation des covariables environnementales qui ont varié à des échelles de temps plus courtes que les séries chronologiques utilisées dans cette étude doit être faite avec prudence. Pour ces covariables, toute relation déterminée (p. ex. TSM) reflétait probablement le fait que la répartition du stock suivait le modèle général d'une covariable, plutôt que la preuve d'un lien mécaniste entre la répartition du stock et la covariable. À cet égard, nous ne pouvons pas affirmer que la TSM était le mécanisme à l'origine de la variabilité de la répartition de l'un ou l'autre des stocks, mais seulement qu'une corrélation a été observée entre la TSM moyenne de 1997 à 2008 et la répartition de ces stocks sur le banc de Georges. Les données environnementales statiques sont également problématiques, car il n'y a aucun moyen de déterminer si les relations entre les variables évoluent dans le temps (p. ex. l'impossibilité de détecter des changements dans ces relations en raison du changement climatique). Heureusement, les ensembles de données sont de plus en plus disponibles aux échelles spatio-temporelles requises pour explorer pleinement les relations entre les covariables environnementales et les répartitions des stocks. Enfin, de nombreuses covariables évaluées dans cette étude ont été mesurées à la surface, alors que le poisson de fond est le plus affecté par l'environnement benthique. Par conséquent, les couches environnementales proches de la surface sont très probablement des approximations pour d'autres mécanismes. Le degré de lien et de corrélation entre les conditions de surface et les conditions benthiques varie probablement à la fois dans l'espace à travers le banc et avec la saison, en particulier avec les modèles saisonniers de stratification. Cependant, des travaux récents visant à corrélérer les températures benthiques avec les données de télédétection se sont révélés prometteurs (Kavanaugh *et al.* 2017).

Le relevé d'hiver (MPO) n'a pas commencé avant 1987, ce qui correspond approximativement au début d'une période de changements importants pour la morue franche et la limande à queue jaune. Par conséquent, nous disposons de connaissances limitées sur les tendances observées en hiver avant cette période. Toutefois, à partir de 1987, les tendances observées en hiver et au printemps étaient assez comparables pour ces deux stocks ; il est donc probable que le relevé de printemps soit une bonne approximation de ce qui a été observé en hiver pour ces deux stocks.

Les modèles utilisés dans cette étude étaient basés sur des données de la présence et de l'absence. Bien que les données sur l'abondance soient recueillies dans le cadre des relevés, elles ont été exclues de l'approche de modélisation utilisée ici. Cela supprime les données potentiellement informatives concernant l'emplacement de ces stocks. Les relevés au chalut du MPO et du NMFS ont été conçus pour fournir des estimations d'abondance à l'échelle des strates du relevé, tandis que les MRE élaborés ici tentaient d'élucider les tendances à des échelles beaucoup plus précises. La capacité des modèles spatio-temporels à prendre en compte adéquatement les informations relatives à l'abondance spatiale à l'échelle des kilomètres à partir d'un relevé qui est conçu pour fournir des estimations synoptiques à l'échelle de dizaines et de centaines de kilomètres constitue un domaine de recherche actif (Punt 2019 ; Cadrin 2020). Une comparaison des résultats de cette étude avec des modèles plus avancés, p. ex. les modèles Delta (Thorson *et al.* 2015) ou des champs aléatoires plus flexibles (Anderson et Ward 2019) serait instructive, mais cela dépasse le cadre de la présente étude.

---

La définition de la zone principale utilisée ici dans les prédictions est subjective et d'autres définitions de cette zone pourraient être élaborées. Ici, nous avons défini la zone principale comme la zone dans laquelle le modèle a prédit que la probabilité d'occurrence était d'au moins 0,75. Différentes interprétations soutenables de ce qui définit une zone principale pourraient conduire à des résultats quelque peu différents de ceux présentés ici. Cependant, les tendances générales observées dans cette étude ne sont pas indûment influencées par le choix de ce que les auteurs considèrent comme des valeurs raisonnables de probabilité d'occurrence pour définir la zone principale (c.-à-d. que les conclusions de cette étude ne changeraient pas substantiellement avec l'utilisation de toute probabilité d'occurrence entre 0,5 et 0,9 pour définir la zone principale). Le [tableau de bord interactif](#) permet d'explorer les résultats de cette étude en utilisant différentes valeurs de probabilité d'occurrence pour définir la zone principale.

Les champs aléatoires temporels utilisés dans cette analyse constituent un petit sous-ensemble des champs aléatoires temporels possibles. Les modèles utilisant un champ aléatoire qui change annuellement, que ce soit indépendamment de l'année précédente ou, plus probablement, des champs aléatoires annuels corrélés, mériteraient une exploration plus approfondie. En outre, l'utilisation de champs aléatoires de durées différentes (p. ex. un champ de 4 ans) pourrait également être envisagée, même si une exploration exhaustive des champs aléatoires temporels possibles est complexe sur le plan informatique et logistique. Alors que les résultats du modèle de la morue franche donnent à penser que les changements de répartition obtenus à l'aide de ces données ne sont observés que tous les 5 ans, pour la limande à queue jaune, des champs aléatoires de plus courte durée peuvent être privilégiés par rapport aux modèles de champs aléatoires de 3 ans. Enfin, les changements observés dans les champs aléatoires temporels sont limités par les observations des relevés et l'échelle des covariables environnementales utilisées. Une plus grande couverture des relevés et des covariables environnementales à une échelle plus précise permettraient probablement d'identifier les changements dans la répartition de ces espèces à des échelles temporelles plus précises que ce qui est possible avec les données disponibles.

La validation à cinq volets du modèle à l'aide de la méthodologie R-INLA reste exigeante sur le plan informatique et une comparaison complète de tous les modèles n'était pas réalisable. Par conséquent, seul un sous-ensemble de modèles a été comparé par validation de modèle. Un champ aléatoire de 5 ans et aux covariables de TSM et de profondeur qui ont été déterminées à l'étape 2 de la sélection des modèles comme étant les modèles privilégiés pour les deux stocks ont été utilisés pour les modèles les plus complexes utilisés pour la validation de modèle. Bien que la sélection d'autres modèles ait permis d'identifier un modèle final plus complexe pour la limande à queue jaune, ceux-ci n'ont pas été inclus dans la validation de modèle en raison de contraintes informatiques et logistiques. Toutefois, il est peu probable que les modèles plus complexes de la limande à queue jaune aient une incidence importante sur les résultats observés lors de la validation de modèle.

## 5. CONCLUSION

Cette étude a permis de mettre au point une méthodologie de cadre qui peut être utilisée pour donner un aperçu de la façon dont la répartition spatiale de la morue franche et de la limande à queue jaune a changé à la fois sur le plan saisonnier et interannuel depuis les années 1970. En outre, bien qu'une série substantielle de variables environnementales ait été examinée, seules quelques-unes influencent ces répartitions, et dans l'ensemble, les covariables étudiées ont eu peu d'incidence sur les modèles de répartition observés de l'un ou l'autre des

---

stocks. Les seules données environnementales statiques qui ont présenté un effet significatif constant sur les répartitions des stocks sont la température moyenne de la surface de la mer (1997-2008), la profondeur et le type de fond (pour la limande à queue jaune uniquement). Les variations interannuelles de la répartition des stocks indiquent l'importance croissante que revêtent les eaux canadiennes pour les deux stocks sur le banc de Georges. Cette situation est probablement due aux changements environnementaux à long terme observés dans la région. Compte tenu des contraintes d'habitat auxquelles sont confrontés les deux stocks et de la persistance des changements environnementaux dirigés, la dépendance accrue de l'habitat dans les eaux canadiennes est susceptible de se poursuivre indépendamment de toute mesure de gestion des pêches.

Les modifications dans la répartition démontrées dans cette étude soulignent également les difficultés rencontrées par les zones fermées statiques pour atteindre les objectifs de conservation propres aux stocks à la lumière des changements environnementaux. Pour les deux stocks, le degré de chevauchement entre les zones fermées et la zone principale du stock a changé dans le temps. En ce qui concerne la partie de la zone fermée I incluse dans la présente étude, nos résultats indiquent que cette région ne contient probablement plus d'habitats essentiels importants pour la morue franche ou la limande à queue jaune à tout moment de l'année. Dans les eaux canadiennes, la proportion de la zone principale des deux stocks a augmenté dans le temps. Malheureusement, les fermetures spatio temporelles de la pêche hauturière canadienne du pétoncle ne protègent qu'une petite proportion de la zone principale dans les eaux canadiennes, ce qui explique en partie les taux élevés de rejets de cette pêche pour les deux stocks lorsque les fermetures spatio-temporelles étaient en vigueur (Keith *et al.* 2020).

L'utilisation des informations spatio-temporelles contenues dans ces modèles fournit de nouvelles perspectives qui peuvent être utilisées pour améliorer les avis scientifiques (p. ex. la prise en compte des répartitions changeantes dans l'évaluation des stocks, le choix de l'emplacement et de la superficie des zones protégées) ce qui peut améliorer la prise de décision liée à la gestion de ces stocks.

## 6. REMERCIEMENTS

Merci à Yanjun Wang, Dheeraj Busawon, Monica Finley, Phil Politis et Nancy Shackell pour leur aide concernant les données, les questions, ainsi que la conception et l'exploration de diverses parties de ce projet. Merci à l'équipe du SCAS pour la mise au point des outils utilisés pour élaborer ce manuscrit. Merci à Tricia Pearo Drew, Jamie Raper et Brittany Wilson pour leur soutien général. Enfin, merci à Dan Ricard et Joanna Mills Flemming pour leurs commentaires judicieux. Ce projet a été rendu possible grâce au financement du Programme stratégique de recherche et d'avis fondés sur l'écosystème du MPO.

---

## 7. RÉFÉRENCES CITÉES

- Allyn, A.J., Alexander, M.A., Franklin, B.S., Massiot-Granier, F., Pershing, A.J., Scott, J.D., et Mills, K.E. 2020. [Comparing and Synthesizing Quantitative Distribution Models and Qualitative Vulnerability Assessments to Project Marine Species Distributions under Climate Change](#). PLOS ONE 15(4) : e0231595.
- Anderson, E.D. 1998. [The History of Fisheries Management and Scientific Advice – the ICNAF/NAFO History from the End of World War II to the Present](#). J. Northw. Atl. Fish. Sci 23 : 75-94.
- Anderson, S.C., et Ward, E.J. 2019. [Black Swans in Space: Modeling Spatiotemporal Processes with Extremes](#). Ecology 100(1) : e02403.
- Andrushchenko, I., Legault, C., Martin, R., Brooks, E., et Wang, Y. 2018. [Transboundary Resources Assessment Committee: Assessment of Eastern Georges Bank Atlantic Cod for 2018](#). TRAC Ref. Doc. 2018/01.
- Backus, R.H., et Bourne, D.W. 1987. Georges Bank. MIT, Cambridge, Mass.
- Bakka, H., Rue, H., Fuglstad, G.-A., Riebler, A., Bolin, D., Krainski, E., Simpson, D., et Lindgren, F. 2018. [Spatial Modelling with R-INLA: A Review](#). Wiley Interdisciplinary Reviews : Computational Statistics 10(6) : e1443.
- Booth, T.H., Nix, H.A., Busby, J.R., et Hutchinson, M.F. 2014. [Bioclim: The First Species Distribution Modelling Package, Its Early Applications and Relevance to Most Current MaxEnt Studies](#). Diversity and Distributions 20(1) : 1-9.
- Boudreau, S.A., Shackell, N.L., Carson, S., et den Heyer, C.E. 2017. [Connectivity, Persistence, and Loss of High Abundance Areas of a Recovering Marine Fish Population in the Northwest Atlantic Ocean](#). Ecology and Evolution 7(22) : 9739-9749.
- Box, E.O. 1981. [Predicting Physiognomic Vegetation Types with Climate Variables](#). Vegetatio 45(2) : 127-139. Springer.
- Bundy, A., Heymans, J.J., Morissette, L., et Savenkoff, C. 2009. [Seals, Cod and Forage Fish: A Comparative Exploration of Variations in the Theme of Stock Collapse and Ecosystem Change in Four Northwest Atlantic Ecosystems](#). Progress in Oceanography 81(1) : 188-206.
- Cadrin, S.X. 2020. [Defining Spatial Structure for Fishery Stock Assessment](#). Fisheries Research 221 : 105397.
- Cheung, W.W.L., Close, C., Lam, V., Watson, R., et Pauly, D. 2008. [Application of Macroecological Theory to Predict Effects of Climate Change on Global Fisheries Potential](#). Marine Ecology Progress Series 365 : 187-197.
- Cosandey-Godin, A., Krainski, E.T., Worm, B., et Flemming, J.M. 2015. [Applying Bayesian Spatiotemporal Models to Fisheries Bycatch in the Canadian Arctic](#). Can. J. Fish. Aquat. Sci. 72(2) : 186-197.



- 
- Domisch, S., Friedrichs, M., Hein, T., Borgwardt, F., Wetzig, A., Jähnig, S.C., et Langhans, S.D. 2019. [Spatially Explicit Species Distribution Models: A Missed Opportunity in Conservation Planning?](#) Diversity and Distributions 25(5) : 758-769.
- Elith, J., et Leathwick, J.R. 2009. [Species Distribution Models: Ecological Explanation and Prediction Across Space and Time.](#) Annu. Rev. Ecol. Evol. Syst. 40(1) : 677-697.
- Finley, M., Brooks, E.N., McCurdy, Q., Barrett, M.A., et Wang, Y. 2019. [Transboundary Resources Assessment Committee: Assessment of Haddock on Eastern Georges Bank for 2019.](#) TRAC.
- Fuglstad, G.-A., Simpson, D., Lindgren, F., et Rue, H. 2019. [Constructing Priors That Penalize the Complexity of Gaussian Random Fields.](#) Journal of the American Statistical Association 114(525) : 445-452.
- Greenan, B.J.W., Shackell, N.L., Ferguson, K., Greyson, P., Cogswell, A., Brickman, D., Wang, Z., Cook, A., Brennan, C.E., et Saba, V.S. 2019. [Climate Change Vulnerability of American Lobster Fishing Communities in Atlantic Canada.](#) Front. Mar. Sci. 6 : 579.
- Greenlaw, M.E., Sameoto, J.A., Lawton, P., Wolff, N.H., Incze, L.S., Pitcher, C.R., Smith, S.J., et Drozdowski, A. 2010. [A Geodatabase of Historical and Contemporary Oceanographic Datasets for Investigating the Role of the Physical Environment in Shaping Patterns of Seabed Biodiversity in the Gulf of Maine.](#) Can. Tech. Rep. Fish. Aquat. Sci. 2895 : iv + 35 p.
- Grinnell, J. 1904. [The Origin and Distribution of the Chestnut-Backed Chickadee.](#) Auk 21(3) : 364-382. Oxford Academic.
- Halliday, R.G., et Pinhorn, A.T. 1996. [North Atlantic Fishery Management Systems: A Comparison of Management Methods and Resource Trends.](#) Journal of Northwest Atlantic Fishery Science 20 : 1-135.
- Hart, D.R., Jacobson, L.D., et Tang, J. 2013. [To Split or Not to Split: Assessment of Georges Bank Sea Scallops in the Presence of Marine Protected Areas.](#) Fisheries Research 144 : 74-83.
- Hilborn, R., et Walters, C.J. 1992. Quantitative Fisheries Stock Assessment : Choice, Dynamics and Uncertainty. Chapman and Hall, New York.
- Hutchings, J.A. 1996. [Spatial and Temporal Variation in the Density of Northern Cod and a Review of Hypotheses for the Stock's Collapse.](#) Can. J. Fish. Aquat. Sci. 53(5) : 943-962. NRC Research Press.
- Johnson, D.L., Morse, W.W., Berrien, P.L., et Vitaliano, J.J. 1999. [Essential Fish Habitat Source Document: Yellowtail Flounder, Limanda Ferruginea, Life History and Habitat Characteristics.](#) NOAA Technical Memorandum NMFS-NE-140.
- Kavanaugh, M.T., Rheuban, J.E., Luis, K.M.A., et Doney, S.C. 2017. [Thirty-Three Years of Ocean Benthic Warming Along the U.S. Northeast Continental Shelf and Slope: Patterns, Drivers, and Ecological Consequences.](#) Journal of Geophysical Research : Oceans 122(12) : 9399-9414.
-

- 
- Keith, D.M., Sameoto, J.A., Keyser, F.M., et Ward-Paige, C.A. 2020. [Evaluating Socio-Economic and Conservation Impacts of Management: A Case Study of Time-Area Closures on Georges Bank](#). PLOS ONE 15(10) : e0240322.
- Kristensen, K., Nielsen, A., Berg, C.W., Skaug, H., et Bell, B.M. 2016. [TMB: Automatic Differentiation and Laplace Approximation](#). Journal of Statistical Software 70(1) : 1-21.
- Leach, K., Montgomery, W.I., et Reid, N. 2016. [Modelling the Influence of Biotic Factors on Species Distribution Patterns](#). Ecological Modelling 337 : 96-106.
- Legault, C.M., et McCurdy, Q.M. 2018. [Stock Assessment of Georges Bank Yellowtail Flounder for 2018](#). TRAC. Ref. Doc.
- Lindgren, F., et Rue, H. 2015. [Bayesian Spatial Modelling with R-INLA](#). Journal of Statistical Software 63(1, 1) : 1-25.
- Link, J., Almeida, F.P., Valentine, P., Auster, P., Reid, R.N., et Vitaliano, J. 2005. The Effects of Area Closures on Georges Bank. *Dans* Benthic Habitats and the Effects of Fishing (American Fisheries Society, Symposium 41, Bethesda, Maryland, 12–14 November, 2002). (Eds P.W. Barnes and J.P. Thomas). p. 345-368.
- Martínez-Minaya, J., Cameletti, M., Conesa, D., et Pennino, M.G. 2018. [Species Distribution Modeling: A Statistical Review with Focus in Spatio-Temporal Issues](#). Stoch Environ Res Risk Assess 32(11) : 3227-3244.
- McHenry, J., Welch, H., Lester, S.E., et Saba, V. 2019. [Projecting Marine Species Range Shifts from Only Temperature Can Mask Climate Vulnerability](#). Global Change Biology 25(12) : 4208-4221.
- McMullen, K.Y., Paskevich, V.F., et Poppe, L.J. 2014. [2014, GIS Data Catalog, in Poppe, L.J., McMullen, K.Y., Williams, S.J., and Paskevich, V.F., Eds., 2014, USGS East-Coast Sediment Analysis: Procedures, Database, and GIS Data \(Ver. 3.0, November 2014\)](#).
- Merow, C., LaFleur, N., Silander Jr., J.A., Wilson, A.M., et Rubega, M. 2011. [Developing Dynamic Mechanistic Species Distribution Models: Predicting Bird-Mediated Spread of Invasive Plants across Northeastern North America](#). The American Naturalist 178(1) : 30-43. The University of Chicago Press.
- MPO. 2008. [Examen Du Rapport de Modification Des Engins de Pétoncle](#). Secr. can. de consult. sci. du MPO, Rép. des Sci. 2008/14.
- MPO. 2014. [Fermetures Spatiotemporelles de La Pêche Au Pétoncle Destinées à Réduire Les Prises Accessoires de Limandes à Queue Jaune Sur Le Banc Georges En 2014](#). Secr. can. de consult. sci. du MPO, Rép. des Sci. 2014/034.
- MPO. 2019b. [Fermetures Spatio-Temporelles de La Pêche Au Pétoncle Destinées à Protéger Les Bancs de Reproducteurs de Morues Franches \(\*Gadus morhua\*\) Dans La Division 5Z de l'OPANO \(Banc de Georges\)](#). Secr. can. de consult. sci. du MPO. Rép. des Sci. 2019/019.
-

- 
- MPO. 2019a. [Mise à Jour de l'état Du Stock de Pétoncles \(\*Placopecten magellanicus\*\) de La Zone 'a' Du Banc de Georges Pour La Saison de Pêche de 2019](#). Secr. can. de consult. sci. du MPO, Rép. des Sci. 2019/036.
- Murawski, S.A., Brown, R., Lai, H.-L., Rago, P.J., et Hendrickson, L. 2000. [Large-Scale Closed Areas as a Fishery-Management Tool in Temperate Marine Systems: The Georges Bank Experience](#). Bull. US Fish Comm 66 : 775-798.
- Myers, R.A., et Cadigan, N.G. 1995. [Was an Increase in Natural Mortality Responsible for the Collapse off Northern Cod?](#) Can. J. Fish. Aquat. Sci. 52(6) : 1274-1285.
- NFSC. 2012. [54th Northeast Regional Stock Assessment Workshop \(54th SAW\), Assessment Summary Report](#).
- NOAA. 2020. [NOAA Yellowtail Flounder Overview](#). Accessed Septemer 1, 2020. NOAA Yellowtail Flounder Overview.
- O'Brien, L., Burnett, J., et Mayo, R. 1993. [Maturation of Nineteen Species of Finfish off the Northeast Coast of the United States, 1985-1990](#). NOAA Technical Report NMFS 113.
- O'Keefe, C.E., et DeCelles, G.R. 2013. [Forming a Partnership to Avoid Bycatch](#). Fisheries 38(10) : 434-444.
- Pershing, A.J., Alexander, M.A., Hernandez, C.M., Kerr, L.A., Bris, A.L., Mills, K.E., Nye, J.A., Record, N.R., Scannell, H.A., Scott, J.D., Sherwood, G.D., et Thomas, A.C. 2015. [Slow Adaptation in the Face of Rapid Warming Leads to Collapse of the Gulf of Maine Cod Fishery](#). Science 350(6262) : 809-812.
- Punt, A.E. 2019. [Spatial Stock Assessment Methods: A Viewpoint on Current Issues and Assumptions](#). Fisheries Research 213 : 132-143.
- R Core Team. 2020. [R: A Language and Environment for Statistical Computing](#). R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria.
- Reuchlin-Hughenoltz, E., Shackell, N.L., et Hutchings, J.A. 2015. [The Potential for Spatial Distribution Indices to Signal Thresholds in Marine Fish Biomass](#). PLOS ONE 10(3) : e0120500.
- Robinson, L.M., Elith, J., Hobday, A.J., Pearson, R.G., Kendall, B.E., Possingham, H.P., et Richardson, A.J. 2011. [Pushing the Limits in Marine Species Distribution Modelling: Lessons from the Land Present Challenges and Opportunities](#). Global Ecology and Biogeography 20(6) : 789-802.
- Rue, H., Riebler, A., Sørbye, S.H., Illian, J.B., Simpson, D.P., et Lindgren, F.K. 2017. [Bayesian Computing with INLA: A Review](#). Annual Review of Statistics and Its Application 4 : 395-421.
- Stokesbury, K.D.E. 2002. [Estimation of Sea Scallop Abundance in Closed Areas of Georges Bank, USA](#). Transactions of the American Fisheries Society 131(6) : 1081-1092.
- Sundblad, G., Bergström, U., et Sandström, A. 2011. [Ecological Coherence of Marine Protected Area Networks: A Spatial Assessment Using Species Distribution Models](#). Journal of Applied Ecology 48(1) : 112-120.
-

- 
- Thorson, J.T. 2019. [Guidance for Decisions Using the Vector Autoregressive Spatio-Temporal \(VAST\) Package in Stock, Ecosystem, Habitat and Climate Assessments](#). Fisheries Research 210 : 143-161.
- Thorson, J.T., Ianelli, J.N., Larsen, E.A., Ries, L., Scheuerell, M.D., Szuwalski, C., et Zipkin, E.F. 2016. [Joint Dynamic Species Distribution Models: A Tool for Community Ordination and Spatio-Temporal Monitoring](#). Global Ecology and Biogeography 25(9) : 1144-1158.
- Thorson, J.T., Shelton, A.O., Ward, E.J., et Skaug, H.J. 2015. [Geostatistical Delta-Generalized Linear Mixed Models Improve Precision for Estimated Abundance Indices for West Coast Groundfishes](#). ICES J Mar Sci 72(5) : 1297-1310.
- TMGC. 2002. [Development of a Sharing Allocation Proposal for Transboundary Resources of Atlantic Cod, Haddock and Yellowtail Flounder on Georges Bank](#). Fisheries and Oceans Canada. Fisheries Management Regional Report 2002/01 : 1-59.
- Townsend, D.W., et Pettigrew, N.R. 1997. [Nitrogen Limitation of Secondary Production on Georges Bank](#). J Plankton Res 19(2) : 221-235.
- TRAC. 2020. [Transboundary Resource Assessment Committee. Accessed Sept 1, 2020](#).
- Valentine, P., et Lough, R.G. 1991. The Sea Floor Environment and the Fishery of Eastern Georges Bank - The Influence of Geological and Oceanographic Environmental Factors on the Abundance and Distribution of Fisheries Resources of the Northeast United States Continental Shelf. Open- File Rep : 91-439.
- Walsh, S.J. 2008. [A Review of Current Studies on Scallop Rake Modifications to Reduce Groundfish Bycatch in the Canadian Offshore Scallop Fishery on Georges Bank](#). DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2008/050. x + 77 p.
- Zuur, A.F., Ieno, E.N., et Elphick, C.S. 2010. [A Protocol for Data Exploration to Avoid Common Statistical Problems: Data Exploration](#). Methods in Ecology and Evolution 1(1) : 3-14.
- Zuur, A.F., et Ieno, E.N. 2018. Beginner's Guide to Spatial, Temporal, and Spatial-Temporal Ecological Data Analysis with R-INLA. Highland Statistics Ltd, Newburgh, United Kingdom.
- Zuur, A.F., Ieno, E.N., et Saveliev, A.A. 2017. Beginner's Guide to Spatial, Temporal, and Spatial-Temporal Ecological Data Analysis with R-INLA. Highland Statistics Ltd, Newburgh, United Kingdom.

## 8. TABLEAUX

Tableau 1. Variables environnementales utilisées dans l'analyse. Les variables en **gras** ont été conservées après les analyses du facteur d'inflation de la variance et ont été incluses dans les modèles linéaires. Les variables en italique ont été utilisées pour l'analyse en composantes principales.

Données	Variable	Source	Résolution(m)	Unités
Médiane annuelle de la contrainte de cisaillement au fond de l'USGS	Ann.med	<i>USGS(SFS – SMD)</i> <sup>3</sup>	3 500	<i>Pa</i>
<b>Stratification (1996-2007)</b>	<b>Strat</b>	<i>CoML</i> <sup>1</sup>	<b>2 500</b>	<b>rien</b>
<b>Plage saisonnière de la TSM (1997-2008)</b>	<b>TSM.gm</b>	<i>CoML</i> <sup>1</sup>	<b>972</b>	<b>°C</b>
<b>TSM moyenne (1997-2009)</b>	<b>TSM</b>	<i>CoML</i> <sup>1</sup>	<b>972</b>	<b>°C</b>
<b>Silicate benthique</b>	<b>Sil</b>	<i>CoML</i> <sup>1</sup>	<b>6 000</b>	<b>M</b>
<b>Granulométrie des sédiments (CONMAP)</b>	<b>Sed</b>	<i>USGS(CONMAP)</i> <sup>2</sup>	-	<b>rien</b>
<b>Sable</b>	<b>Sable</b>	<i>CoML</i> <sup>1</sup>	<b>6 000</b>	<b>%</b>
<b>Plage saisonnière de la salinité benthique (1996-2007)</b>	<b>Sal.gm</b>	<i>CoML</i> <sup>1</sup>	<b>6 000</b>	<b>psu</b>
<b>Salinité Benthique (1996-2007)</b>	<b>Sal.moy</b>	<i>CoML</i> <sup>1</sup>	<b>6 000</b>	<b>psu</b>
<b>Phosphate benthique (1996-2007)</b>	<b>Phos.moy</b>	<i>CoML</i> <sup>1</sup>	<b>6 000</b>	<b>µM</b>
<i>Nitrate benthique (1996-2007)</i>	<i>Nit.moy</i>	<i>CoML</i> <sup>1</sup>	40 000	<i>M</i>
<b>Boue</b>	<b>Boue</b>	<i>CoML</i> <sup>1</sup>	<b>6 000</b>	<b>%</b>
Moyenne K490	K490.moy	<i>CoML</i> <sup>1</sup>	8 000	rien
<b>Médiane de la contrainte de cisaillement au fond de l'USGS</b>	<b>Gmaine</b>	<i>USGS(SFS – SMD)</i> <sup>3</sup>	<b>3 500</b>	<b>Pa</b>
<b>Complexité benthique</b>	<b>Comp</b>	<i>CoML</i> <sup>1</sup>	<b>397</b>	<b>°</b>
<b>Pente</b>	<b>Pente</b>	<i>CoML</i> <sup>1</sup>	<b>397</b>	<b>°</b>
<b>Profondeur</b>	<b>Prof</b>	<i>CoML</i> <sup>1</sup>	<b>397</b>	<b>m</b>
<b>Aspect</b>	<b>Aspect</b>	<i>CoML</i> <sup>1</sup>	<b>397</b>	<b>°</b>
Plage saisonnière de la chlorophylle à la surface de la mer	Chl.gm	<i>CoML</i> <sup>1</sup>	1 119	<i>mg × m<sup>-3</sup></i>
<b>Moyenne de la chlorophylle à la surface de la mer</b>	<b>Chl</b>	<i>CoML</i> <sup>1</sup>	<b>855</b>	<b><i>mg × m<sup>-3</sup></i></b>
Stress actuel benthique avec l'influence du vent et des marées	Botstr.wt	<i>CoML</i> <sup>1</sup>	952	<i>N × m<sup>-2</sup></i>
Stress actuel benthique avec l'influence des marées seulement	Botstr.t	<i>CoML</i> <sup>1</sup>	3 800	<i>N × m<sup>-2</sup></i>

<sup>1</sup> CoML obtenu d'ici [d'ici](#).

<sup>2</sup> USGS(CONMAP) obtenu d'ici [d'ici](#).

<sup>3</sup> USGS(SFS-SMD) obtenu d'ici [d'ici](#).

## 9. FIGURES

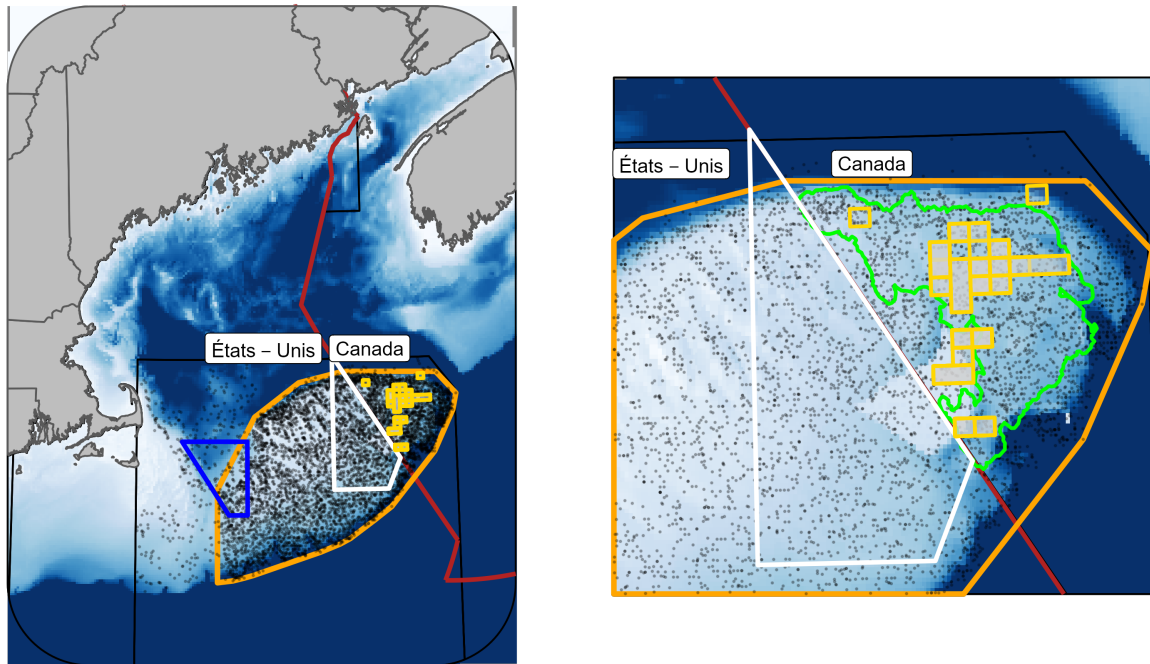


Figure 1. Zone d'étude du banc de Georges. Les points représentent les emplacements échantillonnés pour l'hiver (1987-2019,  $n = 2\,590$ ), le printemps (1972-2019,  $n = 2\,393$ ) et l'automne (1972-2019,  $n = 2\,506$ ). Le contour orange représente la région du banc de Georges incluse dans ces analyses ( $42\,000\text{ km}^2$ ). Aux États-Unis, le polygone bleu est la zone fermée I et le polygone blanc est la zone fermée II. Au Canada, les petites cellules à la bordure or (chaque cellule couvre une zone d'environ  $42,7\text{ km}^2$ ) représentent les zones qui ont été incluses dans les fermetures de pêche de la morue franche ou de la limande à queue jaune au moins une fois. Certaines cellules ont fait partie des deux fermetures et ce ne sont pas toutes les cellules qui sont fermées chaque année; un remplissage plus foncé indique que les cellules ont été fermées plus fréquemment. La ligne rouge indique la zone économique exclusive du Canada.



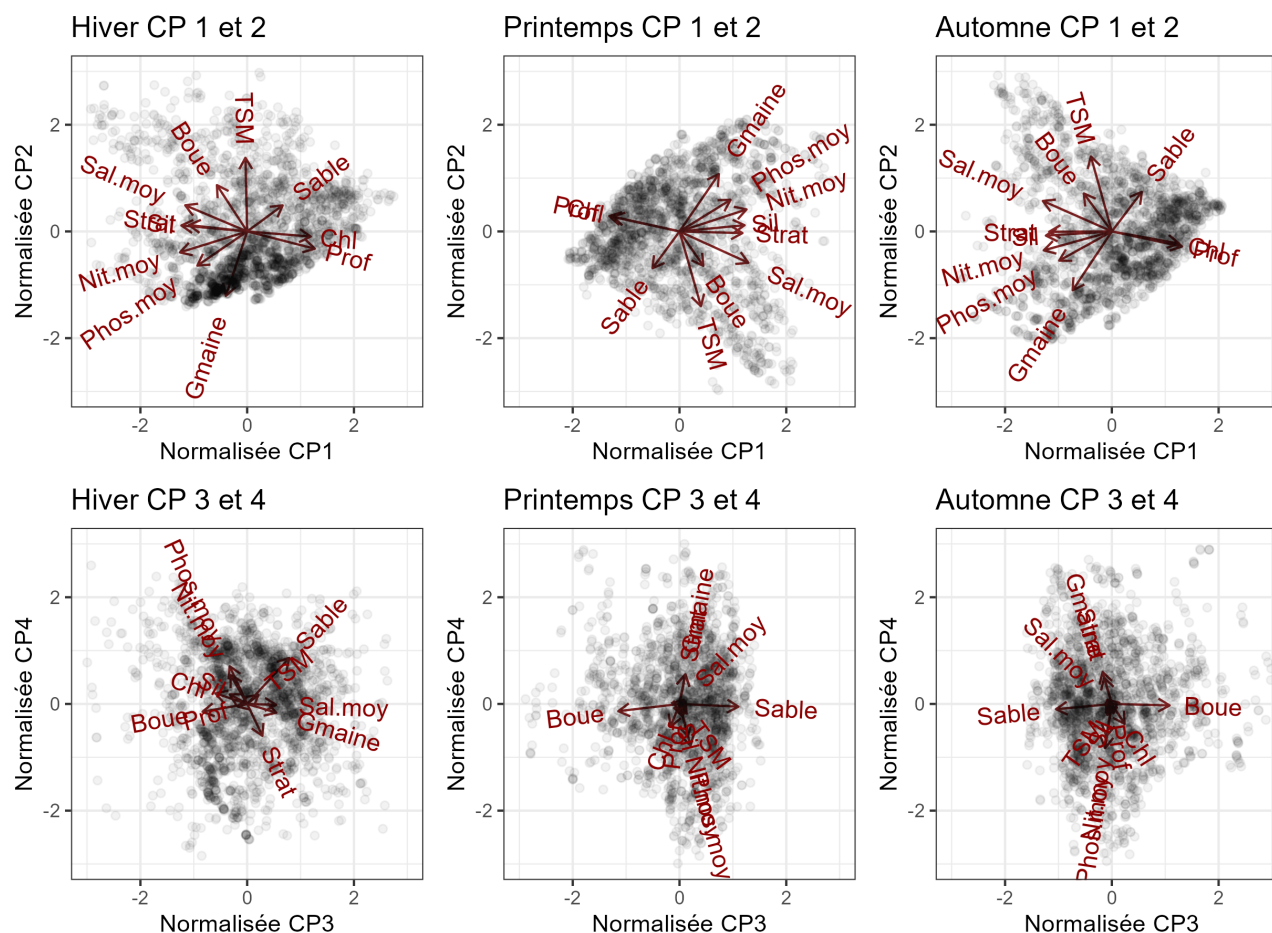


Figure 2. Résultats de l'analyse en composantes principales pour les saisons d'hiver, de printemps et d'automne à partir des données environnementales conservées et des quatre composantes principales (CP) conservées. Les résultats des CP 1 et 2 pour chaque saison se trouvent en haut et ceux des CP 3 et 4 au bas. La colonne de gauche présente les résultats pour l'hiver, la colonne du milieu pour le printemps et la colonne de droite pour l'automne. Les points représentent le résultat pour chaque observation des relevés. Les charges pour chaque covariable dans l'analyse sont indiquées par la longueur de leurs lignes respectives. Les résultats des CP supérieurs à  $\pm 3$  unités ne sont pas indiqués.

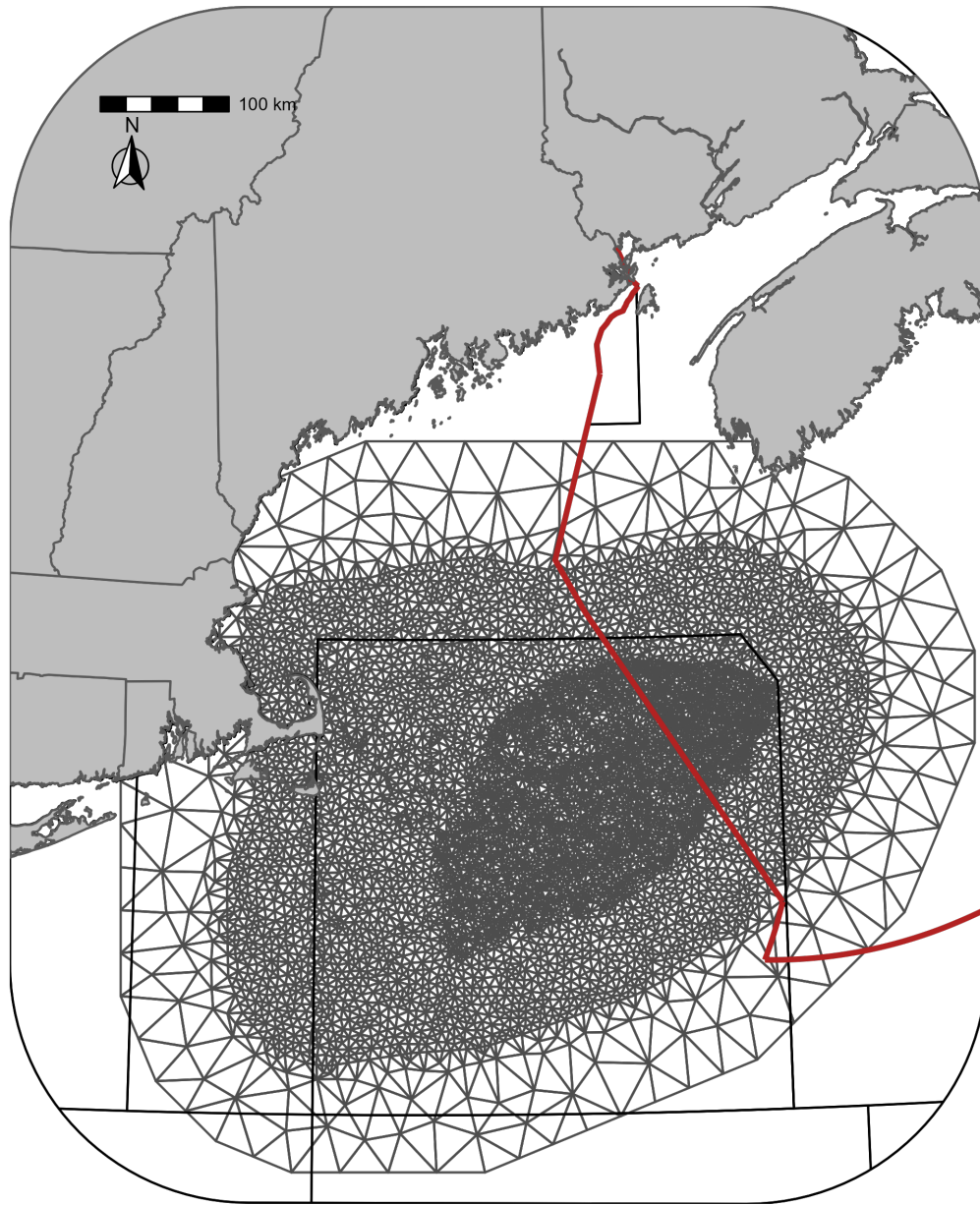


Figure 3. Maillage triangulaire de Delaunay utilisé pour le maillage des champs spatiaux. Le filet contient 6 610 sommets.



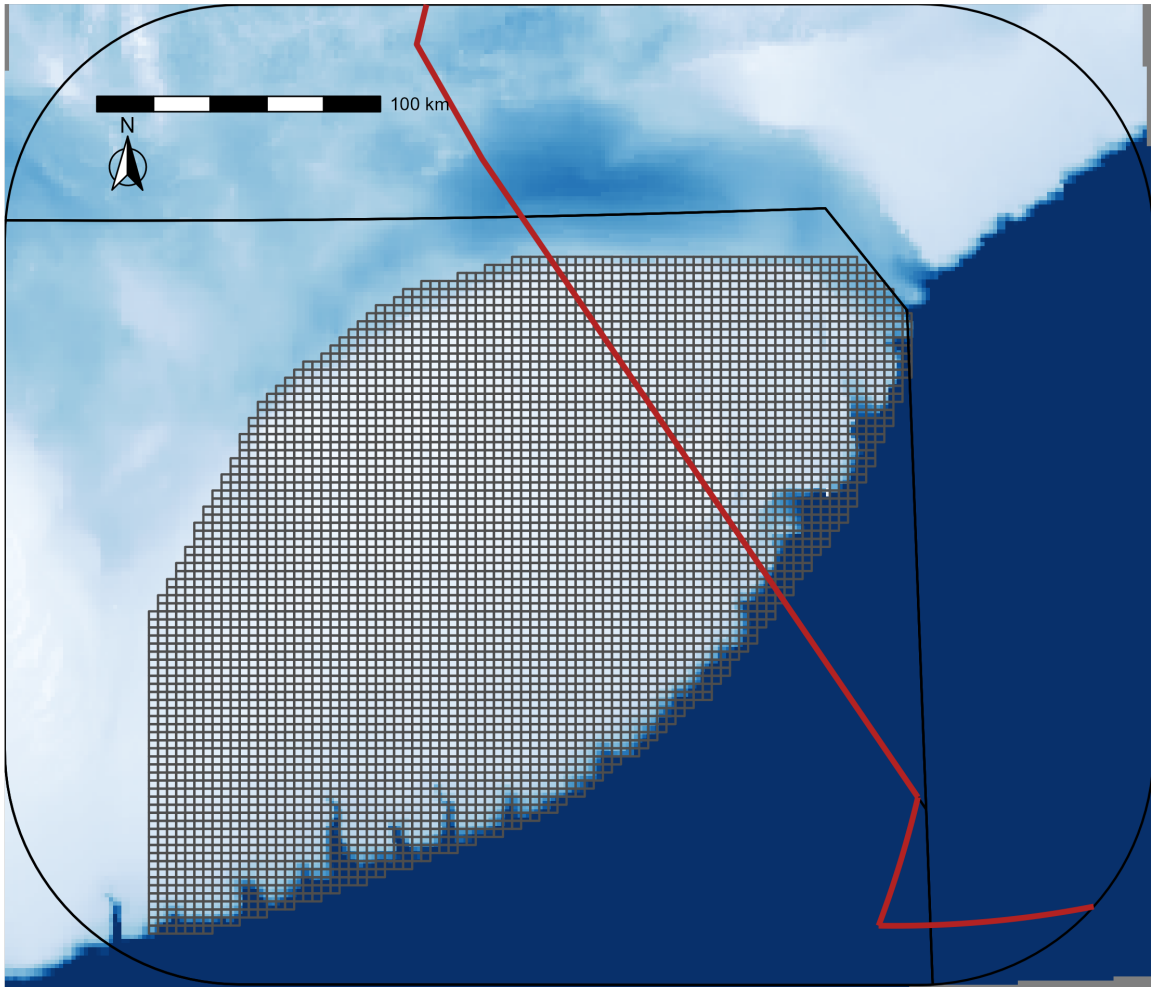


Figure 4. Grille de prédiction utilisée pour prédire la probabilité d'occurrence.

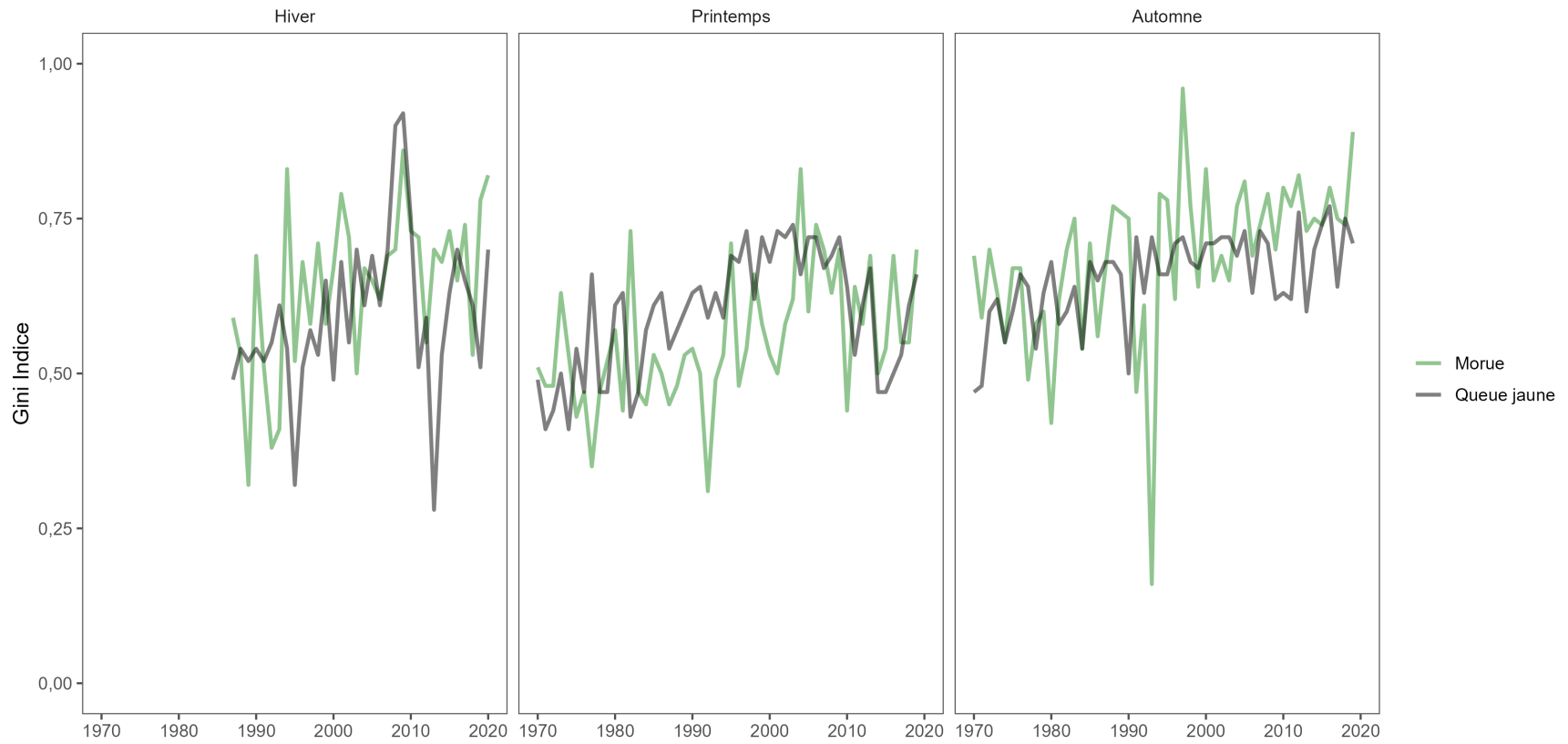


Figure 5. Série chronologique de l'indice de Gini en hiver, au printemps et à l'automne. La ligne verte représente la morue franche et la ligne noire représente la limande à queue jaune.

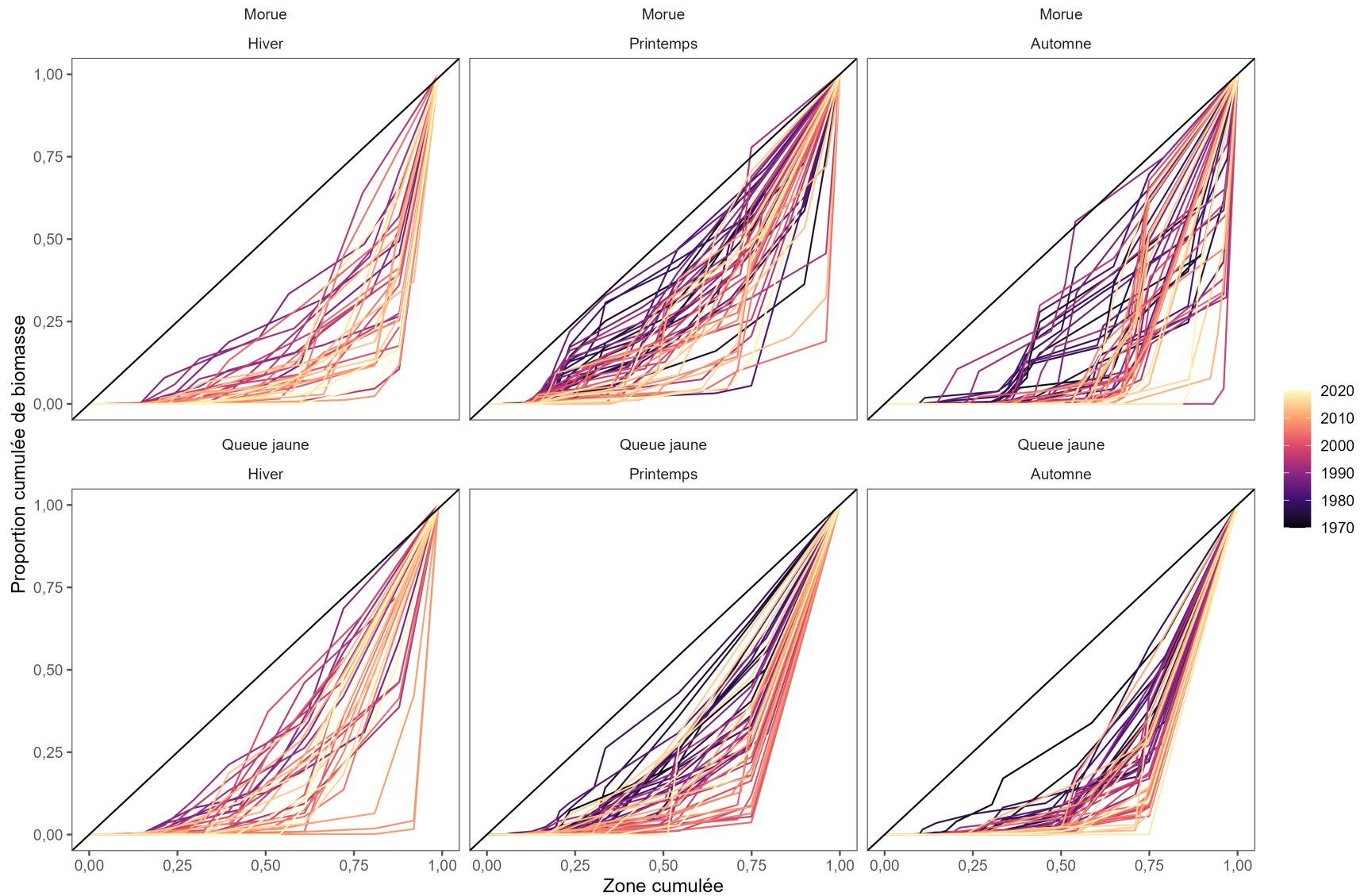


Figure 6. La relation entre la proportion cumulative de la biomasse et la proportion cumulative de la zone de relevé totale. La relation de la morue franche est indiquée dans la rangée supérieure et celle de la limande à queue jaune est indiquée dans la rangée inférieure. La colonne de gauche contient les résultats de l'hiver, le centre contient les résultats du printemps et les résultats de l'automne sont indiqués dans la colonne de droite.

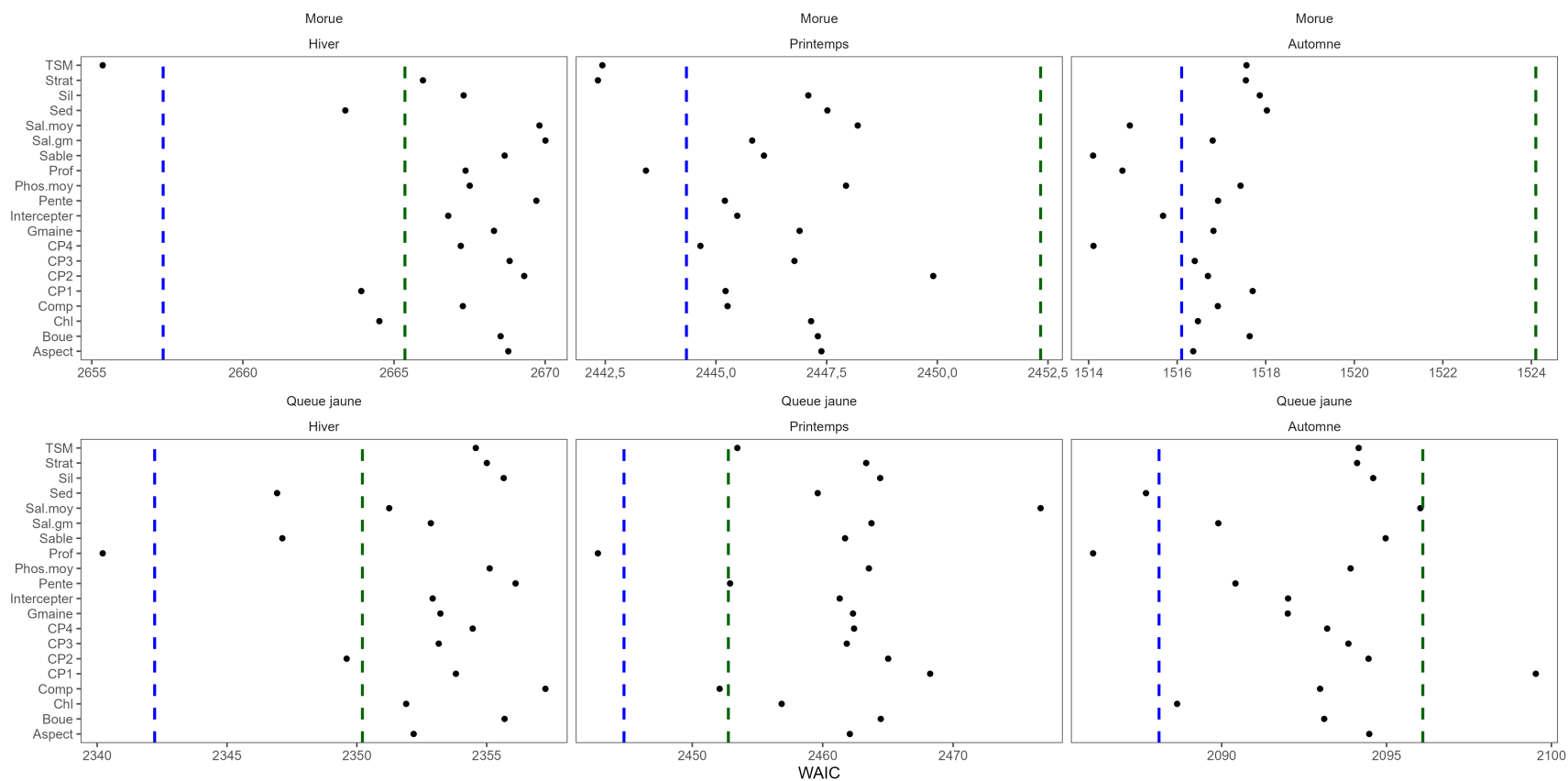


Figure 7. Étape 1 de la sélection du modèle prospectif en utilisant chacune des covariables environnementales individuellement. Ce modèle a été sélectionné au moyen d'un champ aléatoire statique. La ligne pointillée bleue représente deux unités du WAIC supérieures au modèle du critère d'information Watanabe-Akaike (WAIC) le plus faible, la ligne pointillée verte représente 10 unités du WAIC supérieures au modèle du WAIC le plus faible. Les descriptions des covariables se trouvent au tableau 1.

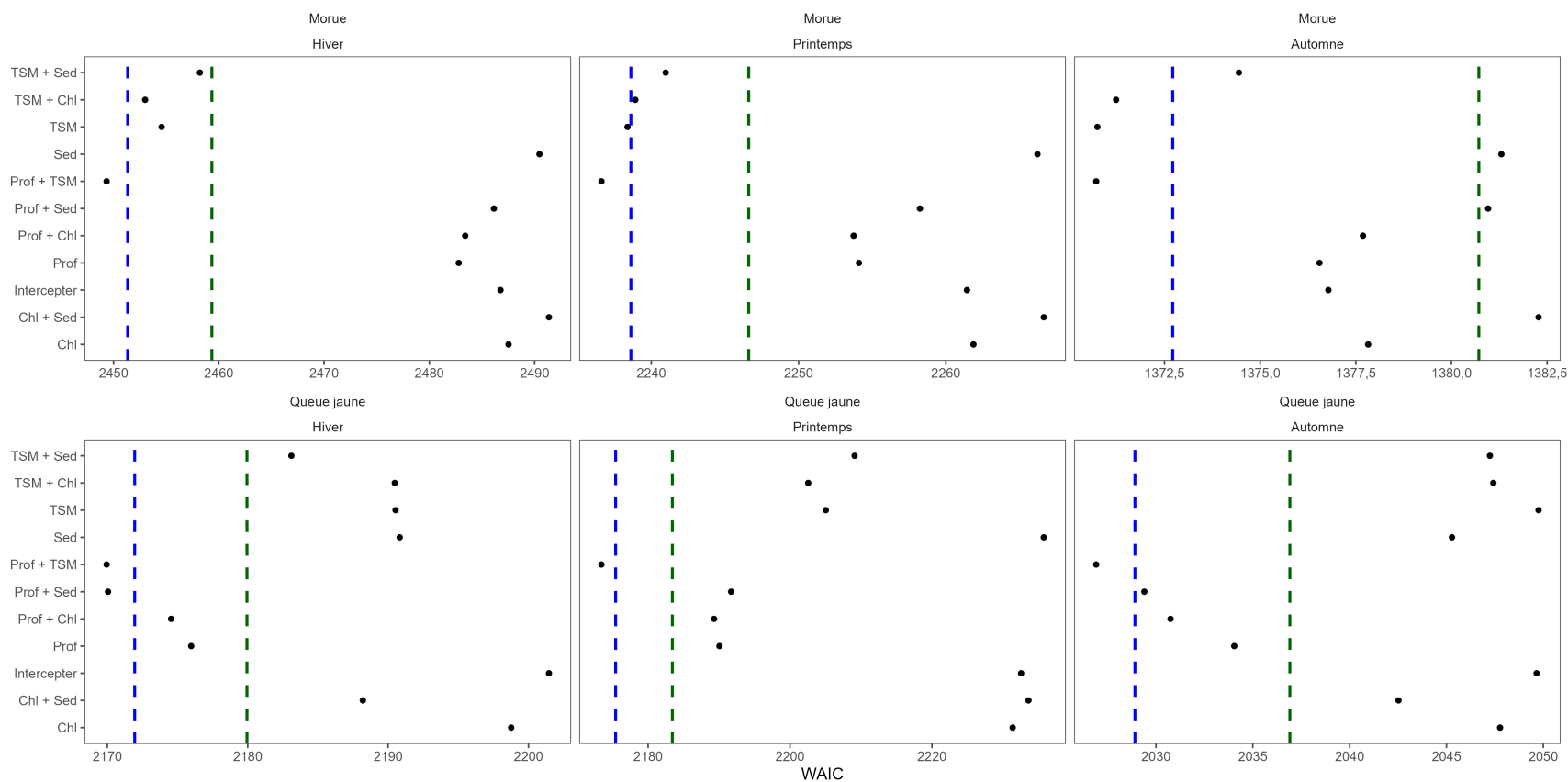


Figure 8. Étape 2 de la sélection du modèle, y compris les modèles additifs comportant deux covariables selon les covariables identifiées à l'étape initiale de sélection du modèle. Ces modèles ont été comparés au moyen des modèles du champ aléatoire sur 10 ans. La ligne pointillée bleue représente deux unités du WAIC supérieures au modèle du WAIC le plus faible, la ligne pointillée verte représente 10 unités du WAIC supérieures au modèle du WAIC le plus faible.

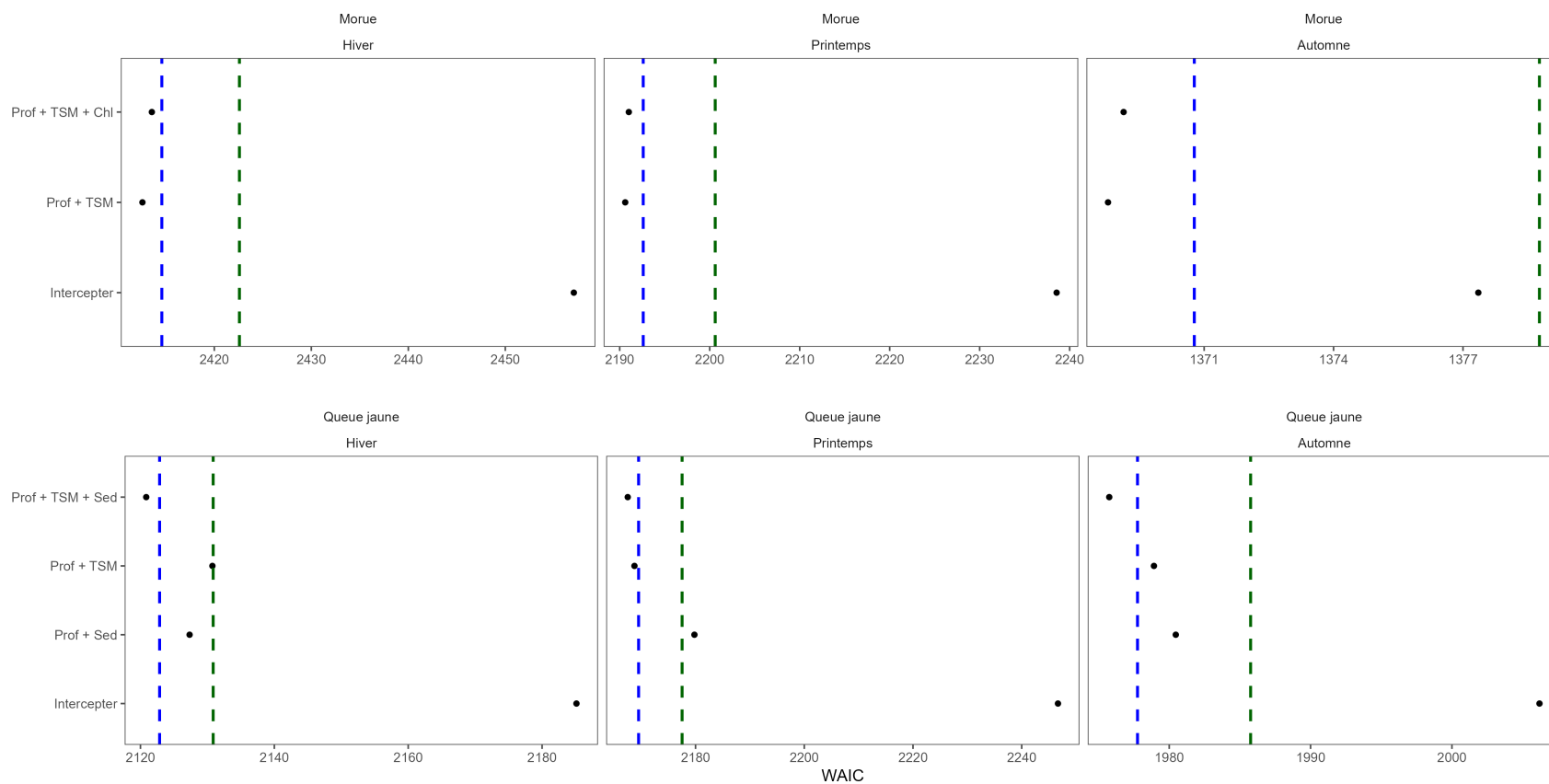


Figure 9. Étape 3 de la sélection des modèles de covariables comprenant jusqu'à trois termes de covariables fondés sur les modèles sélectionnés à l'étape 2. La ligne pointillée bleue représente deux unités du WAIC supérieures au modèle du WAIC le plus faible, la ligne pointillée verte représente 10 unités du WAIC supérieures au modèle du WAIC le plus faible.

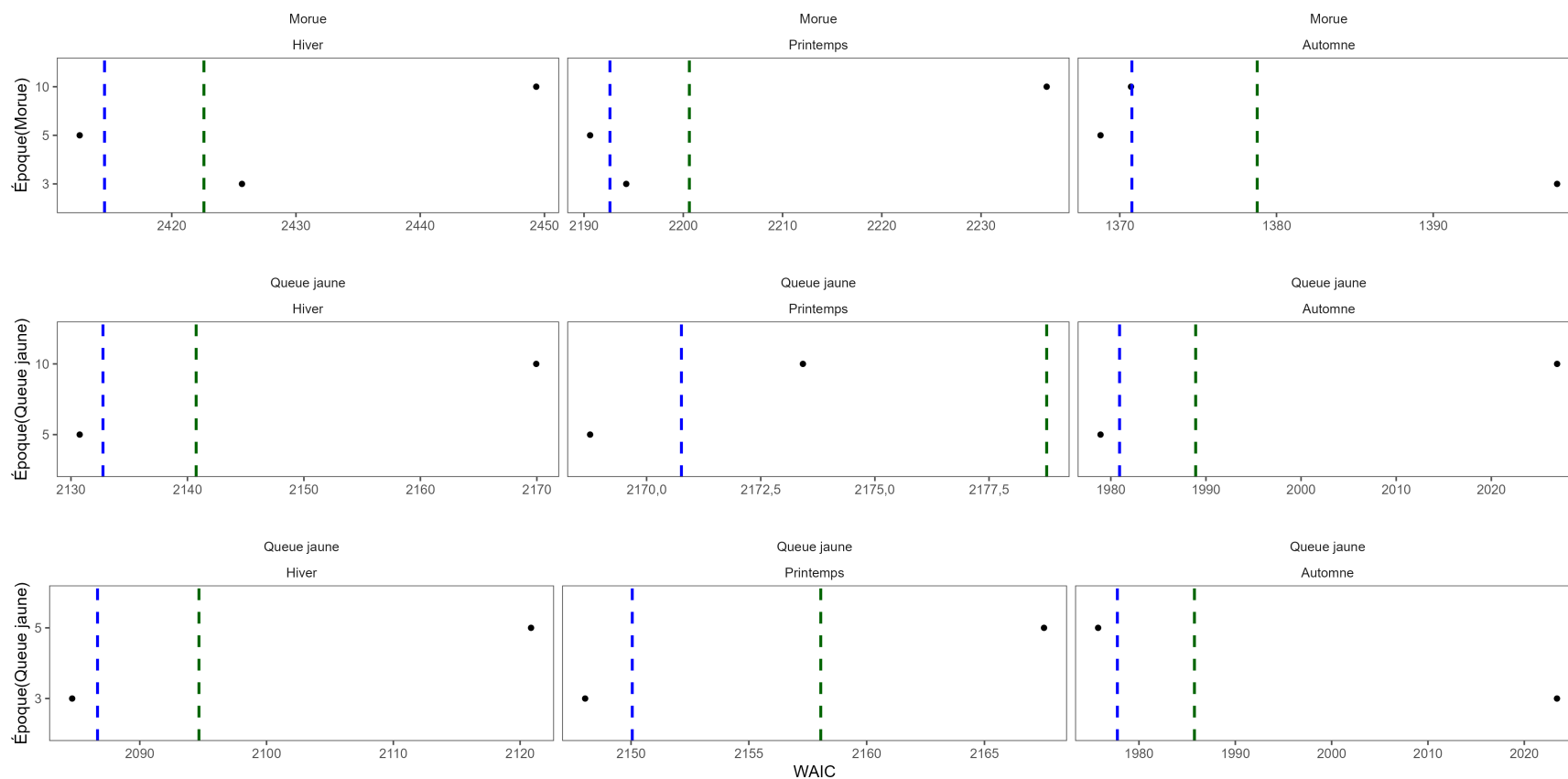


Figure 10. Sélection du modèle comparant les modèles de champs aléatoires. Pour la morue franche, le modèle utilisé est celui de Profondeur + Température de la surface de la mer (TSM) pour tous les champs aléatoires. Dans le cas de la limande à queue jaune, les champs aléatoires sur 5 ans et sur 10 ans ont été comparés à l'aide du modèle de Profondeur + TSM, tandis que les champs aléatoires sur 5 ans et sur 3 ans ont été comparés à l'aide du modèle de Profondeur + TSM + Sédiments. La ligne pointillée bleue représente deux unités du WAIC supérieures au modèle du WAIC le plus faible, la ligne pointillée verte représente 10 unités du WAIC supérieures au modèle du WAIC le plus faible. Dans le cas de la limande à queue jaune, le modèle des champs aléatoires sur 10 ans n'a pas été exécuté à l'aide de trois covariables, tandis que le modèle des champs aléatoires sur 3 ans n'a pas été exécuté à l'aide de deux covariables au cours des trois saisons ; par conséquent, aucun résultat n'est affiché pour ces combinaisons de modèles.

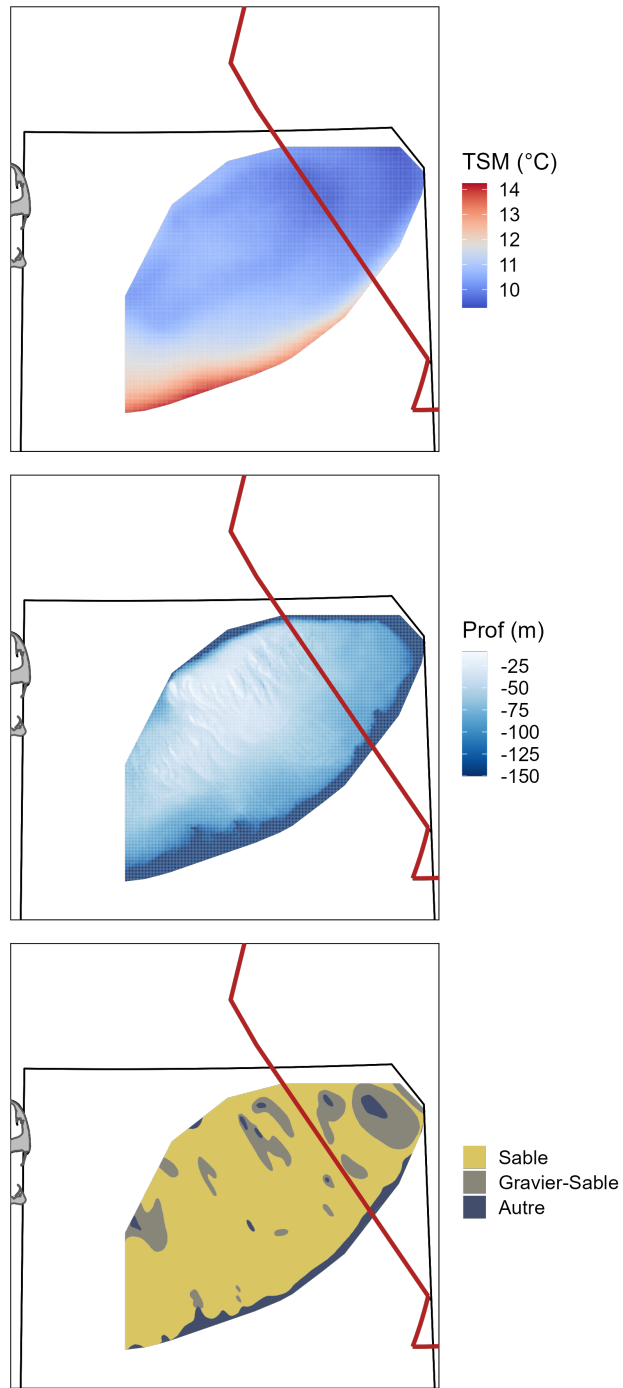


Figure 11. Température moyenne de la surface de la mer sur le banc de Georges de 1997 à 2008 (en °C) dans le panneau supérieur, bathymétrie du banc de Georges (profondeur en mètres) dans le panneau central et type de sédiments du banc de Georges dans le panneau inférieur.



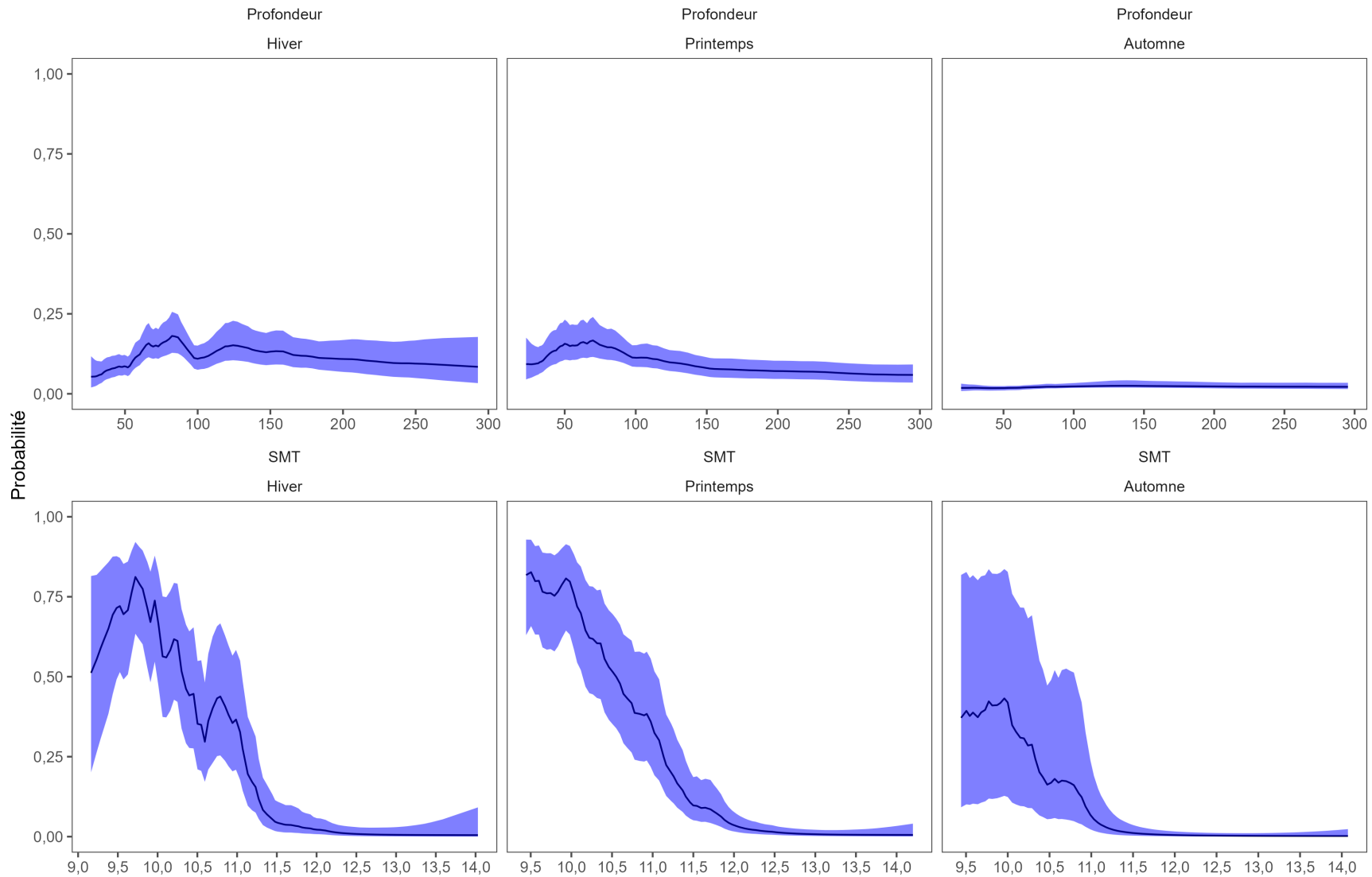


Figure 12. Effet des covariables environnementales de la profondeur (rangée supérieure) et de la température de la surface de la mer (rangée inférieure) pour la morue franche à chaque saison. Les résultats transformés selon l'échelle de probabilité et la région ombrée en bleu représentent les intervalles de confiance à 95% CIs.

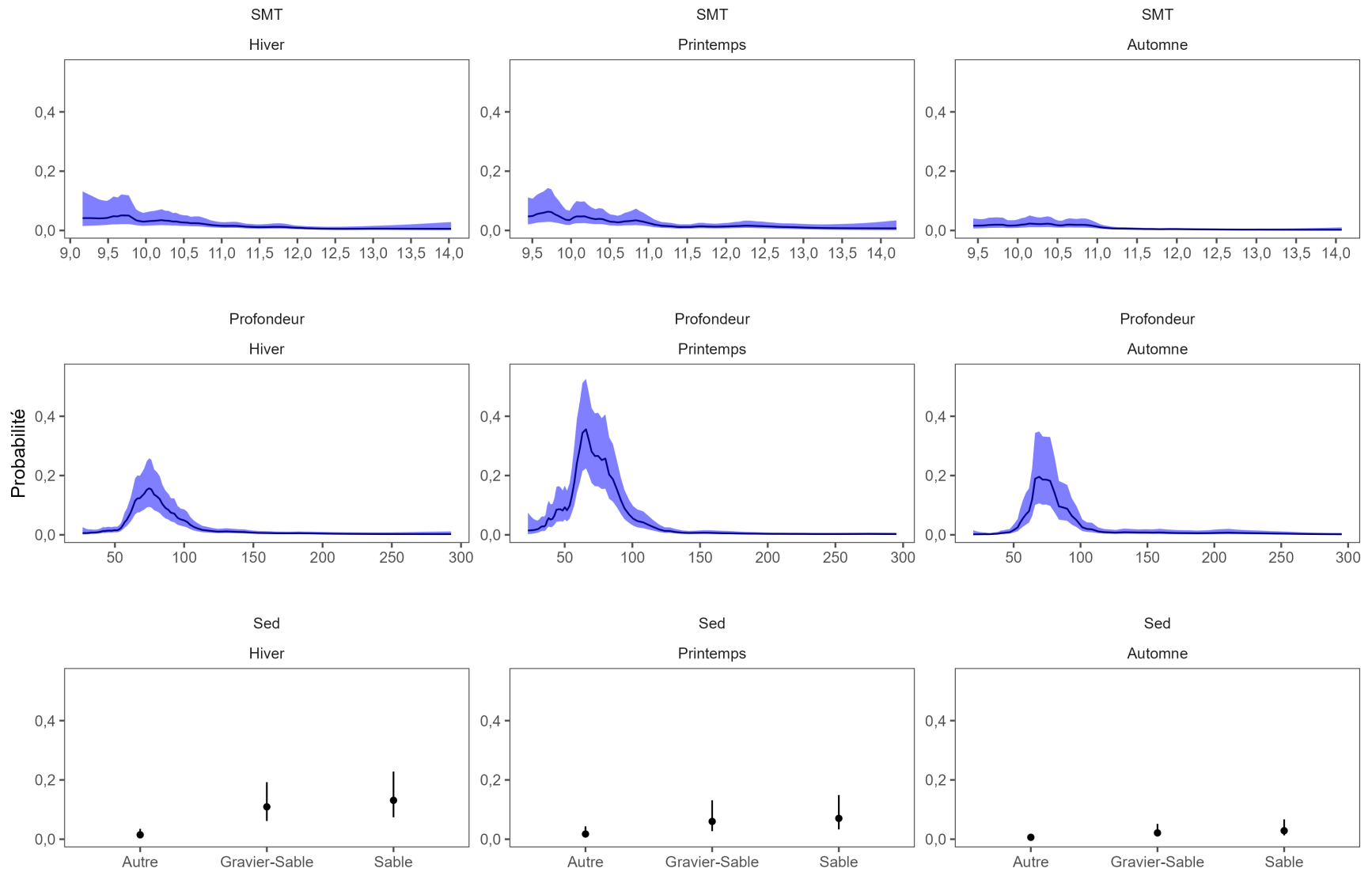


Figure 13. Effet des covariables environnementales de la profondeur (rangée supérieure), de la température de la surface de la mer (rangée du milieu) et du type de sédiments (rangée inférieure) pour la limande à queue jaune à chaque saison. Les résultats sont transformés selon l'échelle de probabilité, et la zone ombrée en bleu et les barres d'erreur représentent les intervalles de confiance à 95% CIs.

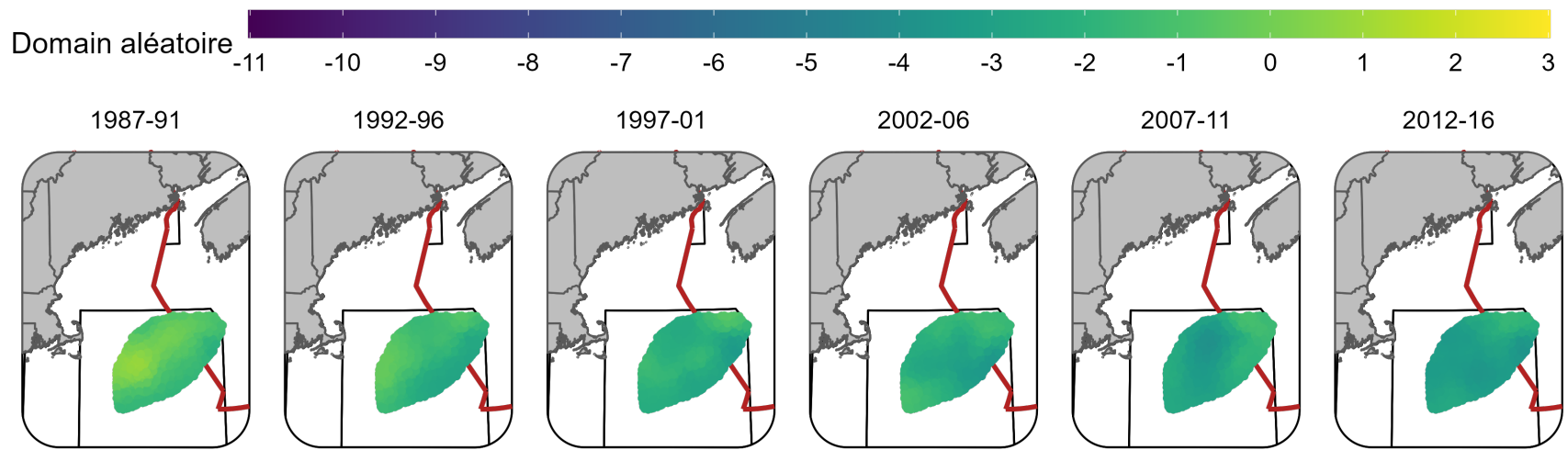


Figure 14. Champs aléatoires (échelle logit) pour la morue franche à chaque période pendant l'hiver (relevé de recherche) en utilisant le modèle TSM + Profondeur et le champ aléatoire sur 5 ans.

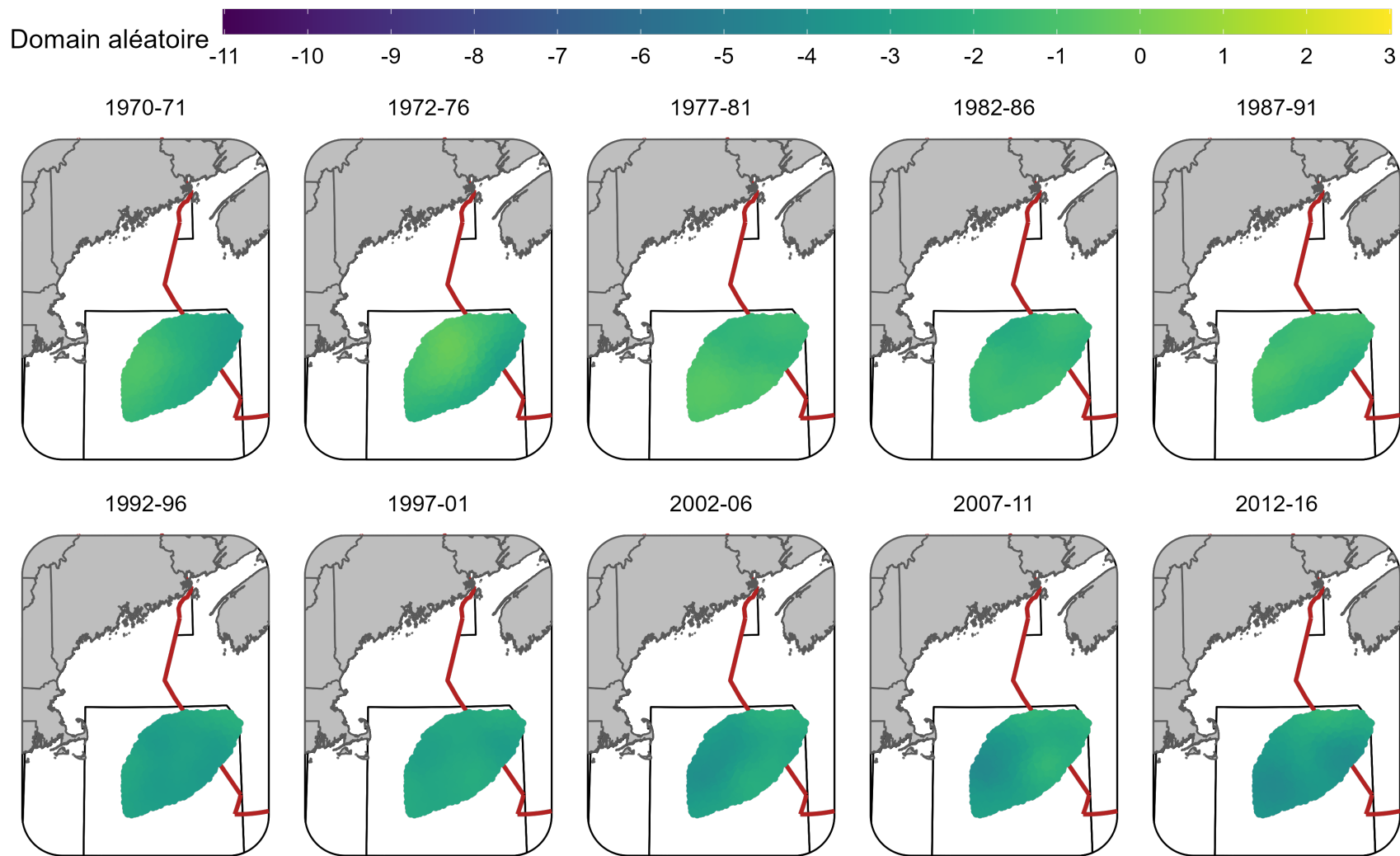


Figure 15. Champs aléatoires (échelle logit) pour la morue franche à chaque période au printemps (NMFS – relevé de printemps) en utilisant le modèle TSM + Profondeur et le champ aléatoire sur 5 ans.

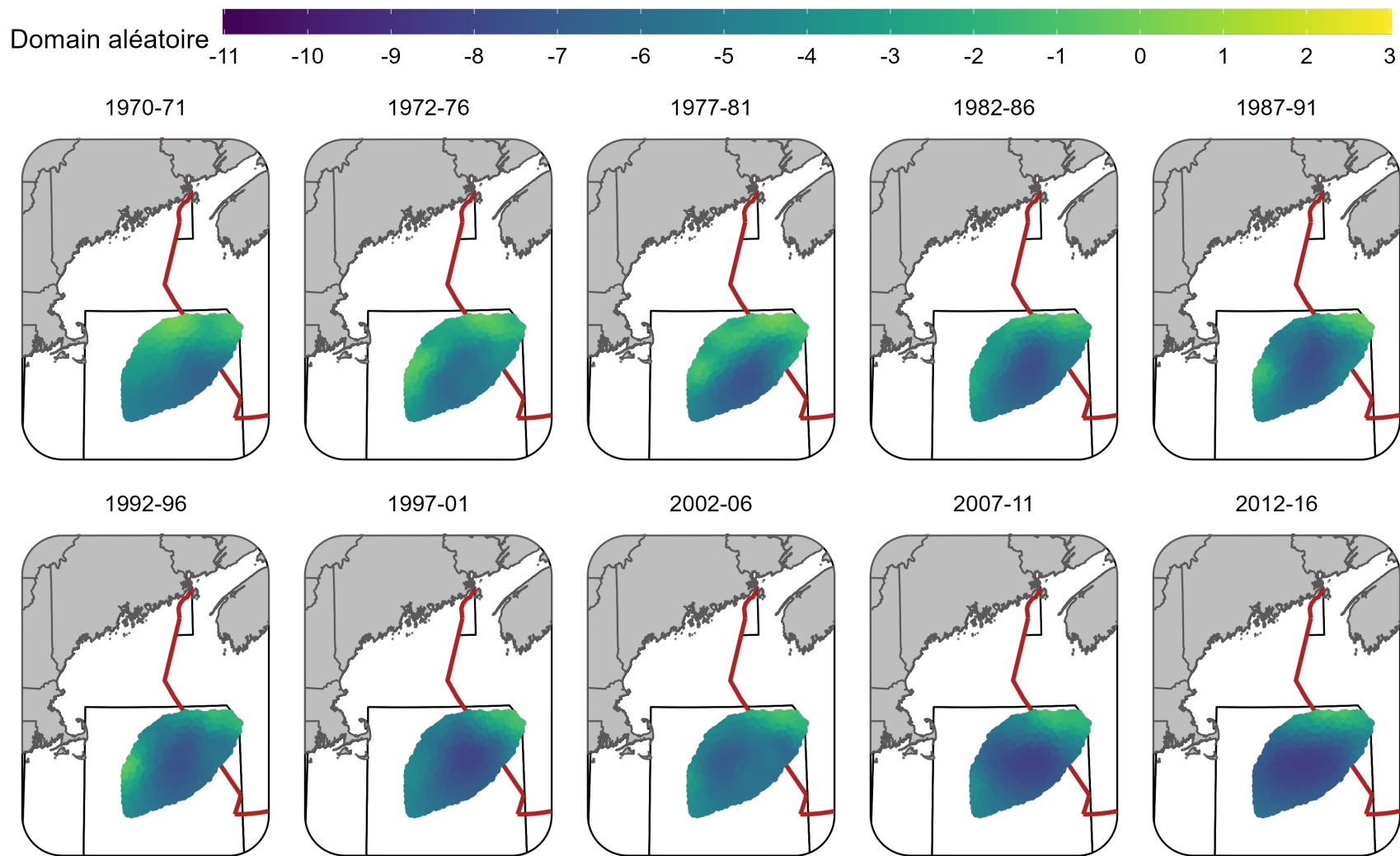


Figure 16. Champs aléatoires (échelle logit) pour la morue franche à chaque période à l'automne (NMFS – relevé d'automne) en utilisant le modèle TSM + Profondeur et le champ aléatoire sur 5 ans.

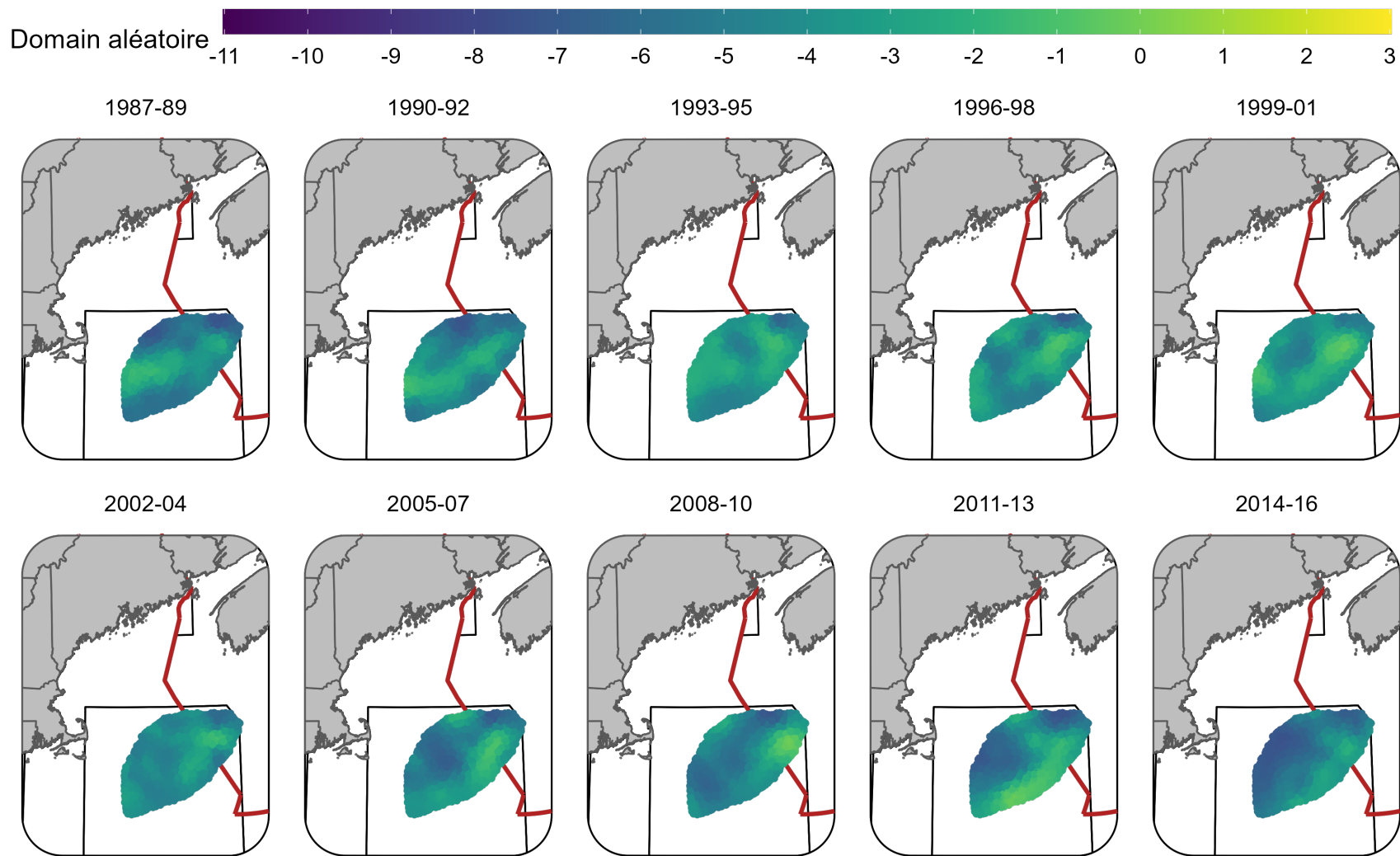


Figure 17. Champs aléatoires (échelle logit) pour la limande à queue jaune à chaque période pendant l'hiver (relevé de recherche) en utilisant le modèle TSM + Profondeur + Sédiments et le champ aléatoire sur 3 ans.

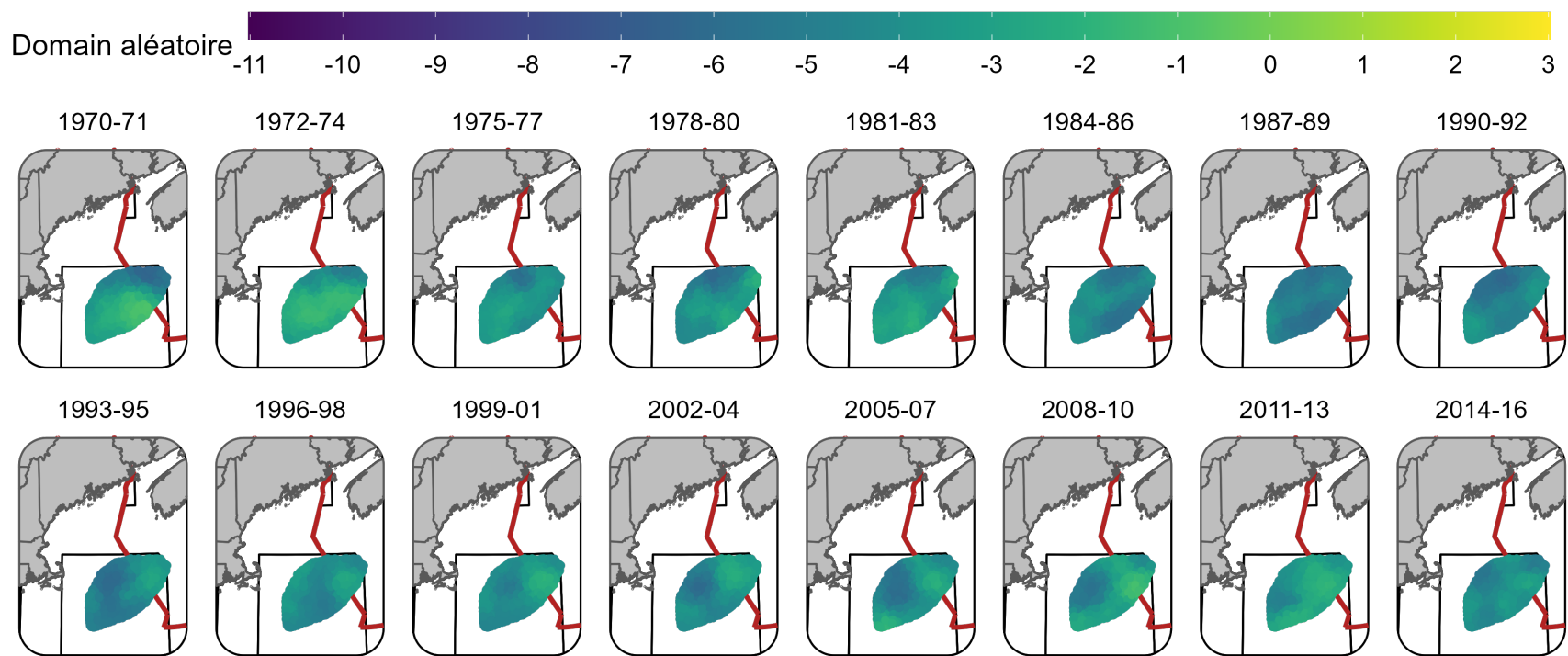


Figure 18. Champs aléatoires (échelle logit) pour la limande à queue jaune à chaque période au printemps (NMFS – relevé de printemps) en utilisant le modèle TSM + Profondeur + Sédiments et le champ aléatoire sur 3 ans.

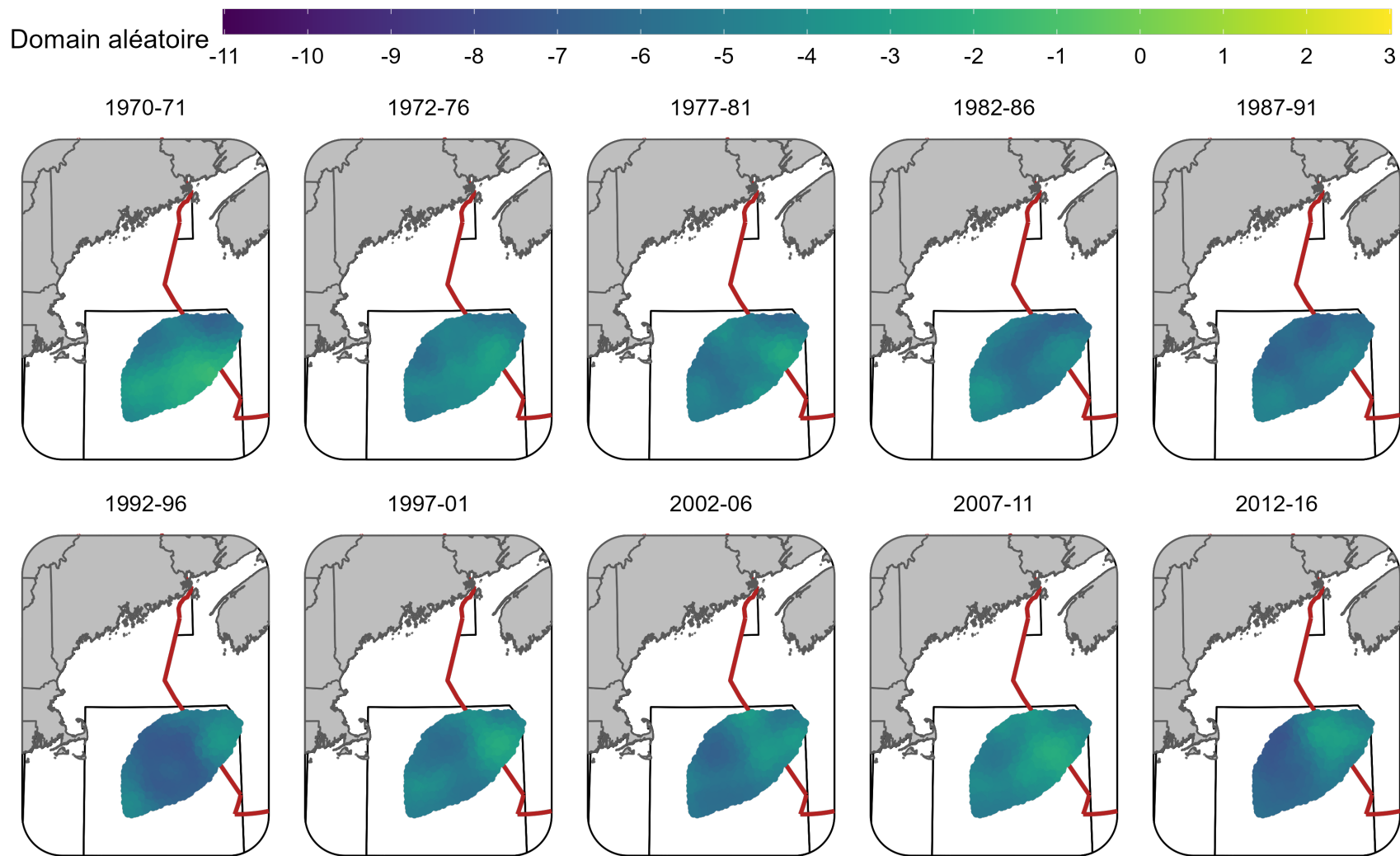


Figure 19. Champs aléatoires (échelle logit) pour la limande à queue jaune à chaque période au printemps (NMFS – relevé d'automne) en utilisant le modèle TSM + Profondeur + Sédiments et le champ aléatoire sur 5 ans.



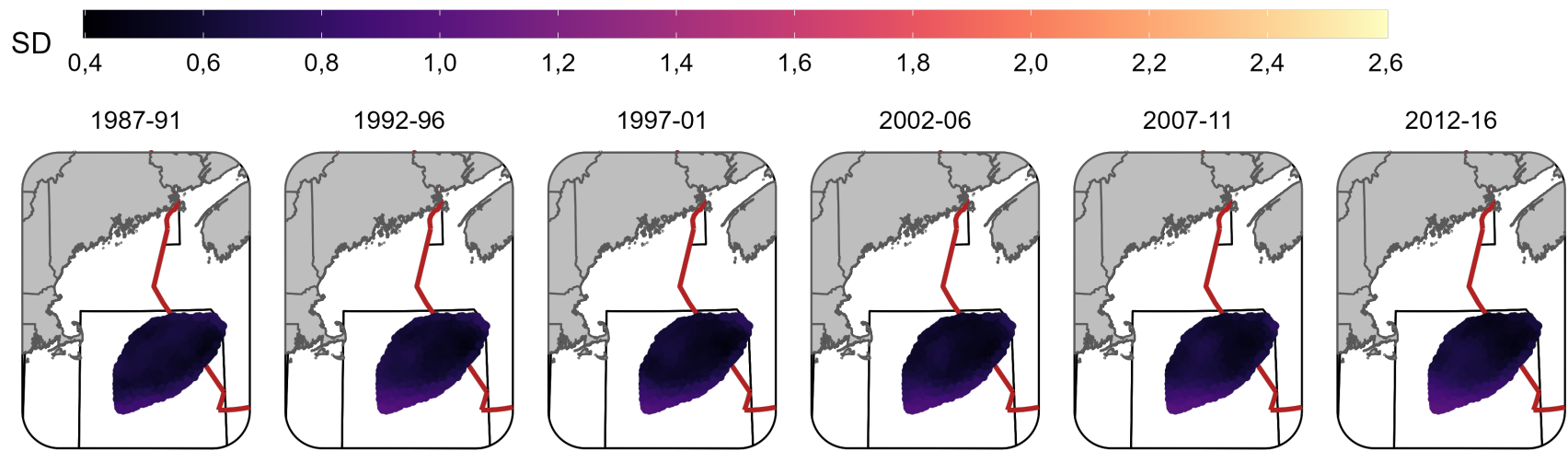


Figure 20. Écart-type des champs aléatoires (échelle logit) pour la morue franche à chaque période pendant l'hiver (relevé de recherche) en utilisant le modèle TSM + Profondeur et le champ aléatoire sur 5 ans.

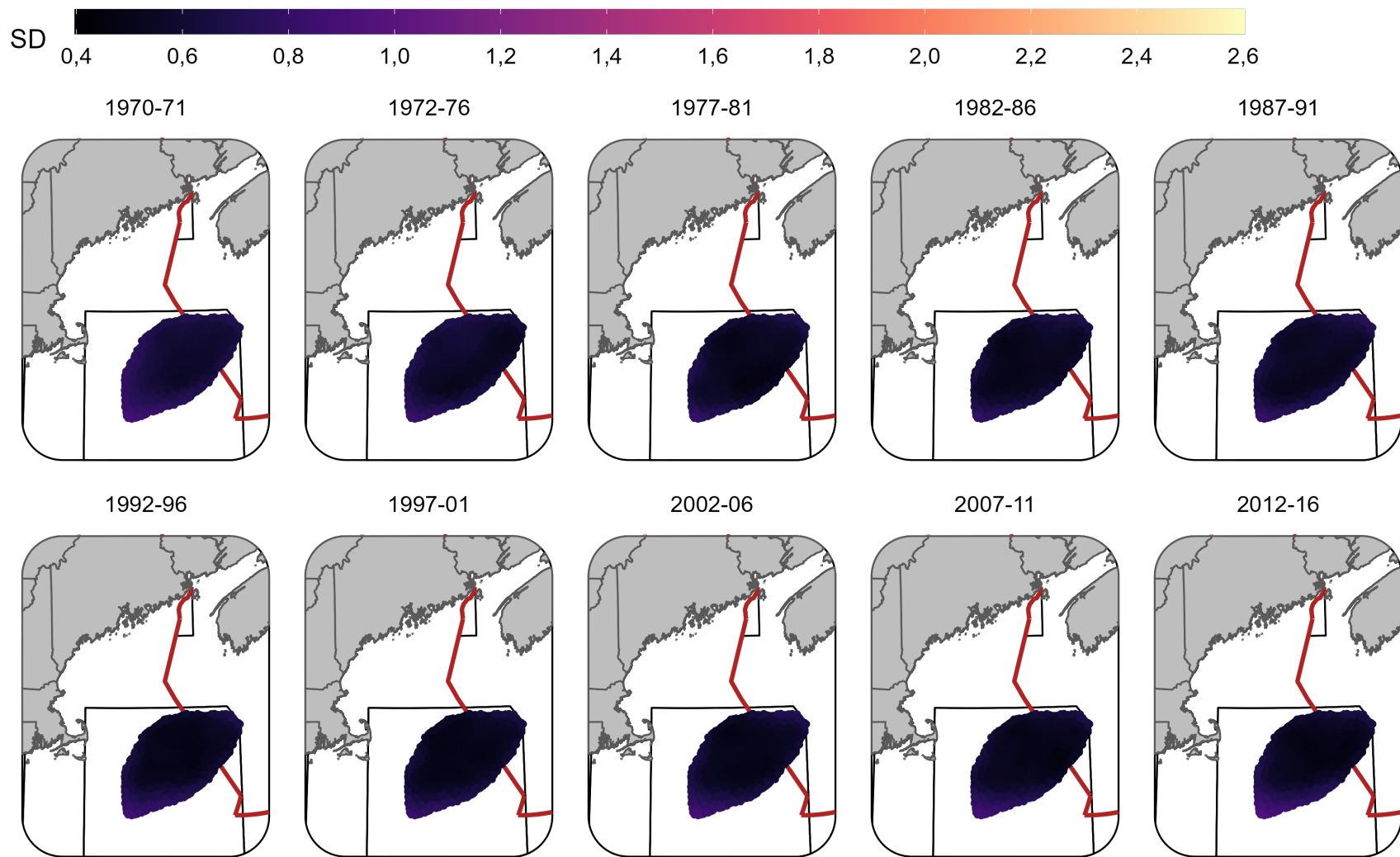


Figure 21. Écart-type des champs aléatoires (échelle logit) pour la morue franche à chaque période au printemps (NMFS – relevé de printemps) en utilisant le modèle TSM + Profondeur et le champ aléatoire sur 5 ans.

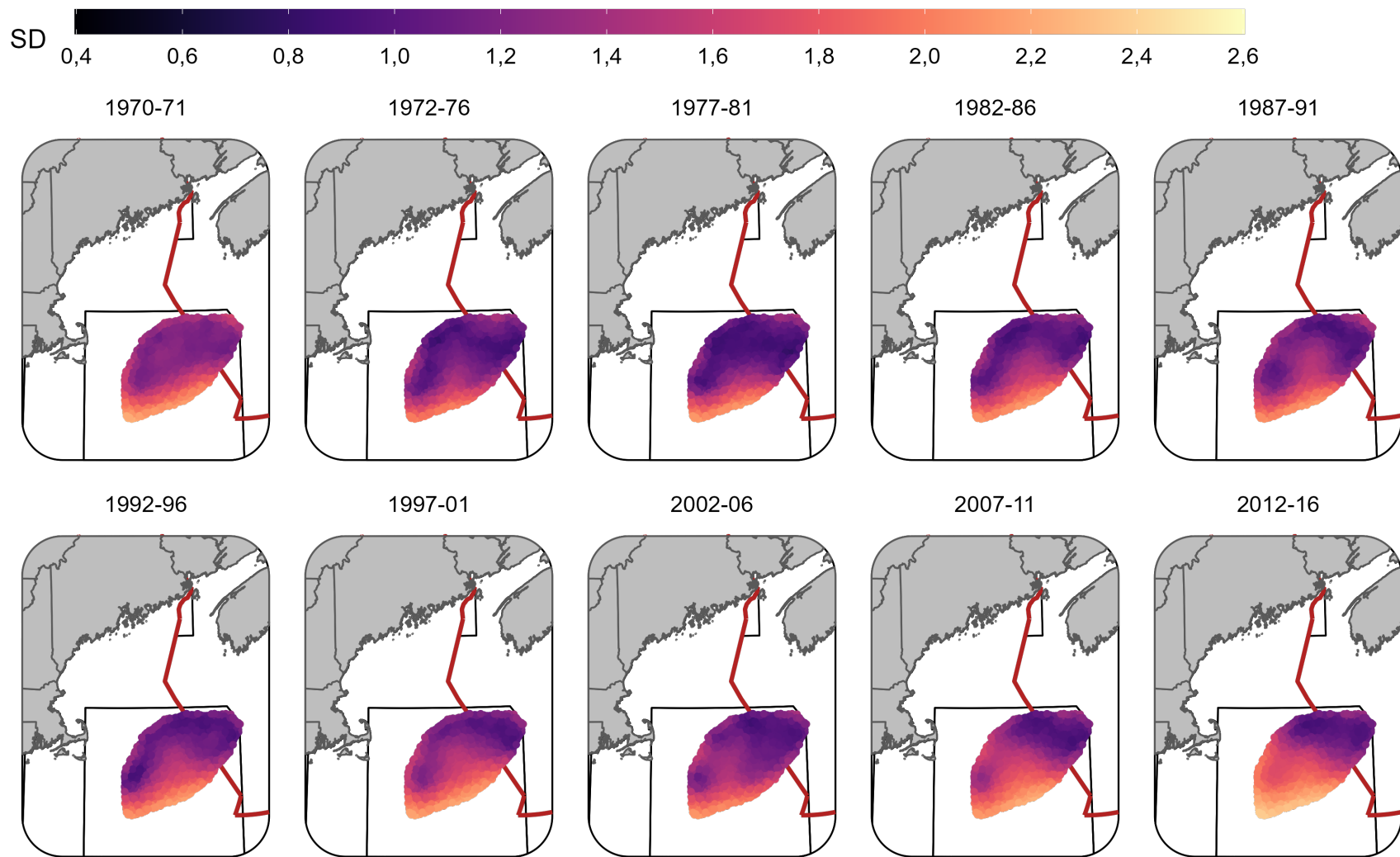


Figure 22. Écart-type des champs aléatoires (échelle logit) pour la morue franche à chaque période à l'automne (NMFS – relevé d'automne) en utilisant le modèle TSM + Profondeur et le champ aléatoire sur 5 ans.

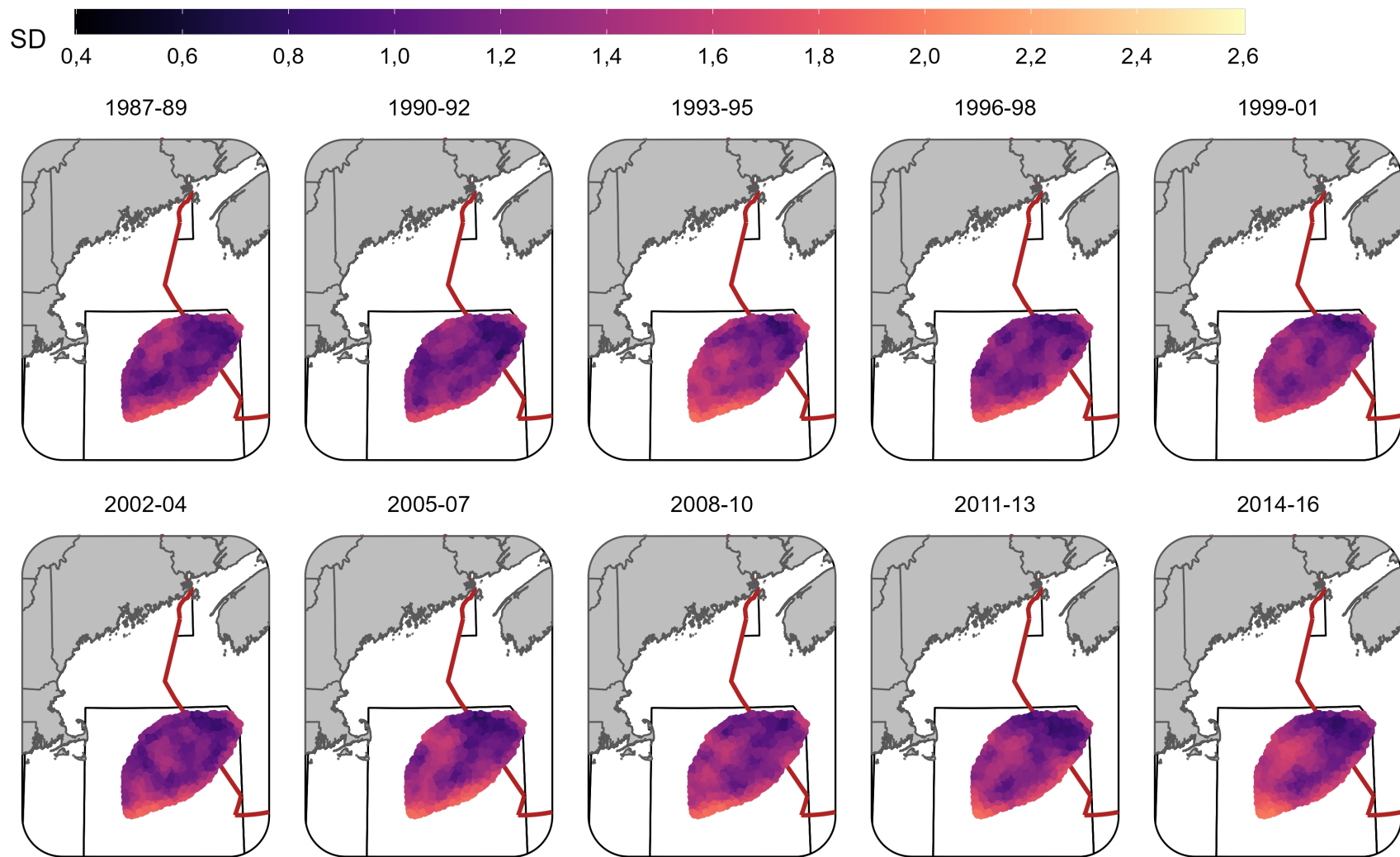


Figure 23. . Écart-type des champs aléatoires (échelle logit) pour la limande à queue jaune à chaque période pendant l'hiver (relevé de recherche) en utilisant le modèle TSM + Profondeur + Sédiments et le champ aléatoire sur 3 ans.

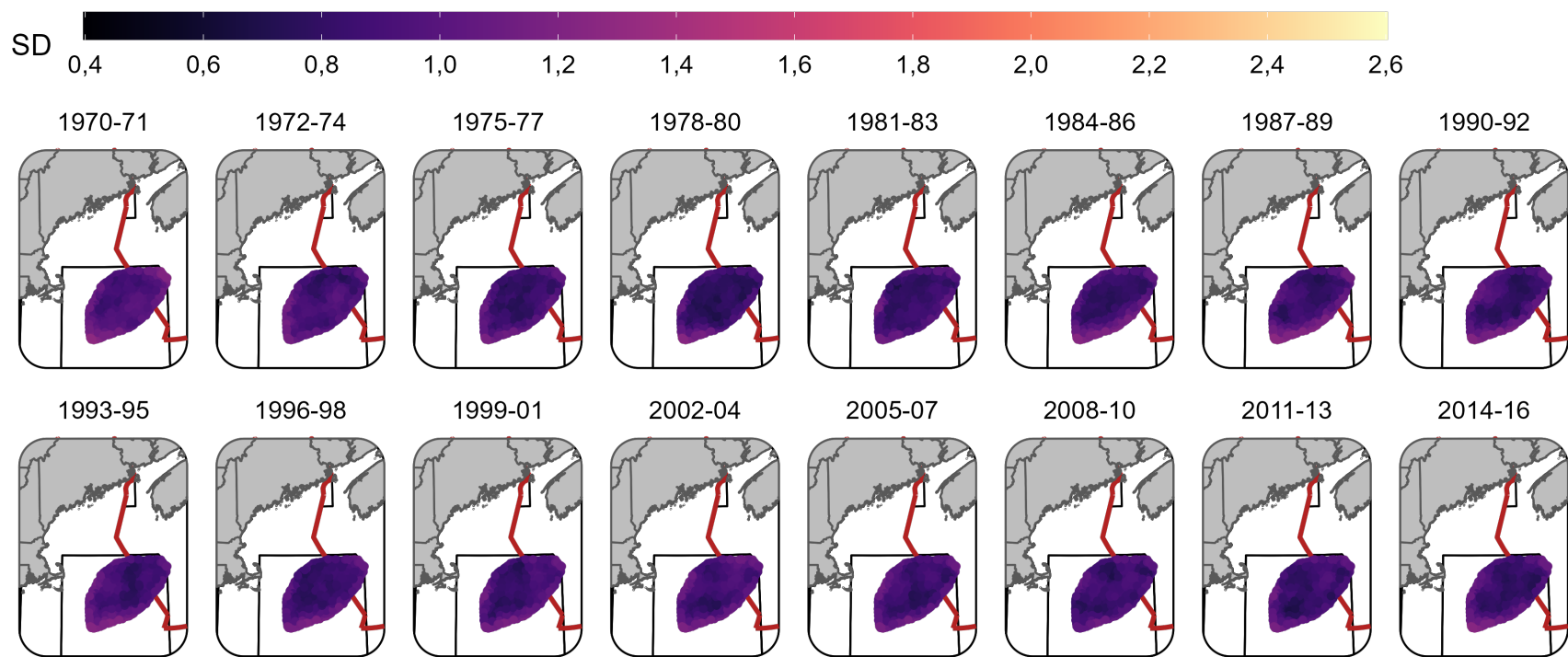


Figure 24. Écart-type des champs aléatoires (échelle logit) pour la limande à queue jaune à chaque période au printemps (NMFS – relevé de printemps) en utilisant le modèle TSM + Profondeur + Sédiments et le champ aléatoire sur 3 ans.

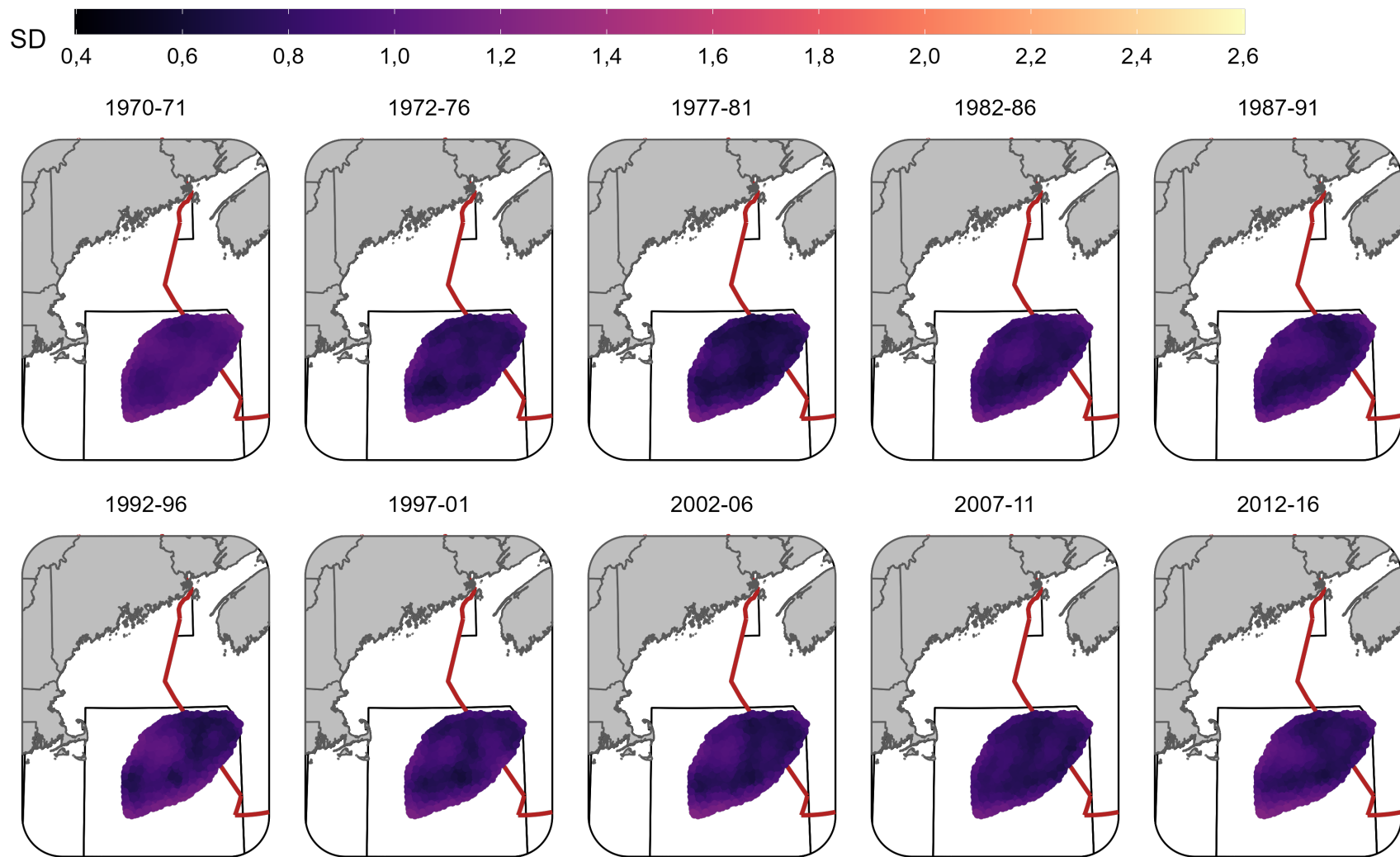


Figure 25. Écart-type des champs aléatoires (échelle logit) pour la limande à queue jaune à chaque période au printemps (NMFS – relevé d'automne) en utilisant le modèle TSM + Profondeur + Sédiments et le champ aléatoire sur 5 ans.

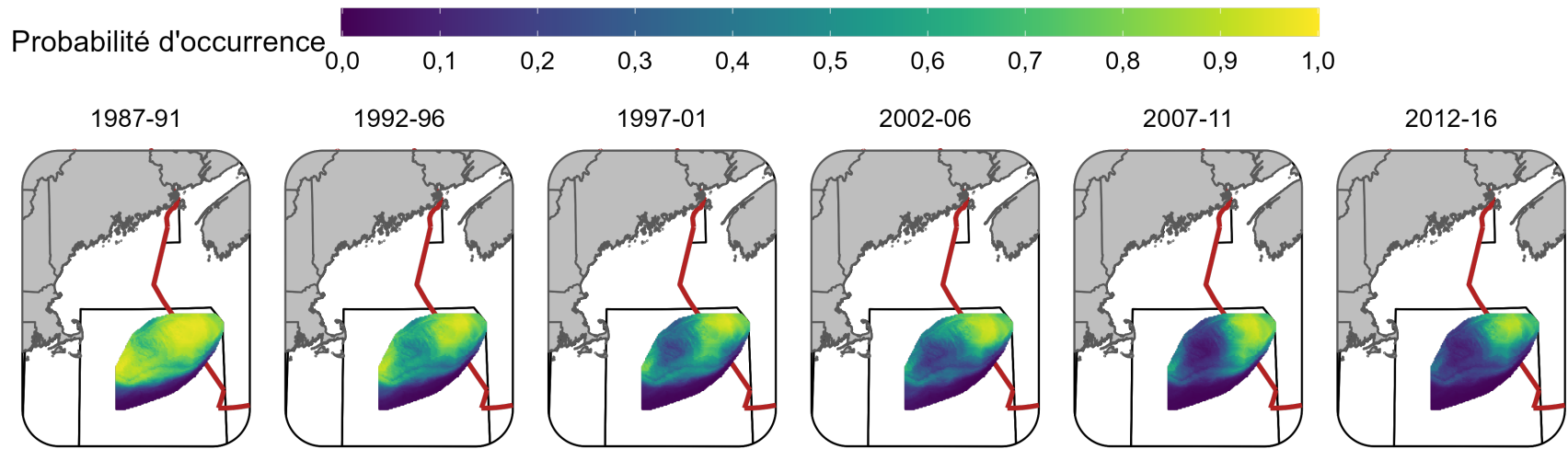


Figure 26. Probabilité d'occurrence prévue pour la morue franche à chaque période pendant l'hiver (relevé de recherche) en utilisant le modèle TSM + Profondeur et le champ aléatoire sur 5 ans.

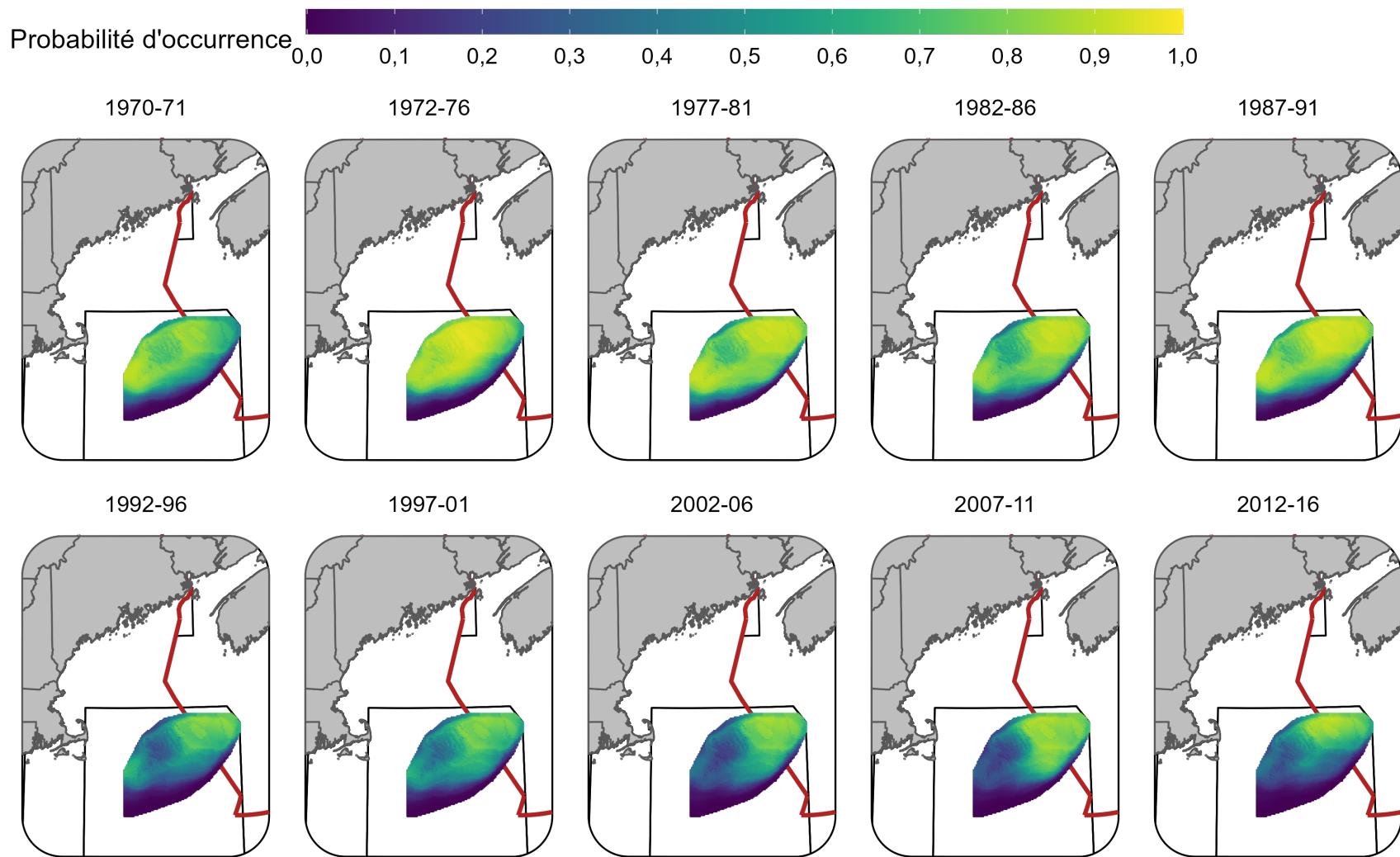


Figure 27. Probabilité d'occurrence prévue pour la morue franche à chaque période au printemps (NMFS – relevé de printemps) en utilisant le modèle TSM + Profondeur et le champ aléatoire sur 5 ans.



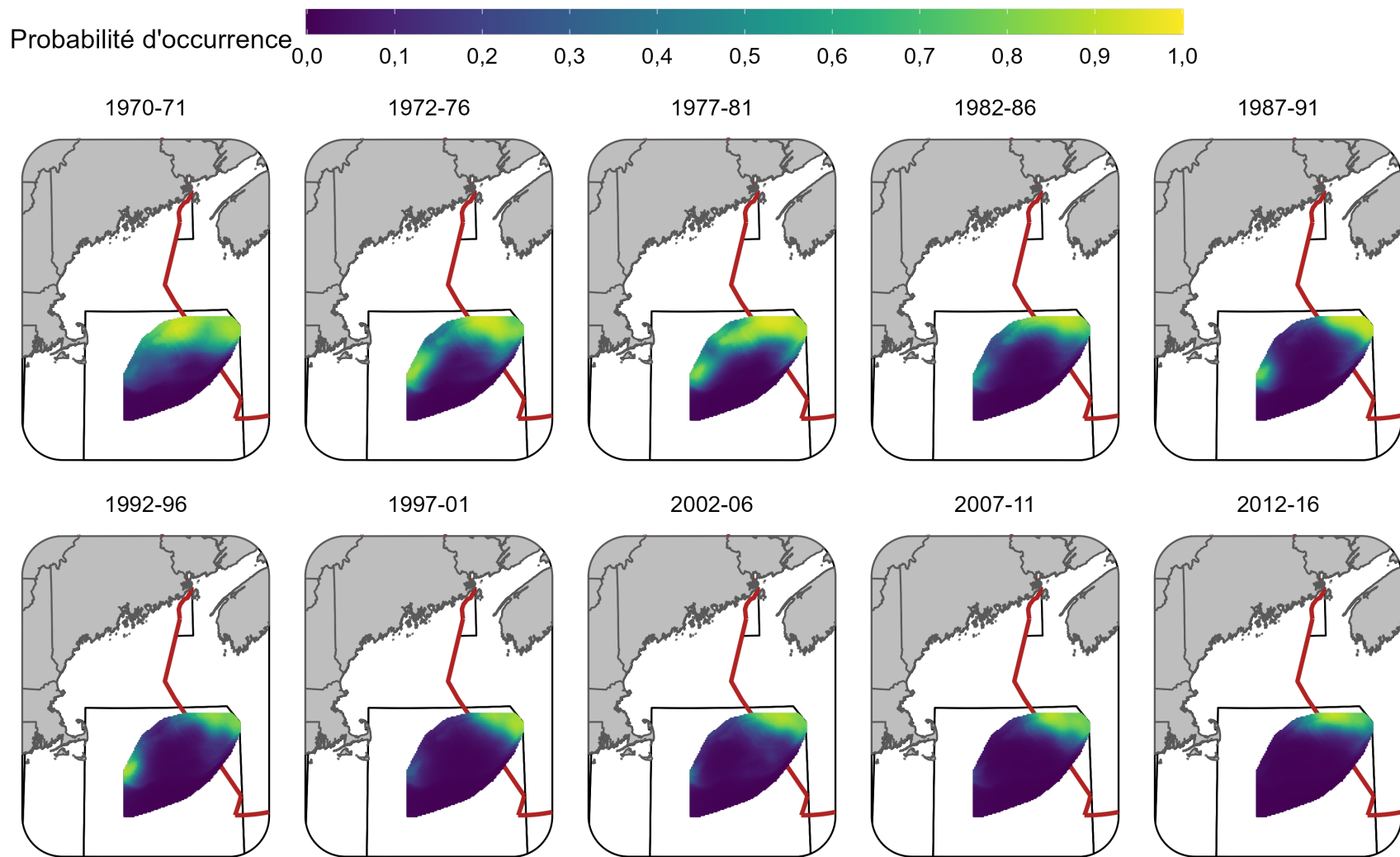


Figure 28. Probabilité d'occurrence prévue pour la morue franche à chaque période à l'automne (NMFS – relevé d'automne) en utilisant le modèle TSM + Profondeur et le champ aléatoire sur 5 ans.

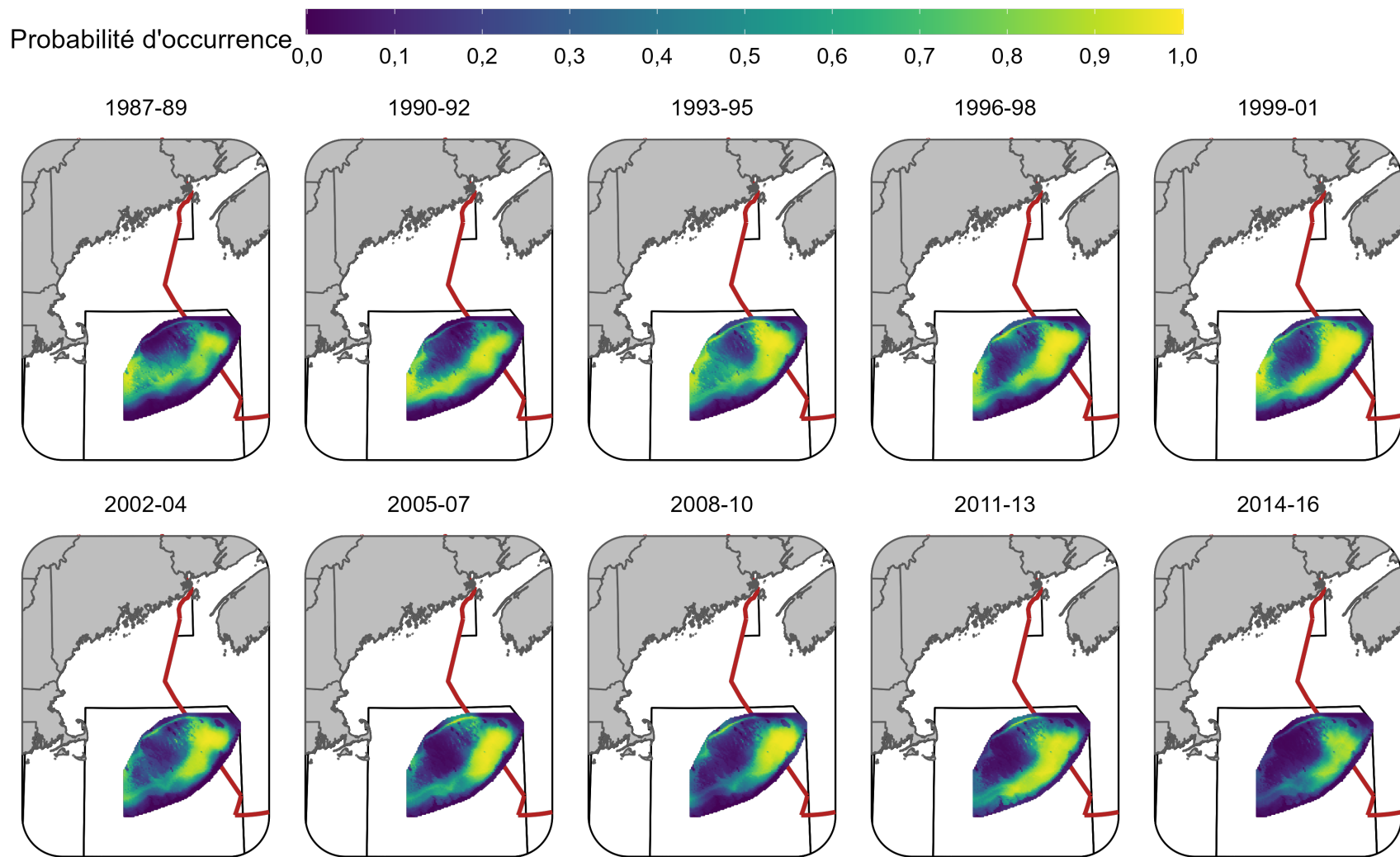


Figure 29. Probabilité d'occurrence prévue pour la limande à queue jaune à chaque période pendant l'hiver (relevé de recherche) en utilisant le modèle TSM + Profondeur + Sédiments et le champ aléatoire sur 3 ans.

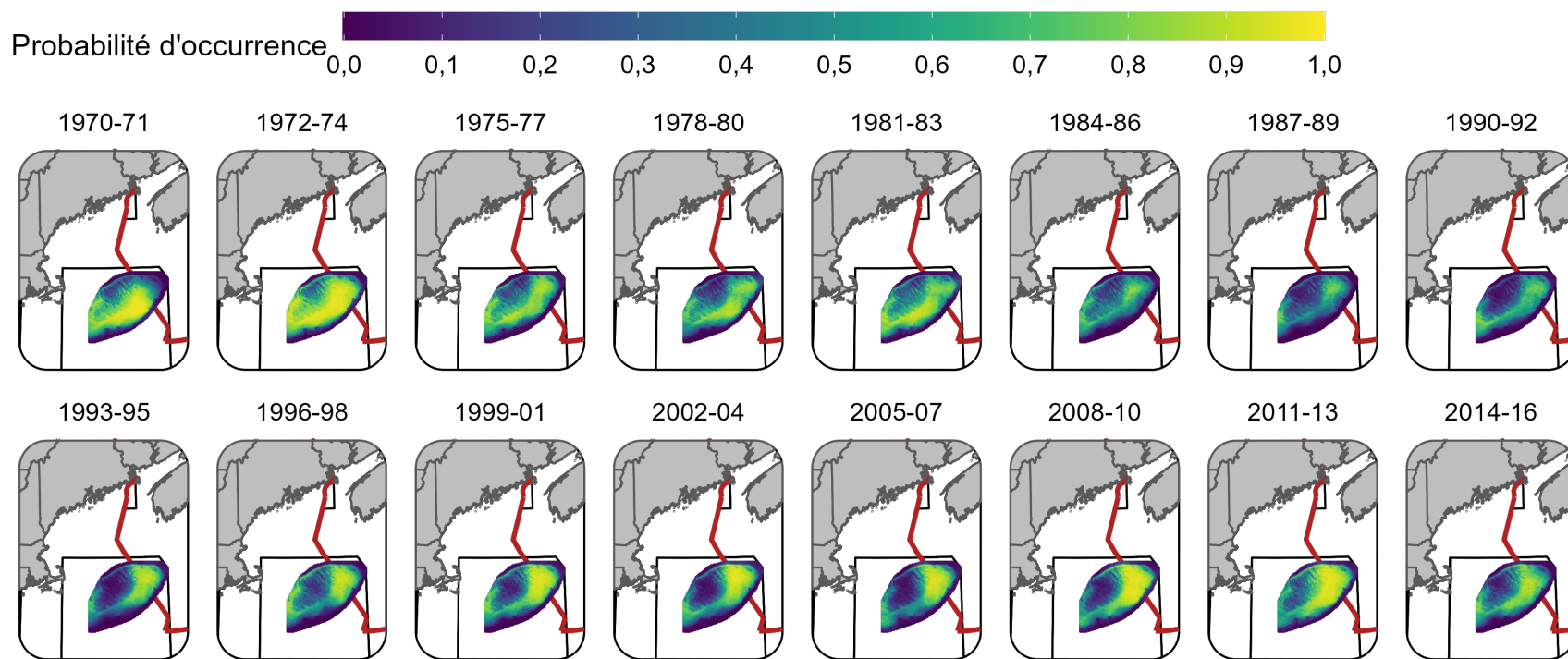


Figure 30. Probabilité d'occurrence prévue pour la limande à queue jaune à chaque période au printemps (NMFS – relevé de printemps) en utilisant le modèle TSM + Profondeur + Sédiments et le champ aléatoire sur 3 ans.

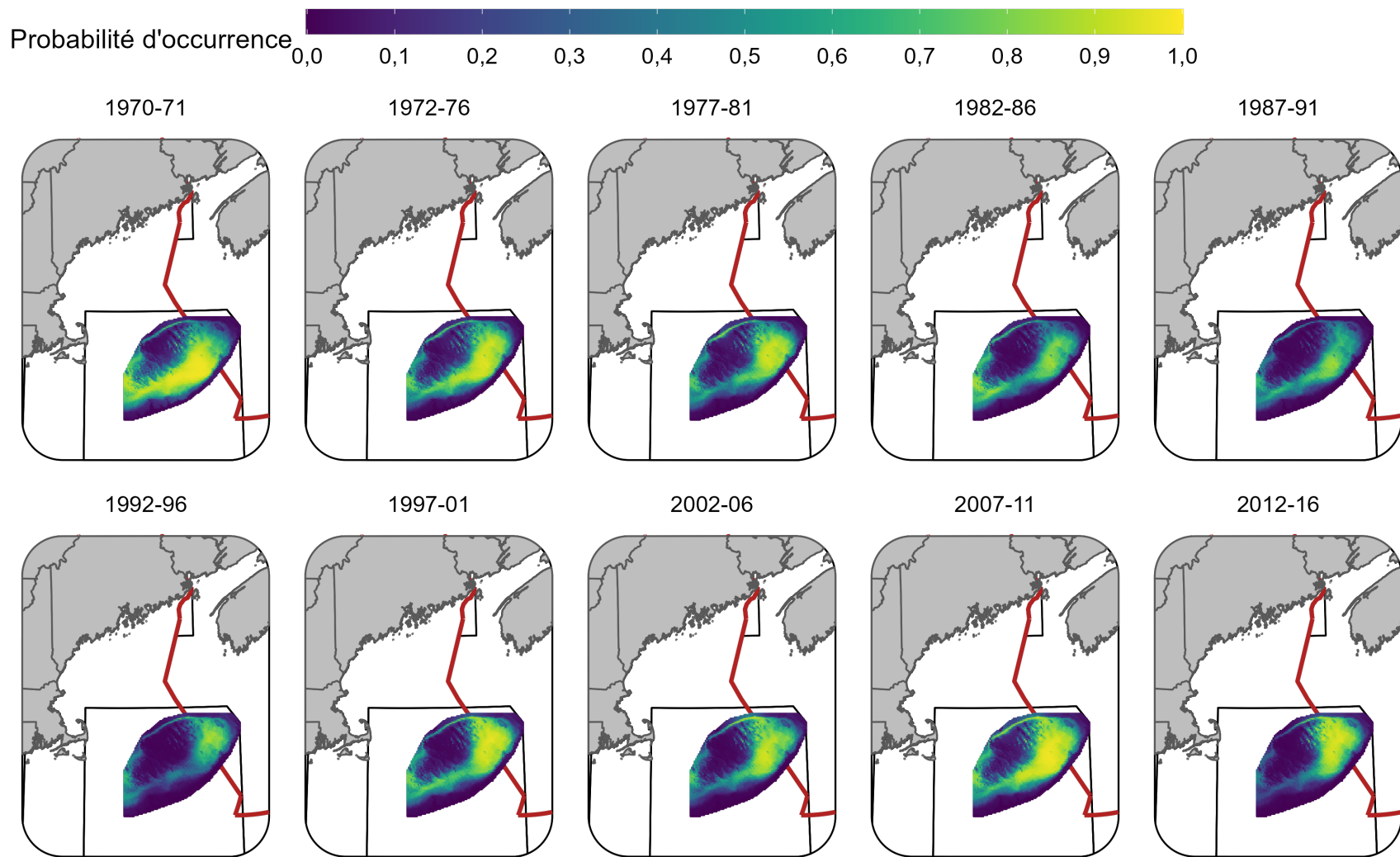


Figure 31. Probabilité d'occurrence prévue pour la limande à queue jaune à chaque période au printemps (NMFS – relevé d'automne) en utilisant le modèle TSM + Profondeur + Sédiments et le champ aléatoire sur 5 ans.

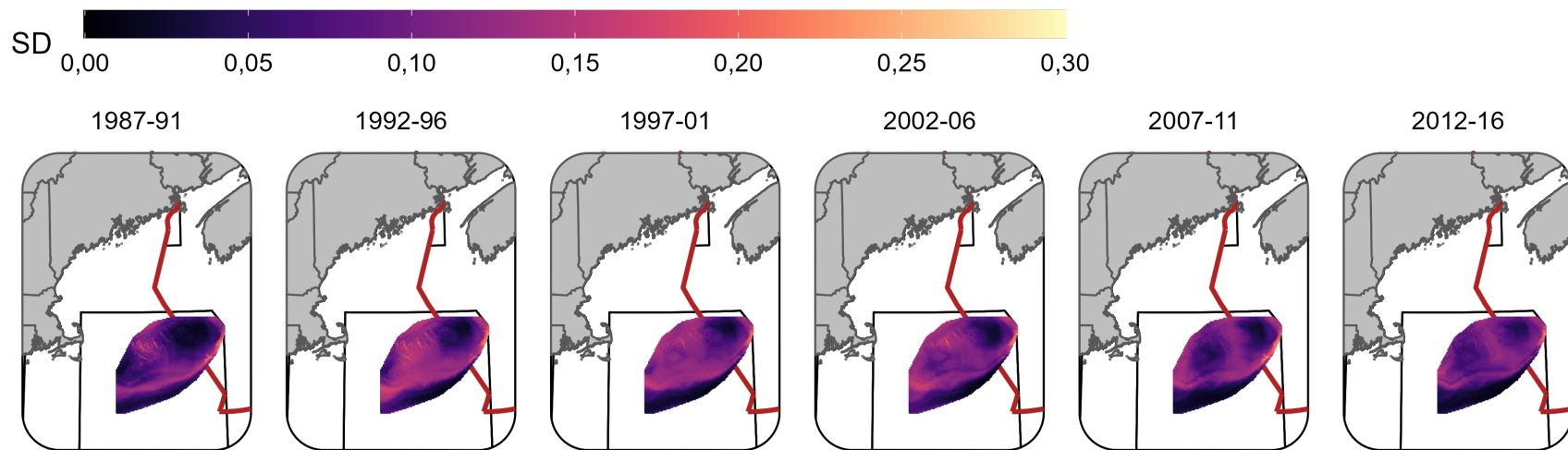


Figure 32. Écart-type (échelle logit) de la probabilité d'occurrence prévue pour la morue franche à chaque période pendant l'hiver (relevé de recherche) en utilisant le modèle TSM + Profondeur et le champ aléatoire sur 5 ans.

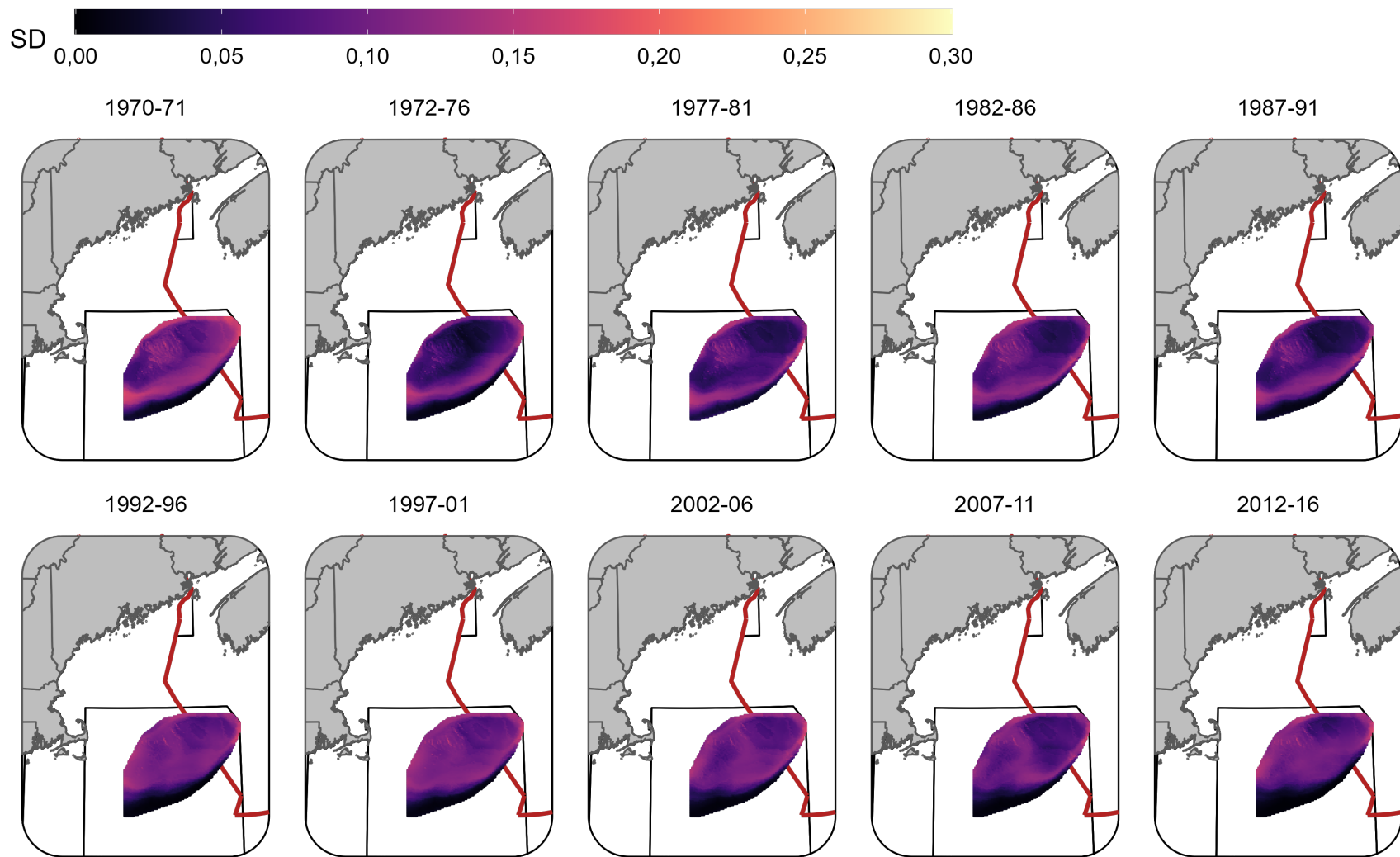


Figure 33. Écart-type (échelle logit) de la probabilité d'occurrence prévue pour la morue franche à chaque période au printemps (NMFS – relevé de printemps) en utilisant le modèle TSM + Profondeur et le champ aléatoire sur 5 ans.

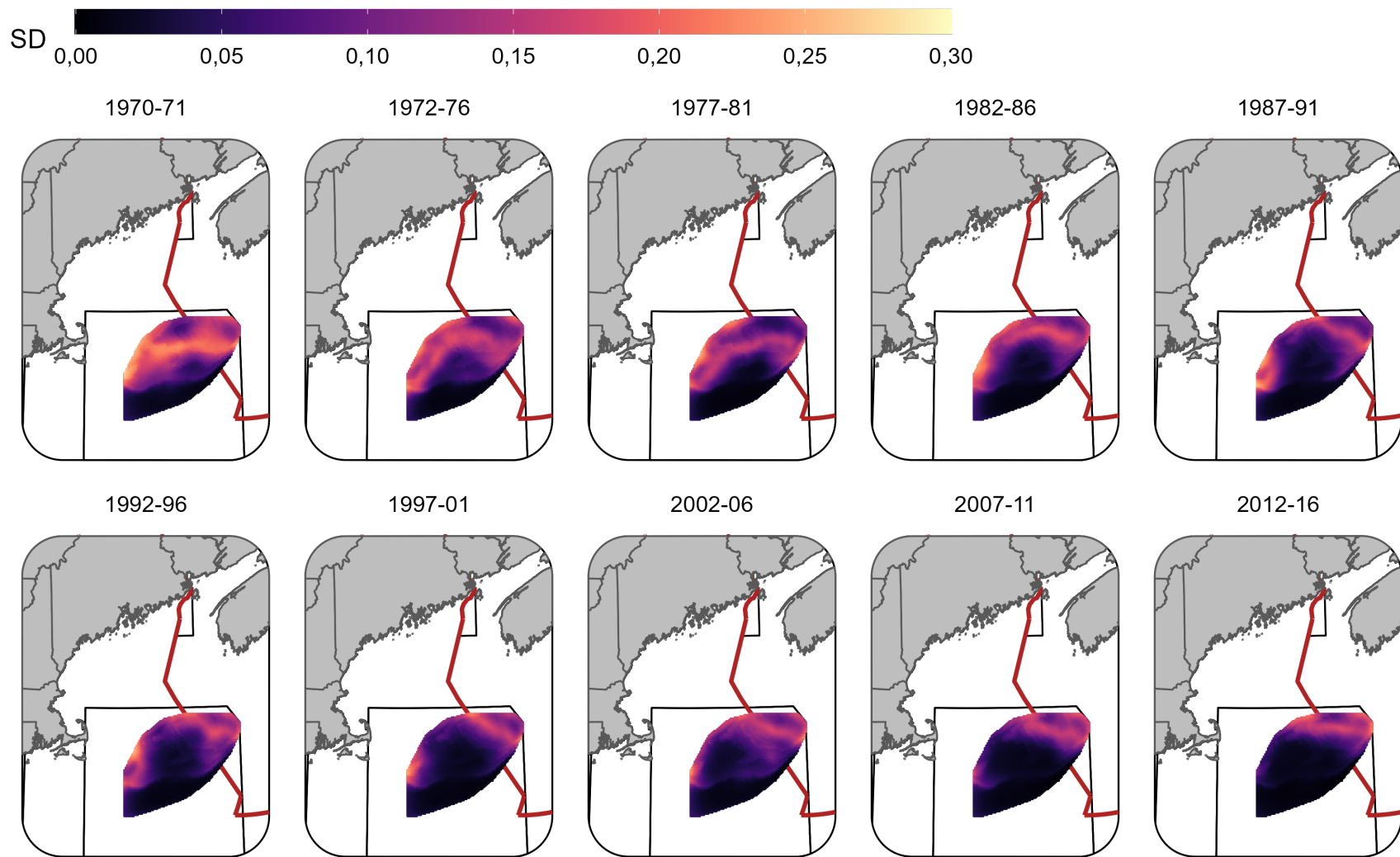


Figure 34. Écart-type (échelle logit) de la probabilité d'occurrence prévue pour la morue franche à chaque période à l'automne (NMFS – relevé d'automne) en utilisant le modèle TSM + Profondeur et le champ aléatoire sur 5 ans.



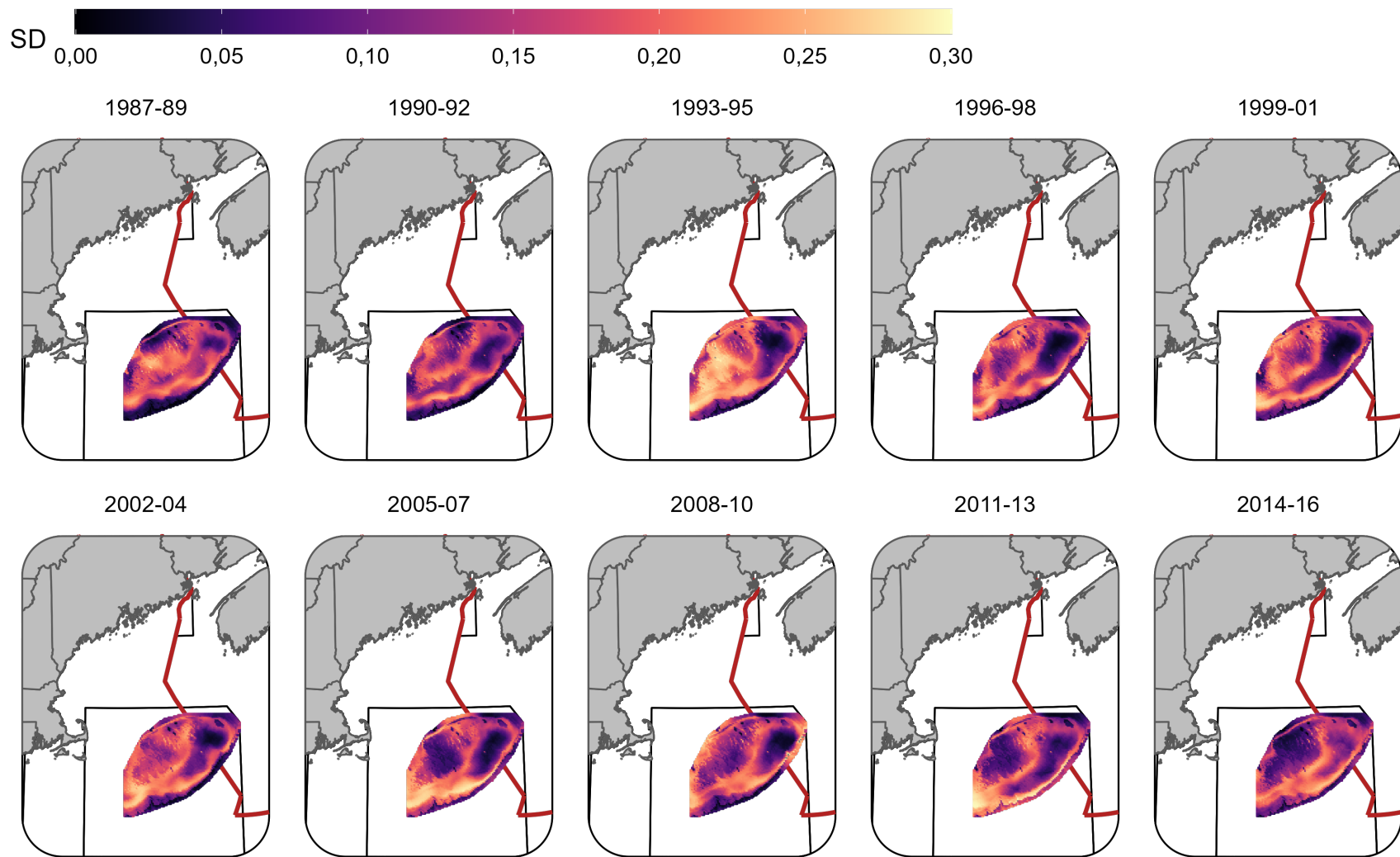


Figure 35. Écart-type (échelle logit) de la probabilité d'occurrence prévue pour la limande à queue jaune à chaque période pendant l'hiver (relevé de recherche) en utilisant le modèle TSM + Profondeur + Sédiments et le champ aléatoire sur 3 ans.



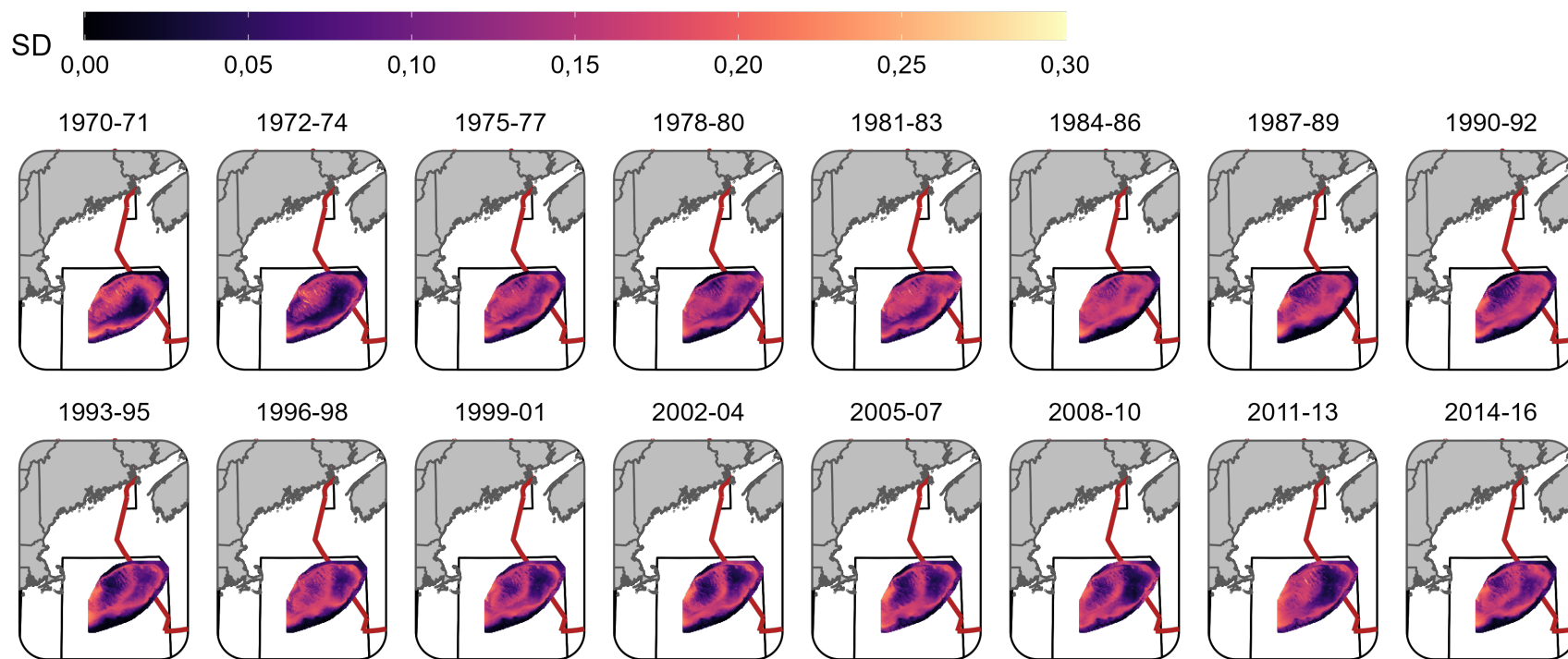


Figure 36. Écart-type (échelle logit) de la probabilité d'occurrence prévue pour la limande à queue jaune à chaque période au printemps (NMFS – relevé de printemps) en utilisant le modèle TSM + Profondeur + Sédiments et le champ aléatoire sur 3 ans.

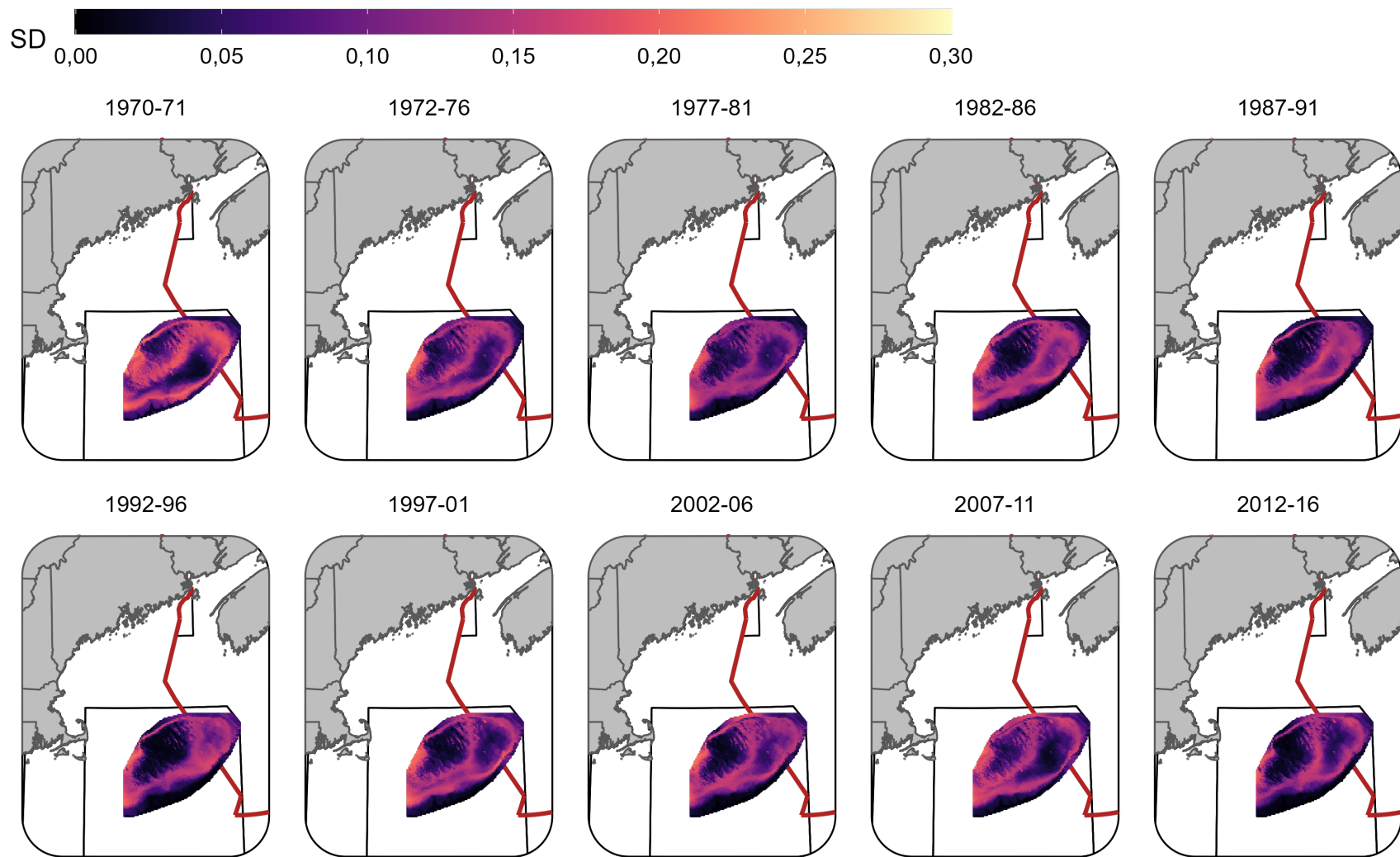


Figure 37. Écart-type (échelle logit) de la probabilité d'occurrence prévue pour la limande à queue jaune à chaque période au printemps (NMFS – relevé d'automne) en utilisant le modèle TSM + Profondeur + Sédiments et le champ aléatoire sur 5 ans.

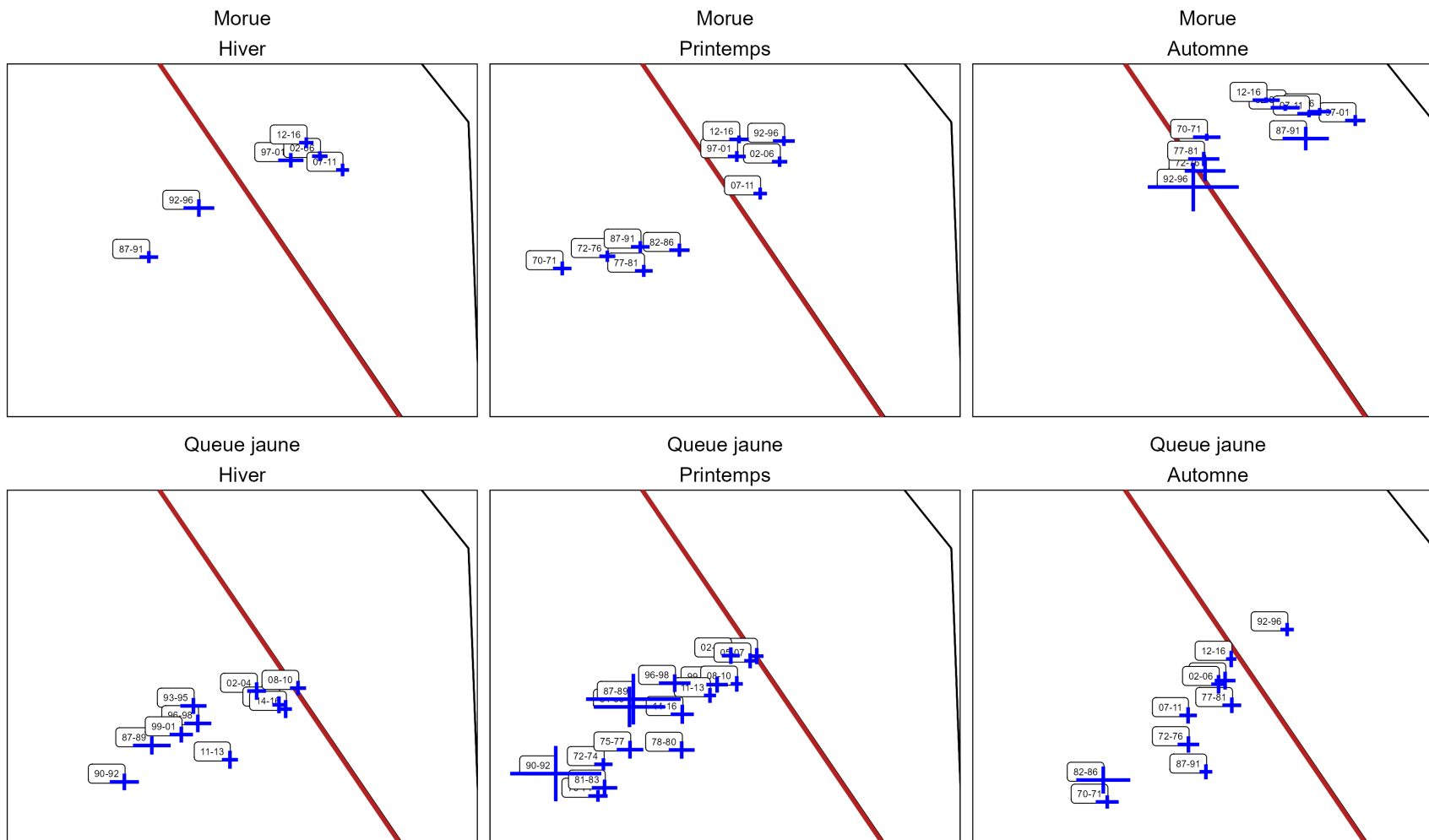


Figure 38. Centre de gravité pour les zones centrales de la morue franche (panneau supérieur) et de la limande à queue jaune (panneaux inférieurs) en hiver (gauche), au printemps (centre) et à l'automne (droite). Les lignes bleues indiquent les unités d'écart-type  $\pm 3$  par rapport au centre de gravité moyen pour chaque période en utilisant les modèles des champs aléatoires sur 5 ans. Les étiquettes indiquent les années associées à chaque époque et la ligne rouge est la frontière entre les États-Unis et le Canada.

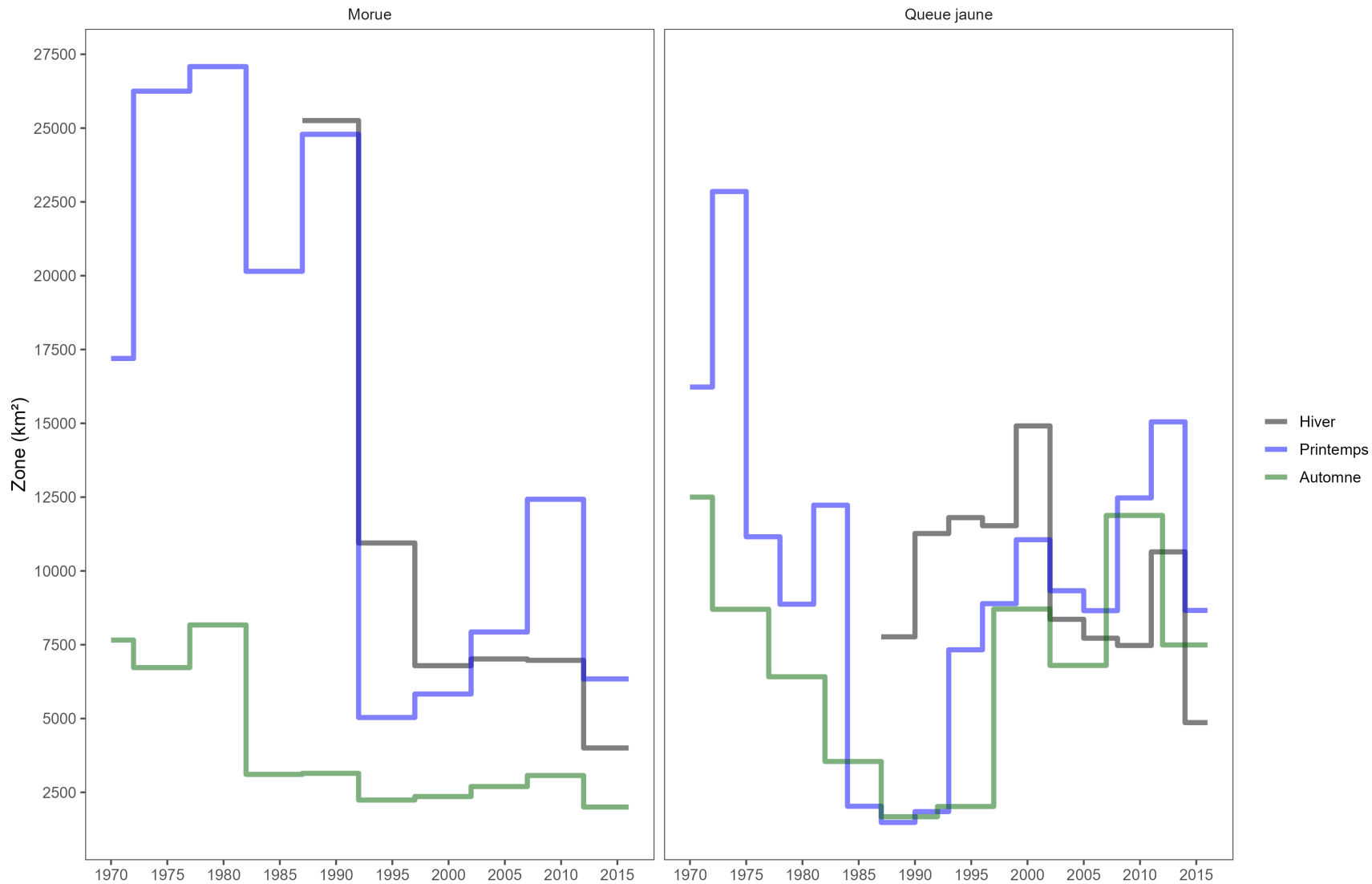


Figure 39. Série chronologique de la superficie totale du banc de Georges classée comme zone principale pour chacune des trois saisons. La série chronologique de la morue franche se trouve à gauche et celle de la limande à queue jaune à droite. La ligne noire représente la tendance hivernale, la ligne bleue représente la tendance printanière et la ligne verte représente la tendance automnale.

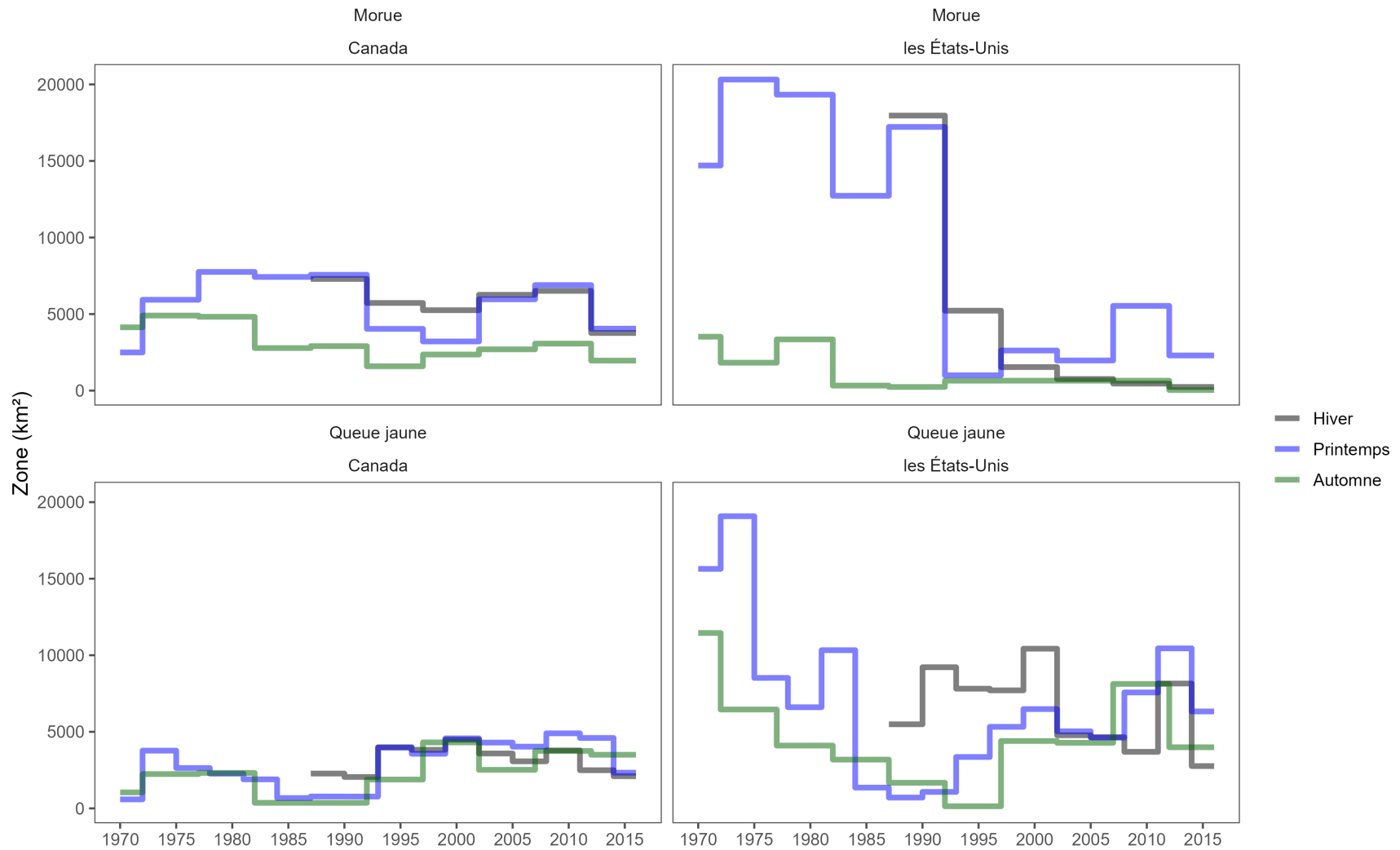


Figure 40. Série chronologique de la superficie totale du banc de Georges classée comme zone principale pour chacune des trois saisons au Canada et aux États-Unis. La série chronologique de la morue franche se trouve dans la rangée supérieure et celle de la limande à queue jaune se trouve dans la rangée inférieure, les données du Canada se trouvent à gauche et celles des États-Unis se trouvent à droite. La ligne noire représente la tendance hivernale, la ligne bleue représente la tendance printanière et la ligne verte représente la tendance automnale.

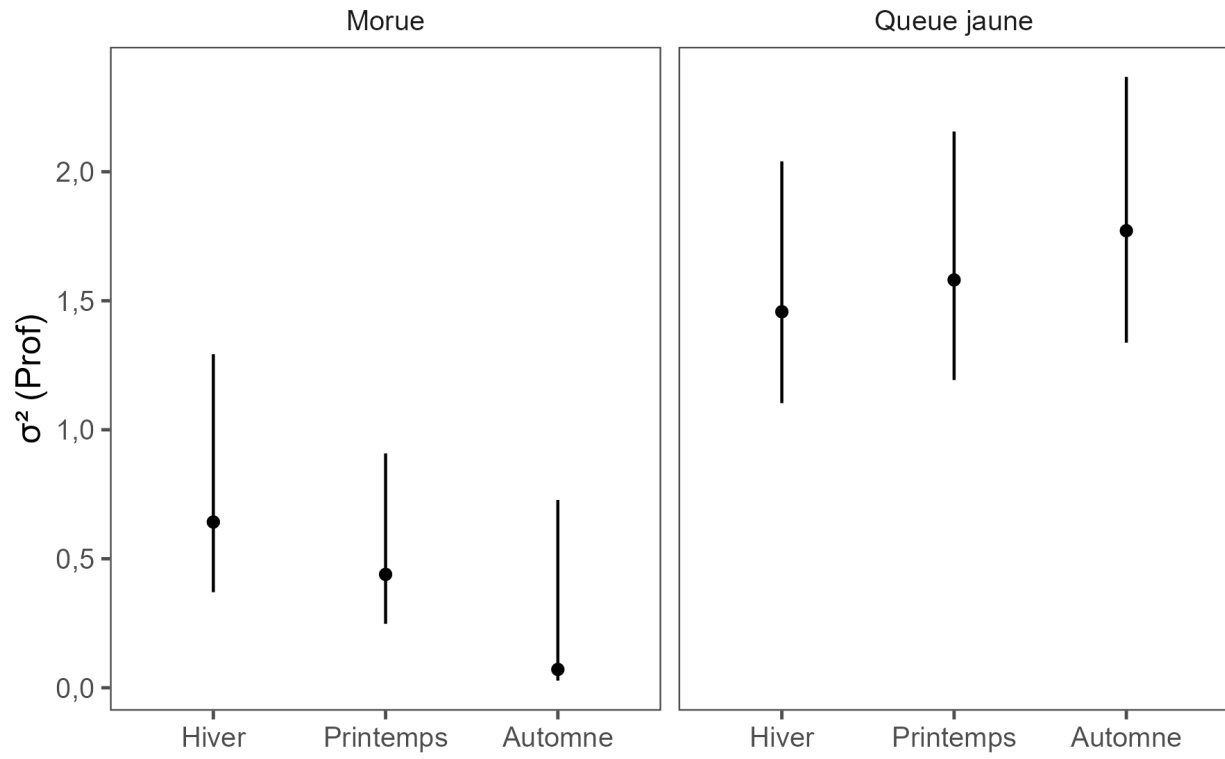


Figure 41. Estimation de l'hyperparamètre de la variance de la profondeur avec des intervalles de confiance à 95% CI's pour chaque stock au cours de chaque saison

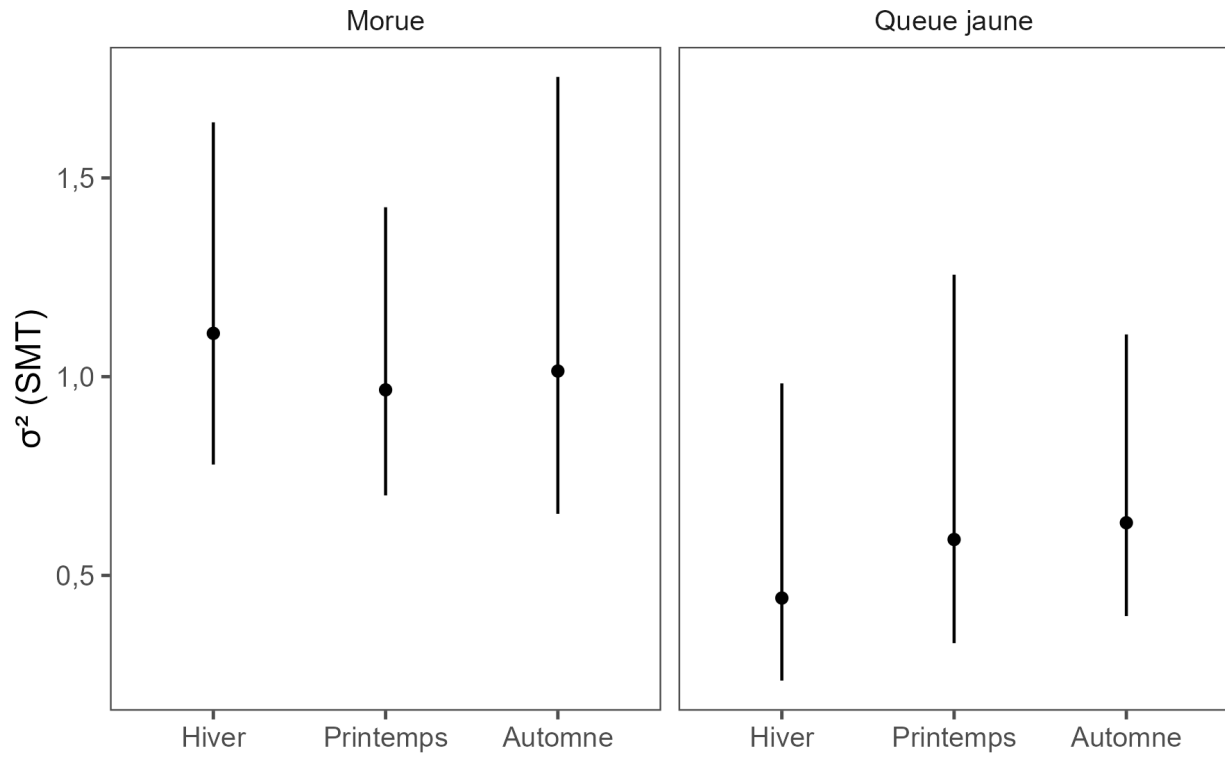


Figure 42. Estimation de l'hyperparamètre de la variance de la TSM avec des intervalles de confiance à 95% CI's pour chaque stock au cours de chaque saison.

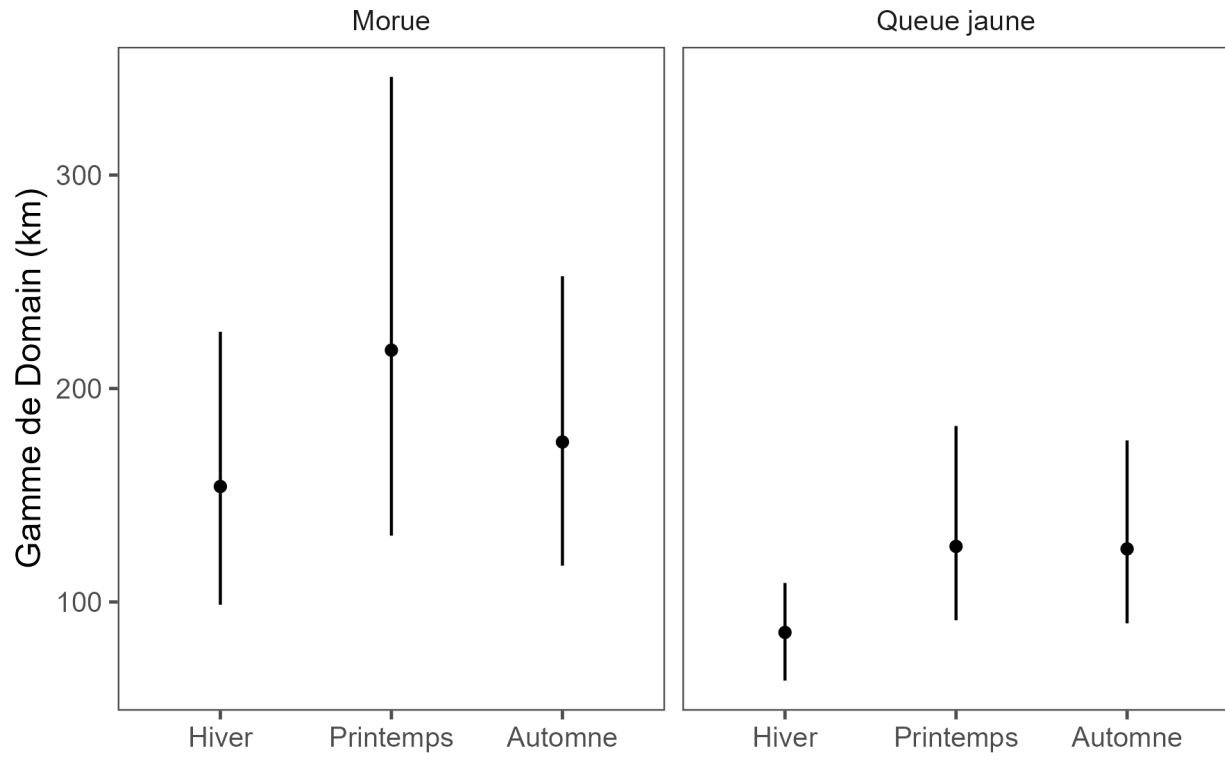


Figure 43. Estimation de l'éventail de décorrélation avec des intervalles de confiance à 95% CI's pour chaque saison.



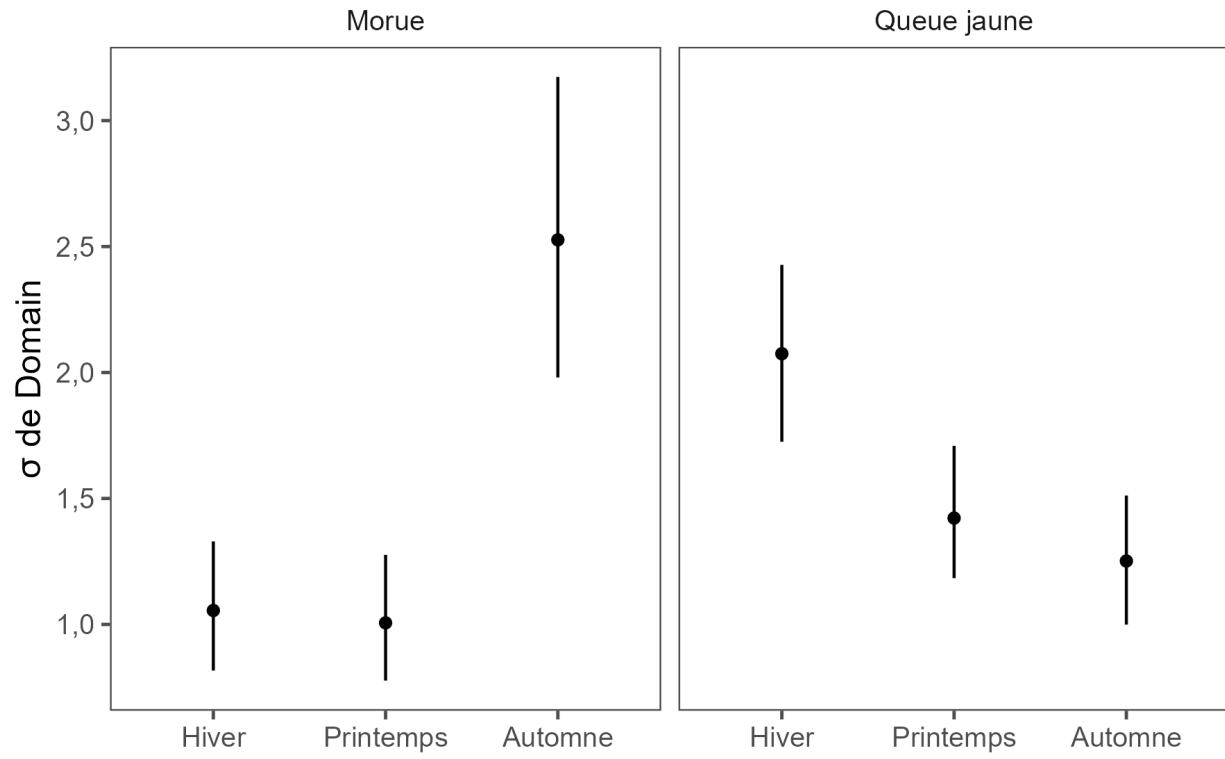


Figure 44. Écart-type du champ avec des intervalles de confiance à 95% CI's pour chaque saison.

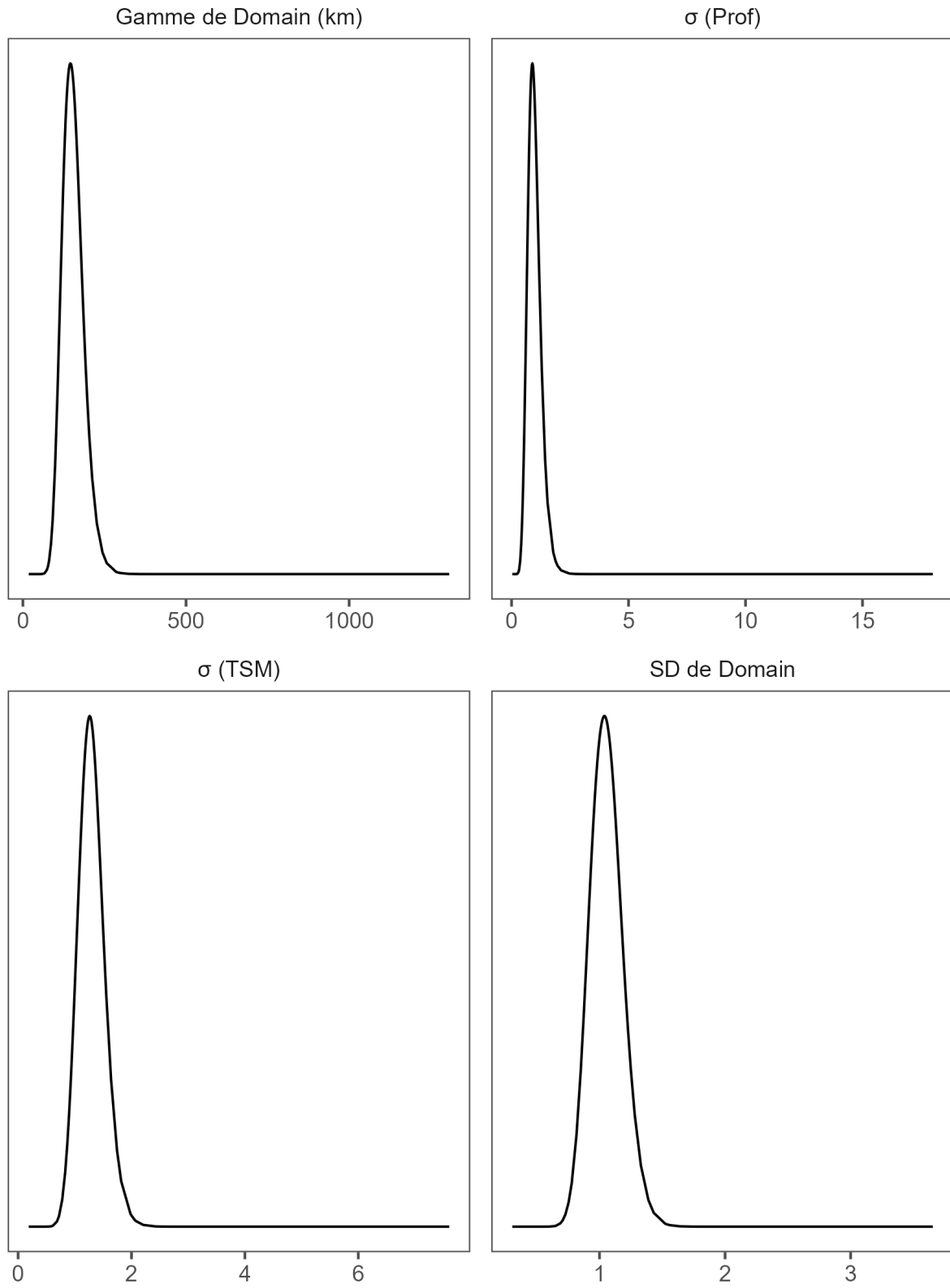


Figure 45. Répartitions postérieures des quatre hyperparamètres du modèle pour la morue franche en hiver.

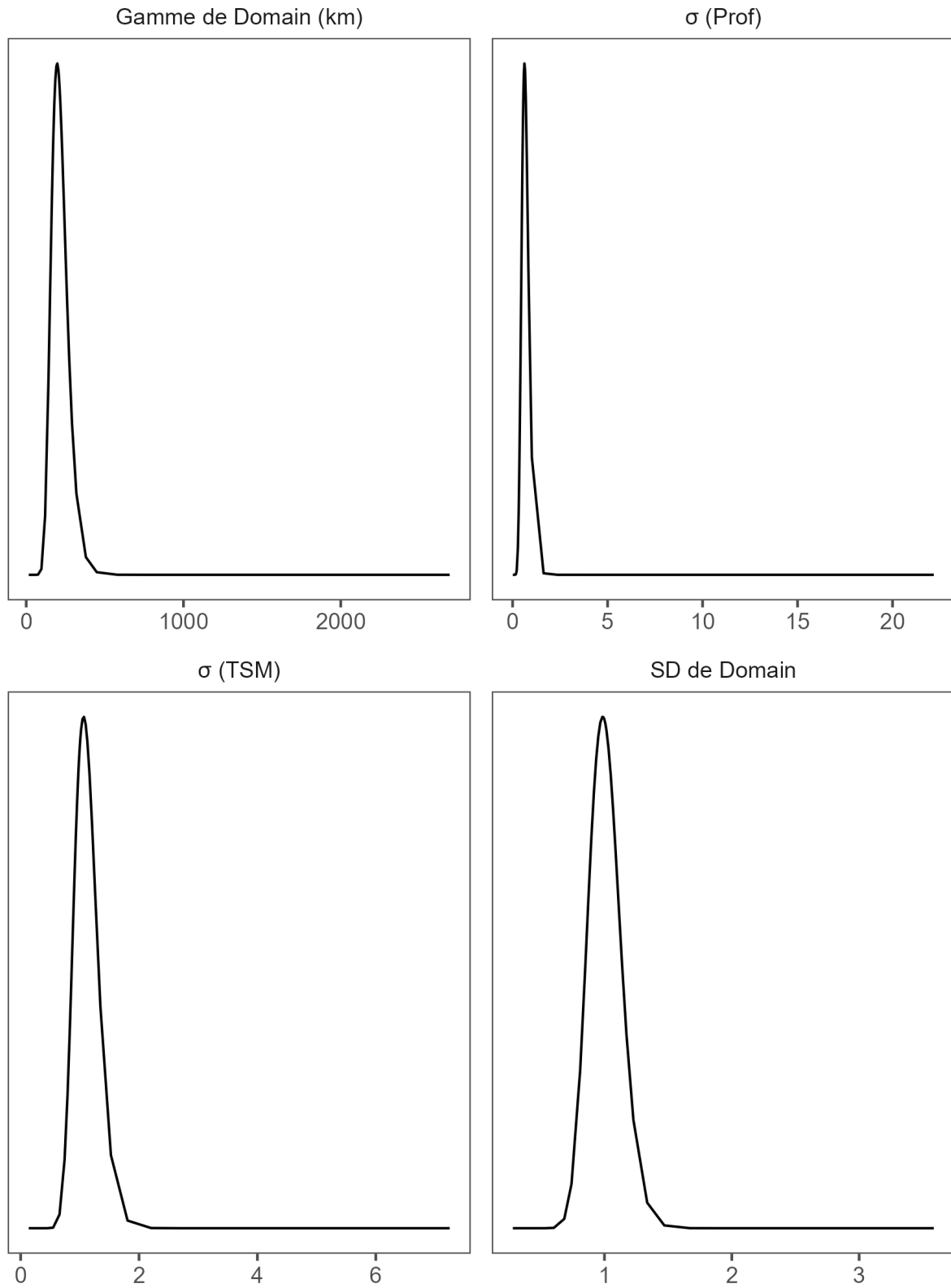


Figure 46. Répartitions postérieures des quatre hyperparamètres du modèle pour la morue franche au printemps.

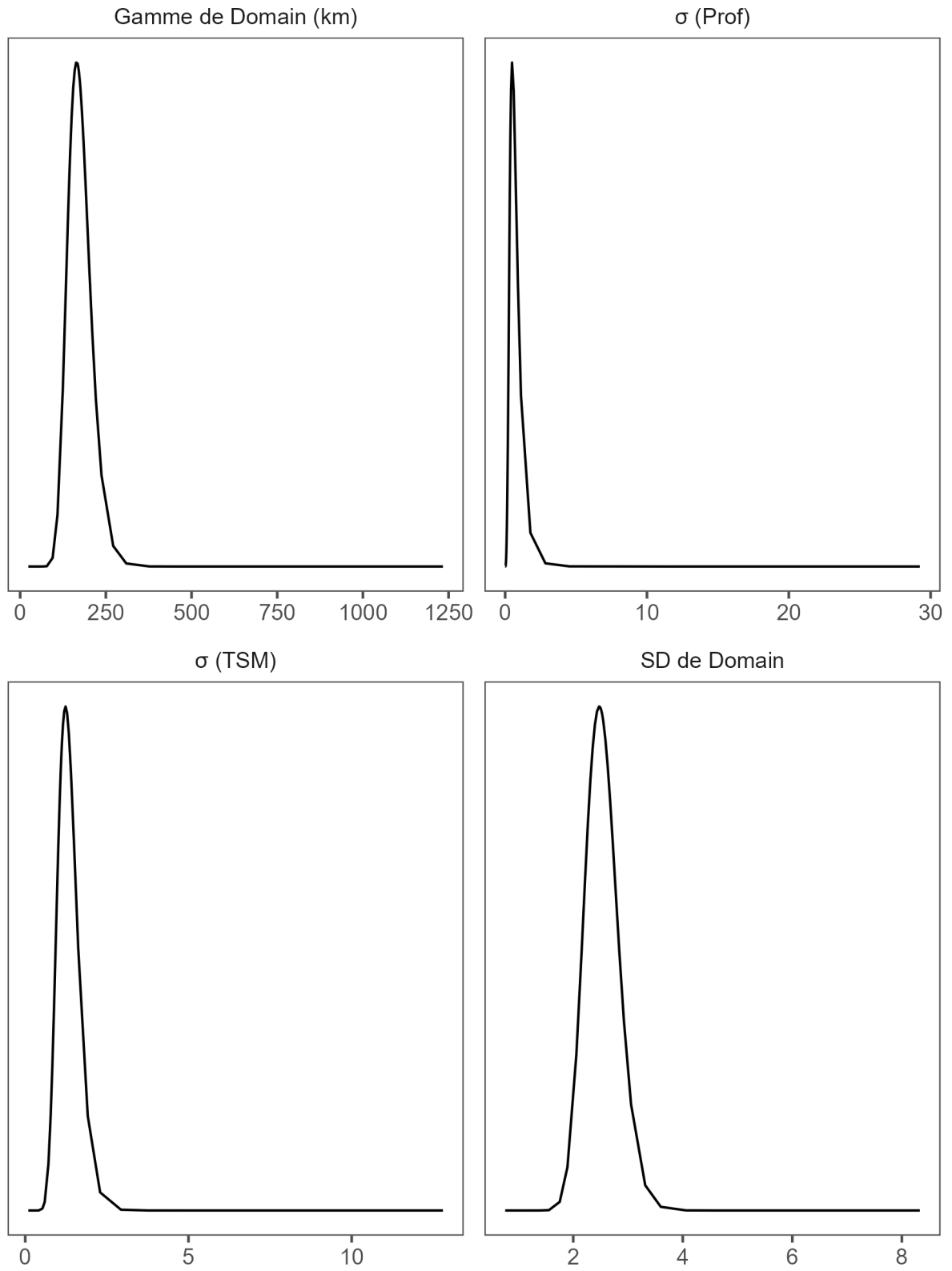


Figure 47. Répartitions postérieures des quatre hyperparamètres du modèle pour la morue franche à l'automne.

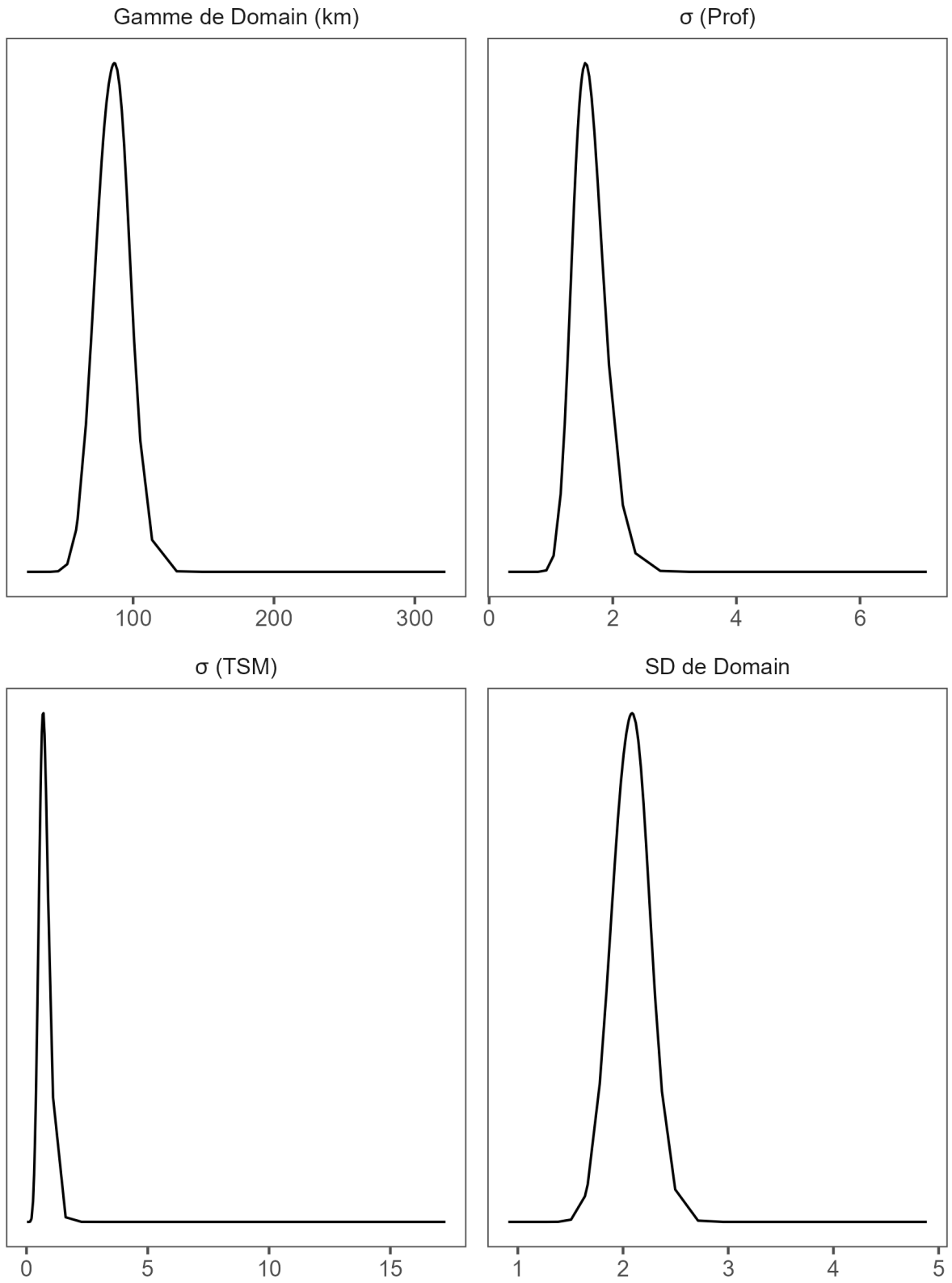


Figure 48. Répartitions postérieures des quatre hyperparamètres du modèle pour la limande à queue jaune en hiver.

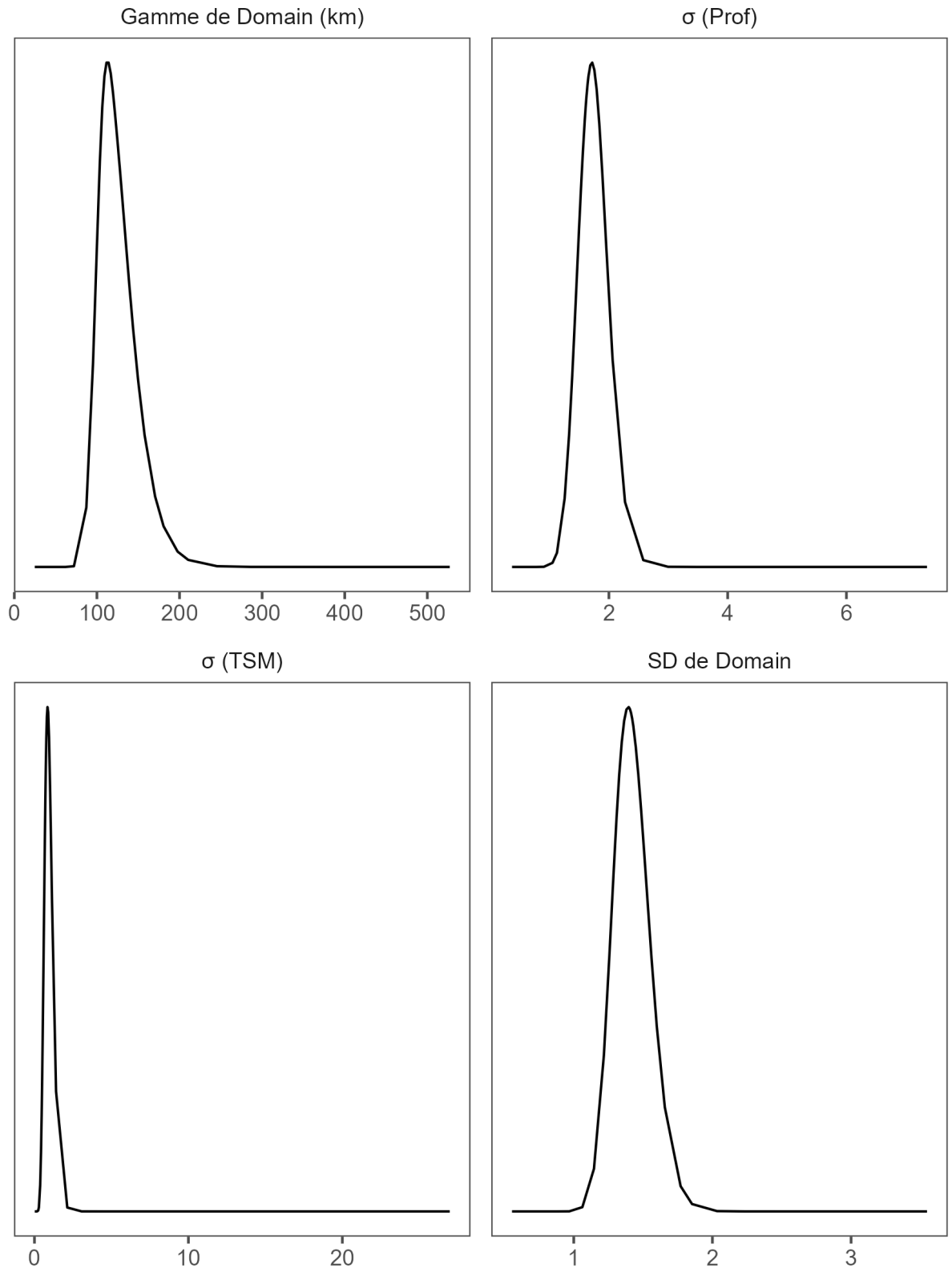


Figure 49. Répartitions postérieures des quatre hyperparamètres du modèle pour la limande à queue jaune au printemps.

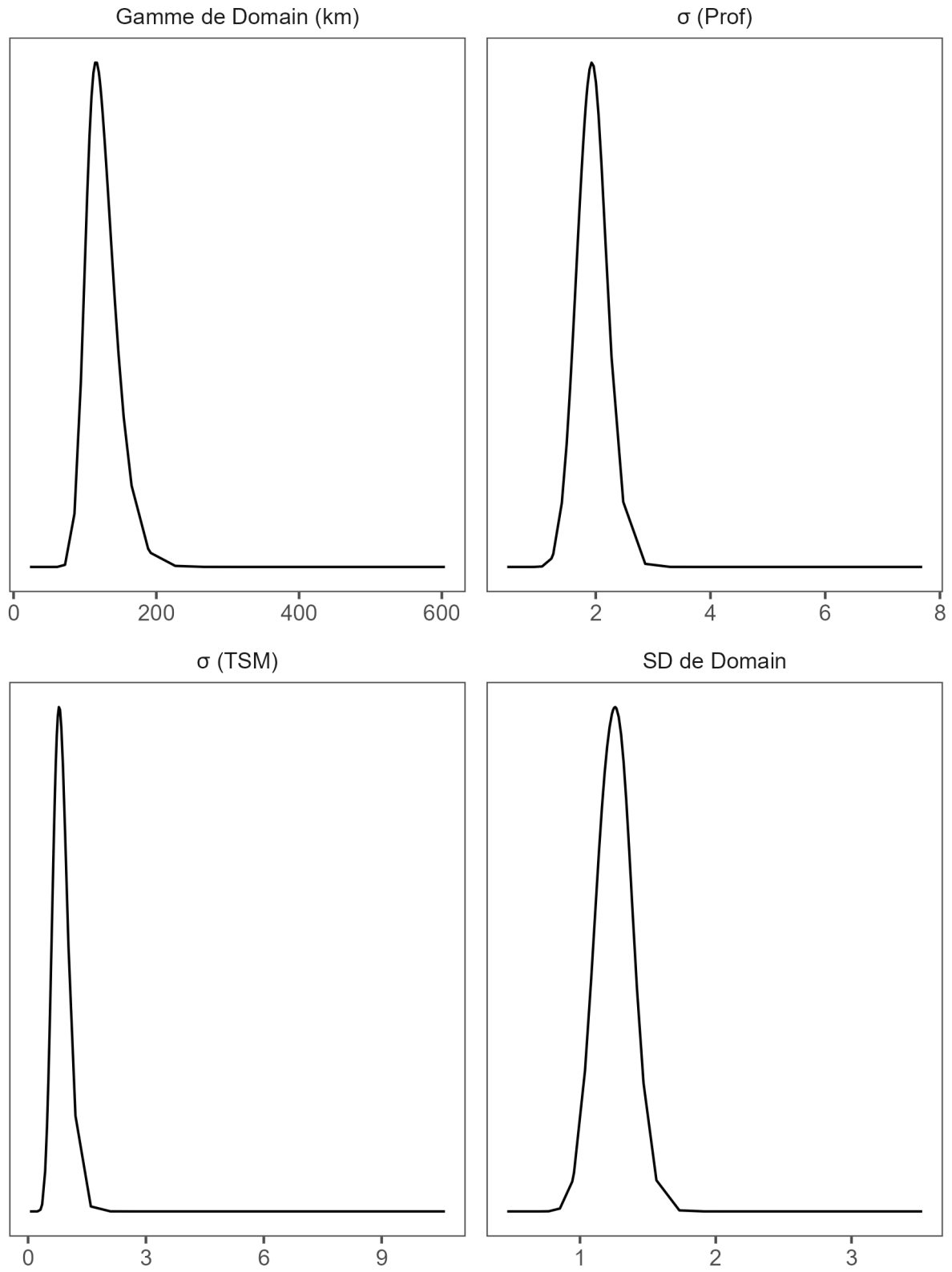


Figure 50. Répartitions postérieures des quatre hyperparamètres du modèle pour la limande à queue jaune à l'automne.

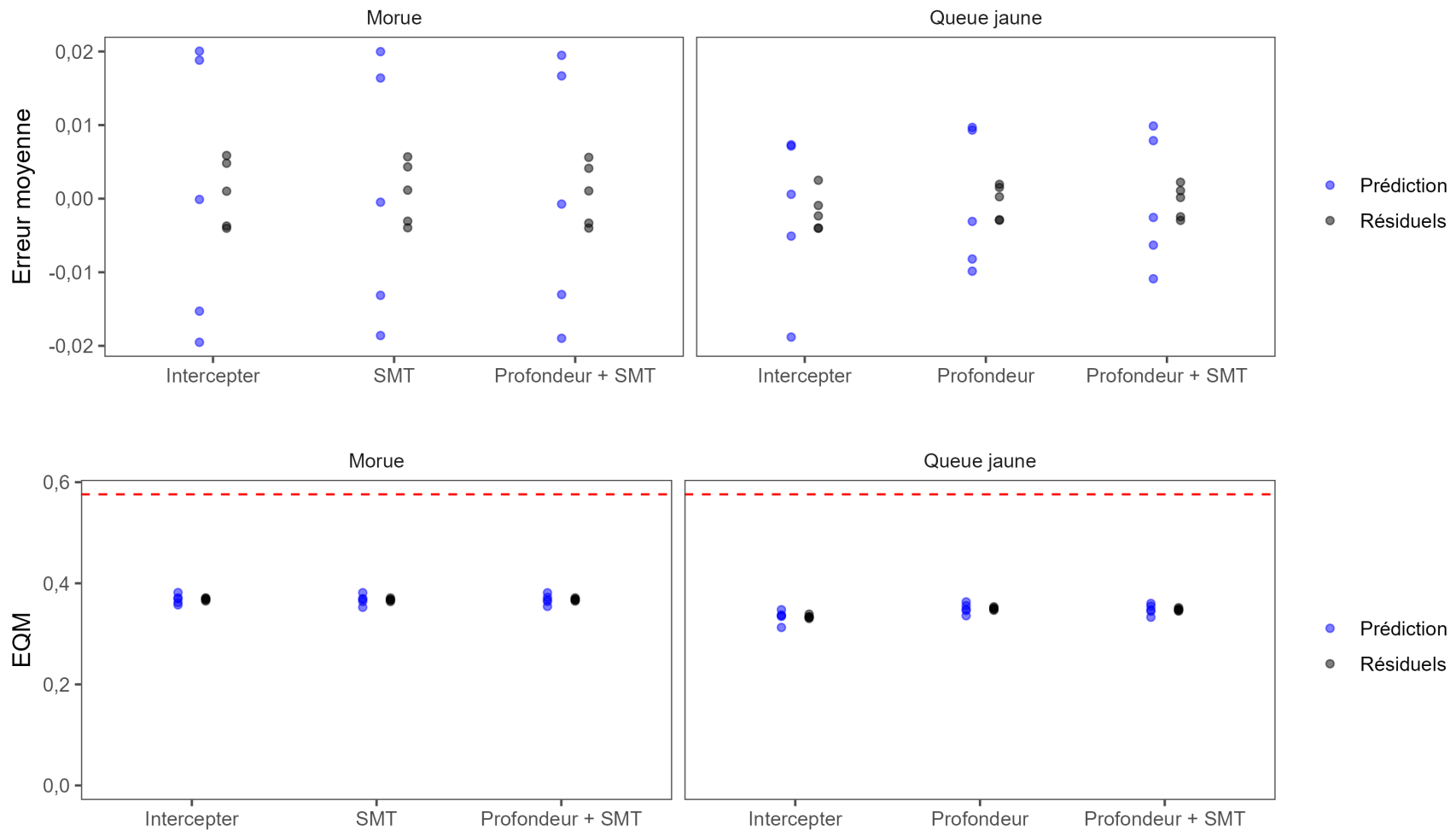


Figure 51. Résultats des analyses de validation croisée à cinq volets. Les tableaux du haut représentent l'erreur moyenne pour chacun des trois modèles de covariables testés pour la morue franche (hiver) et la limande à queue jaune (printemps). Les points bleus représentent l'erreur de prédiction de l'ensemble de données d'essai, tandis que les points noirs représentent les résidus de l'ensemble de données d'apprentissage. Les tableaux du bas sont l'écart moyen quadratique (EMQ) pour ces modèles. La ligne rouge pointillée représente l'EMQ pour les données générées aléatoirement et pour un modèle sans capacité prédictive.



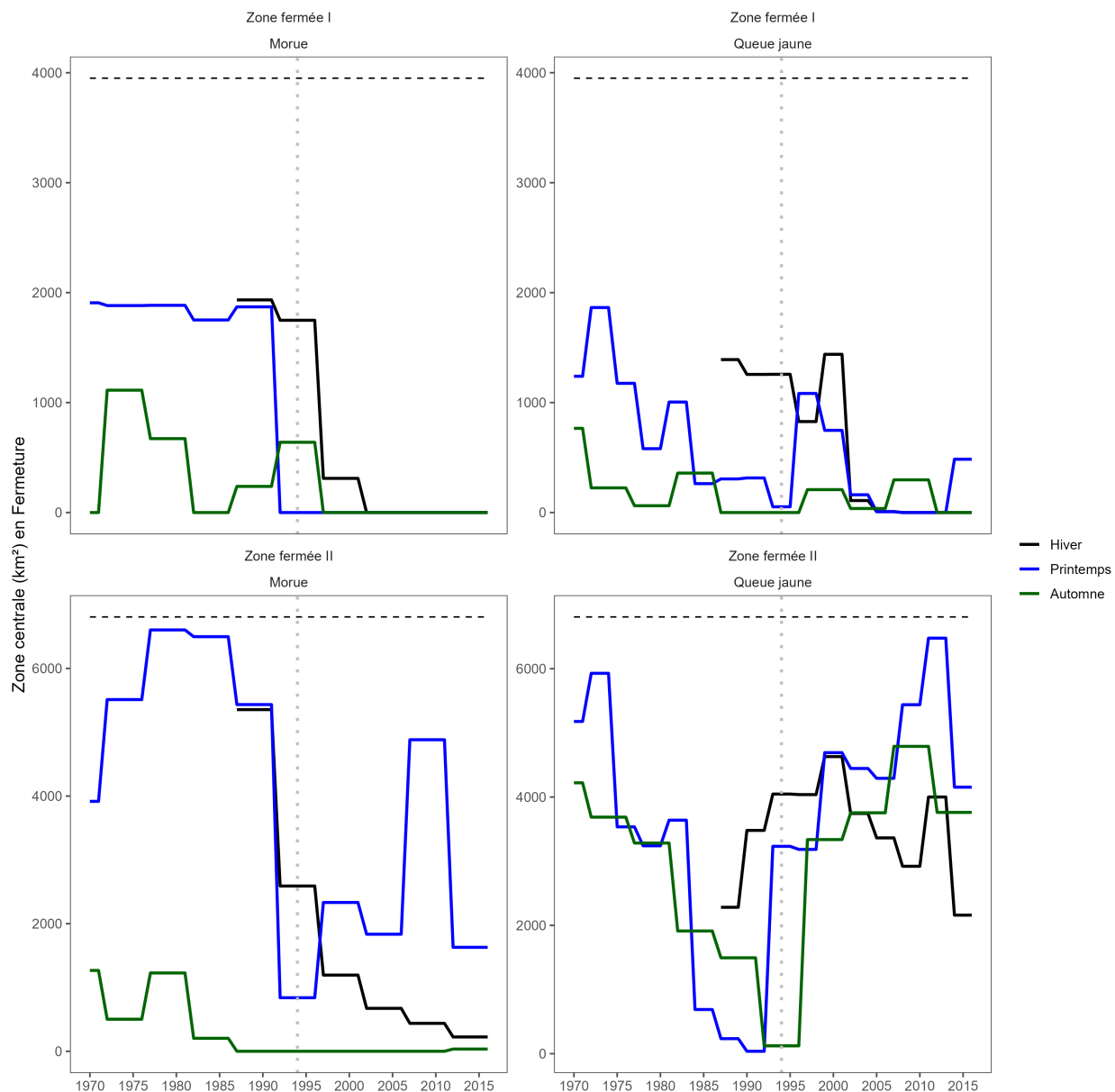


Figure 52. La totalité de la zone principale située dans la zone fermée I aux États-Unis (rangée du haut) et la zone fermée II (rangée du bas) en hiver (noir), au printemps (bleu) et à l'automne (vert). Les tableaux à gauche correspondent à la morue franche et les tableaux à droite correspondent à la limande à queue jaune. La ligne horizontale noire pointillée correspond à la taille de la zone fermée et la ligne grise verticale correspond à l'année de la fermeture.

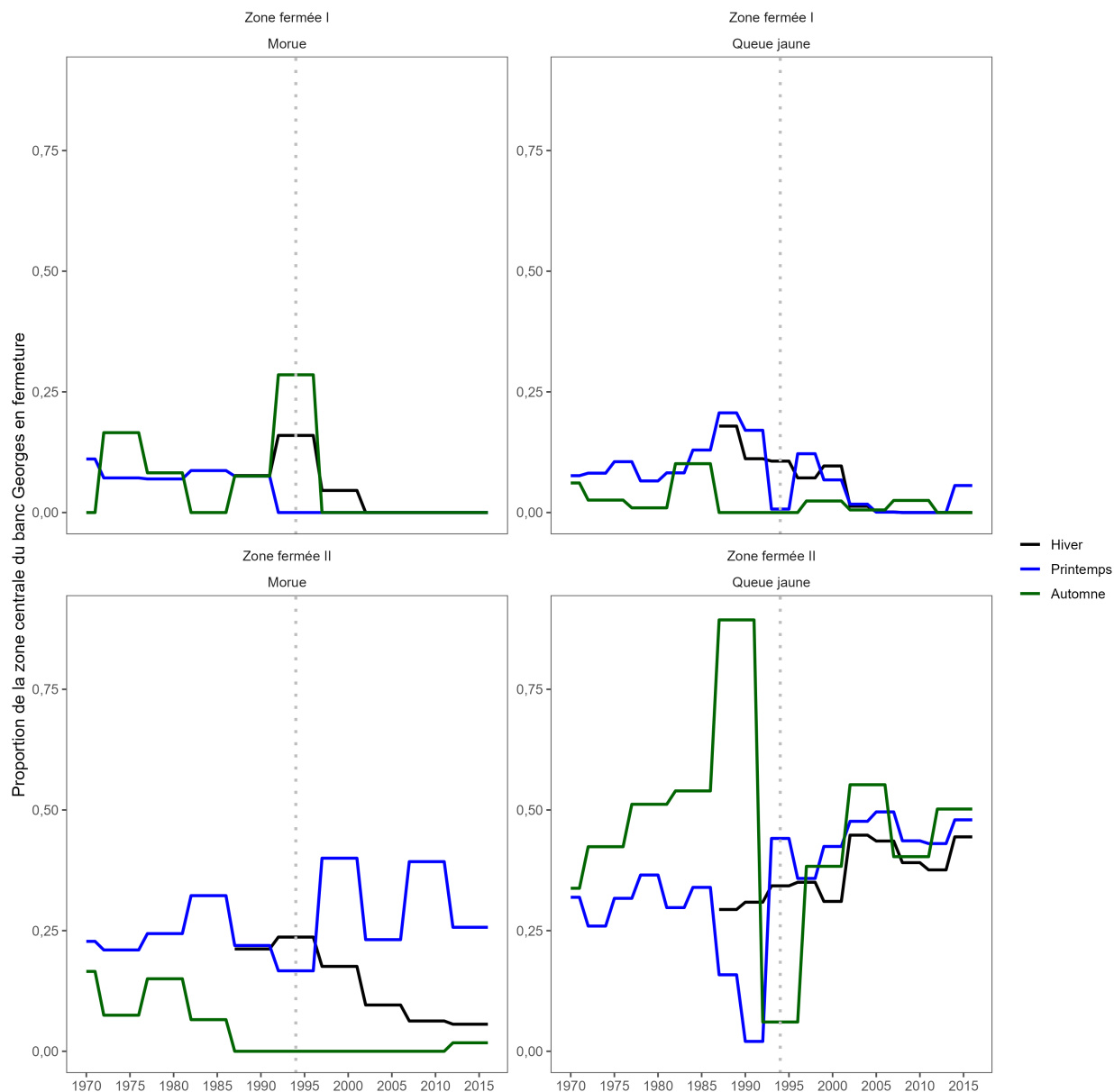


Figure 53. La proportion de la zone principale sur le banc de Georges située dans la zone fermée I aux États-Unis (rangée du haut) et la zone fermée II (rangée du bas) en hiver (noir), au printemps (bleu) et à l'automne (vert). Les tableaux à gauche correspondent à la morue franche et les tableaux à droite correspondent à la limande à queue jaune. La ligne grise verticale correspond à l'année de la fermeture.

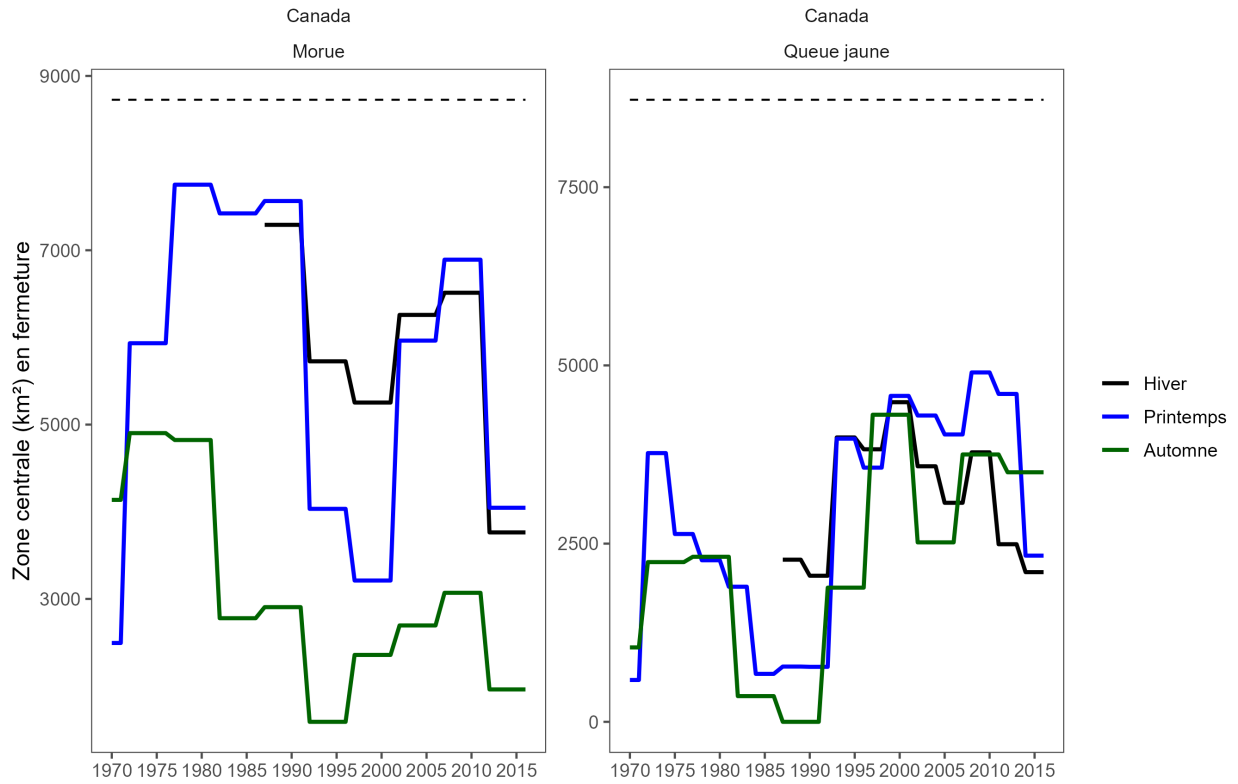


Figure 54. La zone principale située dans les eaux canadiennes en hiver (noir), au printemps (bleu) et à l'automne (vert). Le tableau à gauche correspond à la morue franche et le tableau à droite correspond à la limande à queue jaune. La ligne pointillée indique la superficie totale des eaux canadiennes du banc de Georges comprise dans la présente analyse.

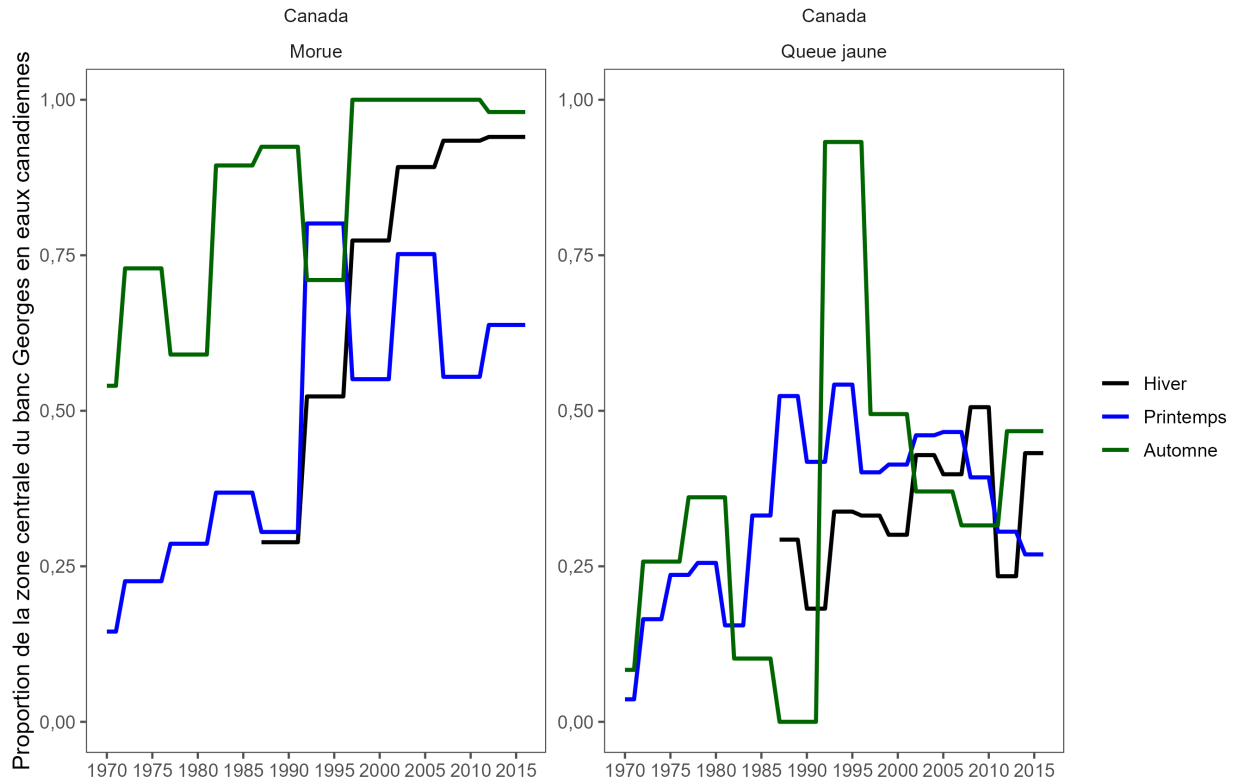


Figure 55. La proportion de la zone principale sur le banc de Georges qui est située dans les eaux canadiennes en hiver (noir), au printemps (bleu) et à l'automne (vert). Le tableau à gauche correspond à la morue franche et le tableau à droite correspond à la limande à queue jaune.

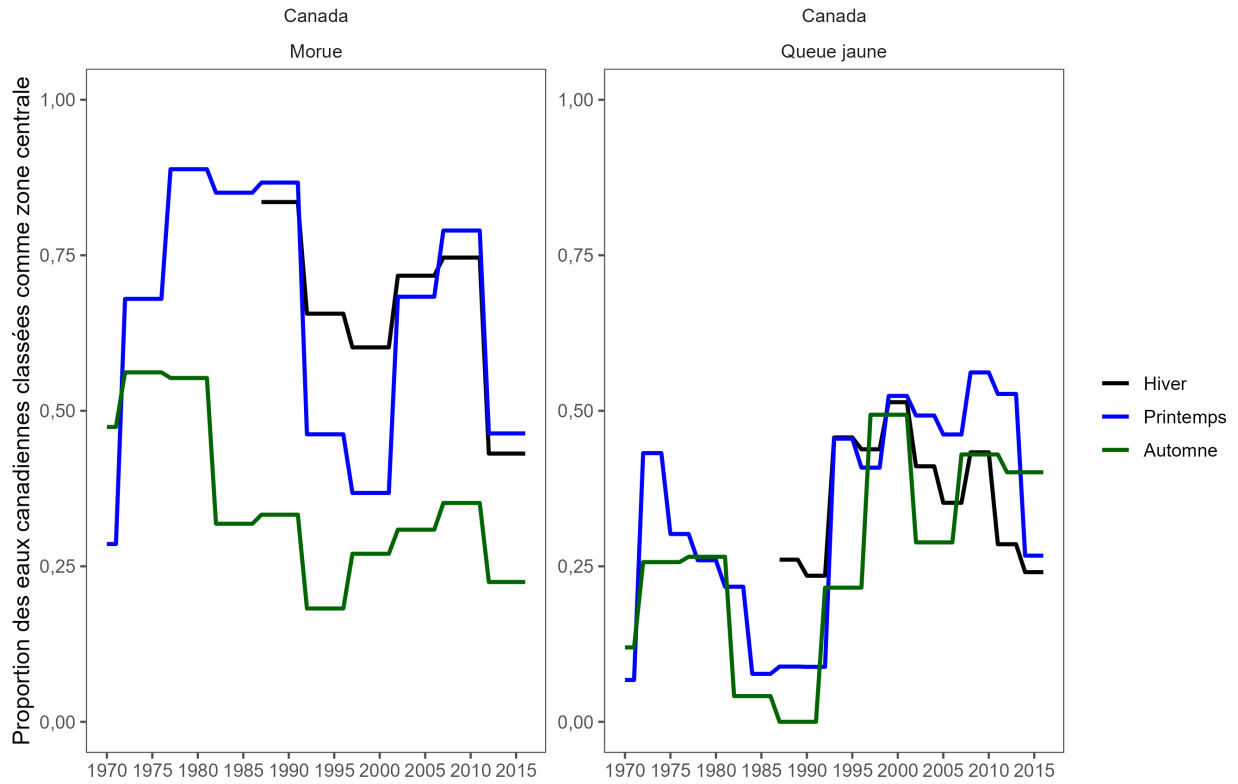


Figure 56. La proportion de la zone principale dans les eaux canadiennes qui est classée comme zone principale en hiver (noir), au printemps (bleu) et à l'automne (vert). Le tableau à gauche correspond à la morue franche et le tableau à droite correspond à la limande à queue jaune.

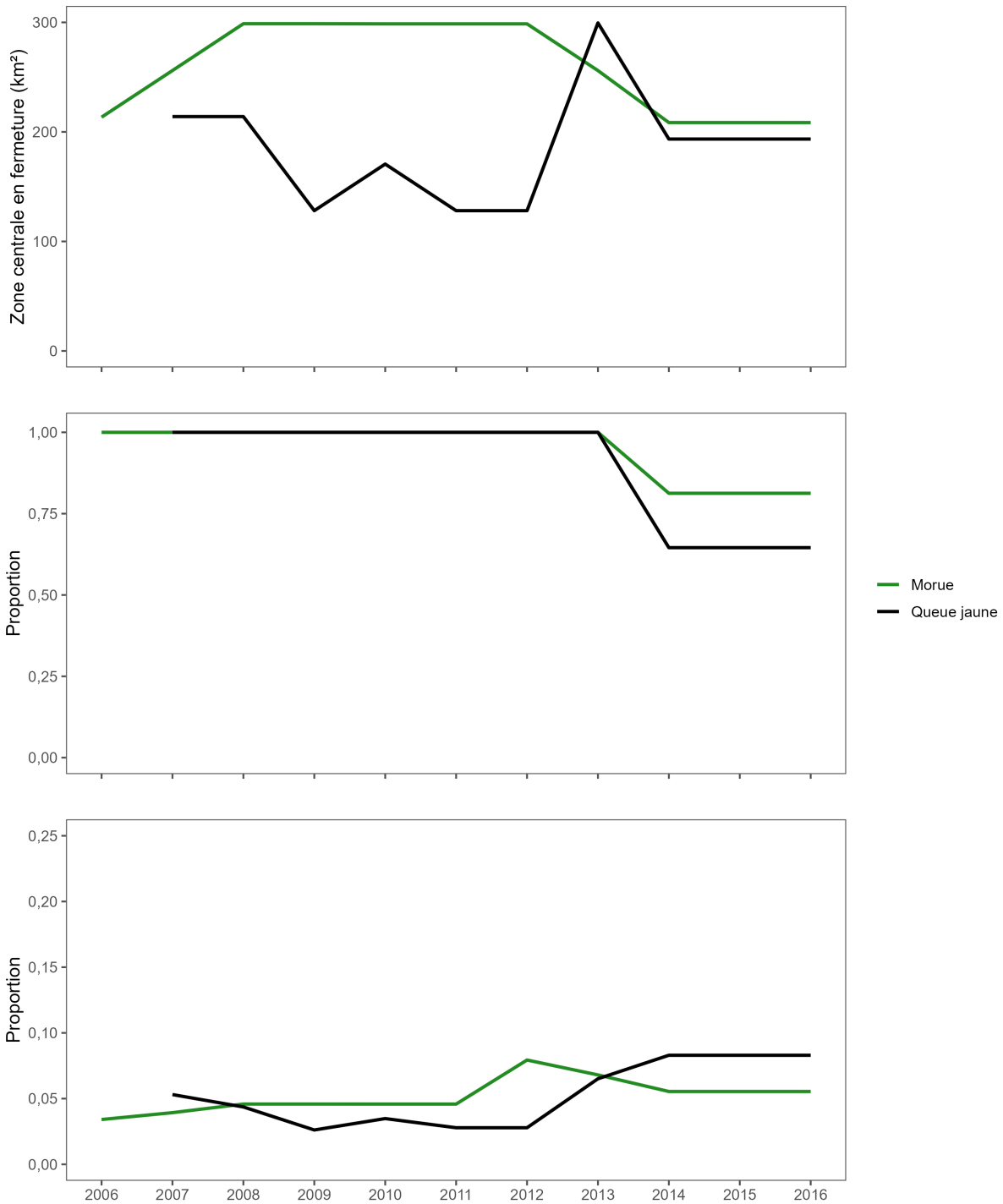


Figure 57. La zone principale située dans les zones de fermeture des pêches de la morue franche et de la limande à queue jaune de la pêche hauturière canadienne du pétoncle pendant la fraie de chaque espèce. Le tableau du haut représente le total de la zone principale par année pour chaque fermeture, et le tableau du milieu représente la proportion de la fermeture avec la zone principale. Le tableau du bas représente la proportion du total de la zone principale dans les eaux canadiennes qui est située dans la zone de fermeture. La ligne verte représente la morue franche dans la zone de fermeture de la pêche de la morue, et la ligne noire représente la limande à queue jaune dans la zone de fermeture de la pêche de la limande à queue jaune.

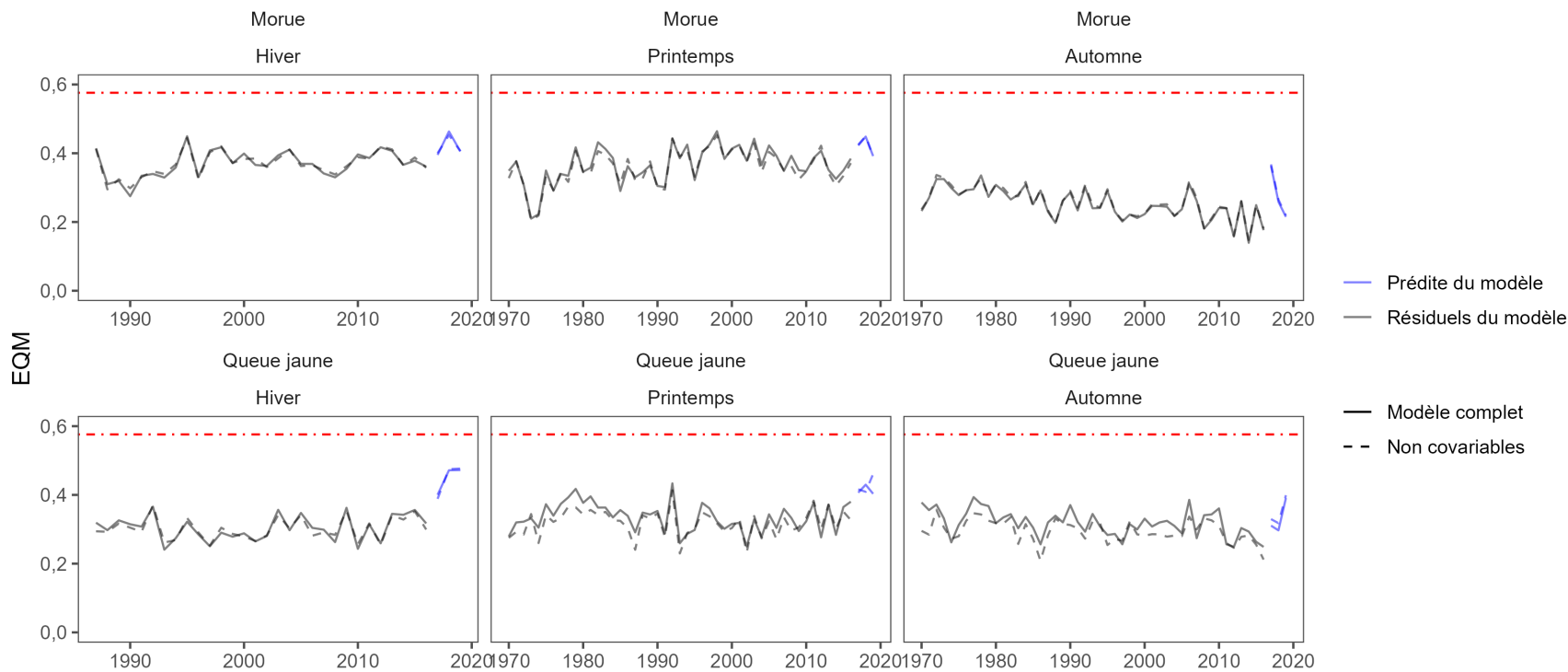


Figure 58. L'écart moyen quadratique (EMQ) résiduel pour le modèle à chaque année en noir. Les lignes bleues représentent la prédiction de l'EMQ pour les années 2017, 2018 et 2019. Les résultats pour la morue franche se trouvent dans la rangée supérieure et ceux de la limande à queue jaune se trouvent dans la rangée inférieure. La ligne rouge pointillée représente l'EMQ pour les données générées aléatoirement et pour un modèle sans capacité prédictive.