



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 2022/041**

**Région du Golfe**

**État de la limande à queue jaune (*Limanda ferruginea*) dans la division 4T de l'OPANO jusqu'en 2020**

Nicolas Rolland, Doug Swain et Daniel Ricard

Pêches et Océans Canada  
Centre des Pêches du Golfe  
343 Avenue Université  
Moncton (NB) E1C 9B6

---

## Avant-propos

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

### Publié par :

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

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



© Sa Majesté la Reine du chef du Canada, 2022  
ISSN 2292-4272  
ISBN 978--0-660-43826-9 N° cat. Fs70-5/2022-041F-PDF

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

Rolland, N., Swain, D. et Ricard, D. 2022. État de la limande à queue jaune (*Limanda ferruginea*) dans la division 4T de l'OPANO jusqu'en 2020. Secr. can. des avis sci. du MPO. Doc. de rech 2022/041. v + 84 p.

### Also available in English :

Rolland, N., Swain, D. and Ricard, D. 2022. The Status of Yellowtail Flounder (*Limanda ferruginea*) in NAFO Division 4T to 2020. DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2022/041. v + 82 p.

---

---

## TABLE DES MATIÈRES

RÉSUMÉ.....	v
1. INTRODUCTION .....	1
2. DESCRIPTION DES PÊCHES .....	1
2.1. MESURES DE GESTION.....	1
2.2. DÉBARQUEMENTS.....	1
2.3. SYSTÈME DE SURVEILLANCE DES NAVIRES .....	4
3. DONNÉES DÉPENDANTES DE LA PÊCHE .....	4
3.1. CAPTURE SELON LA LONGUEUR.....	4
3.2. PÊCHE D'APPÂTS EXPÉRIMENTALE .....	5
4. DONNÉES INDÉPENDANTES DE LA PÊCHE .....	6
4.1. RELEVÉ MULTI-SPÉCIFIQUE DE SEPTEMBRE .....	6
4.1.1. Indices d'abondance .....	6
4.1.2. Fréquences de longueur .....	7
4.1.3. Répartition spatiale .....	7
4.1.4. Taille à maturité.....	8
4.1.5. Détermination de l'âge et croissance .....	8
4.2. RELEVÉ DES PÊCHES SENTINELLES PAR ENGINS MOBILES .....	8
4.2.1. Indice d'abondance .....	8
4.2.2. Fréquences de longueur .....	9
4.2.3. Répartition spatiale.....	9
5. MODÉLISATION DE LA POPULATION .....	10
5.1. MÉTHODES .....	10
5.2. RÉSULTATS .....	12
6. POINTS DE RÉFÉRENCE.....	13
7. PROJECTIONS .....	14
8. DISCUSSION.....	15
9. CONCLUSIONS.....	16
REMERCIEMENTS .....	17
RÉFÉRENCES CITÉES .....	17
TABLEAUX .....	20
FIGURES .....	34
ANNEXE A. ANALYSE DES CPUE COMMERCIALES.....	68
TEMPS D'IMMERSION .....	71
ANNEXE B. INDICES DES ÎLES-DE-LA-MADELEINE.....	72
RELEVÉ PLURISPÉCIFIQUE DE SEPTEMBRE .....	72
RELEVÉ DES PÊCHES SENTINELLES PAR ENGINS MOBILES .....	75
ANNEXE C. MÉTHODE DE DÉTERMINATION DE L'ÂGE .....	77

---

ANNEXE D. RELEVÉ DU CRABE DES NEIGES – DONNÉES SUR LE POISSON DEFOND ..	80
DESCRIPTION.....	80
INDICE D'ABONDANCE .....	81
FRÉQUENCES DE LONGUEUR .....	82
RÉPARTITION SPATIALE .....	83

---

## RÉSUMÉ

La limande à queue jaune (*Limanda ferruginea*) est généralement répartie dans les zones peu profondes et près des rives du sud du golfe du Saint-Laurent (sGSL; division 4T de l'OPANO). La limande à queue jaune est principalement pêchée comme appât depuis 1995, et cette pêche a principalement lieu au large des Îles-de-la-Madeleine. Un Total Admissible des Captures (TAC) de 300 tonnes (t) en place depuis 2000 a été révisé à 225 t en 2016. Le présent document fournit une évaluation de l'état de la limande à queue jaune dans le sGSL. Les tendances relatives de l'abondance et de la biomasse varient considérablement entre les longueurs commerciales ( $\geq 25$  cm) et précommerciales ( $< 25$  cm). L'indice d'abondance tiré des relevés et pour les poissons de moins de 25 cm, a augmenté d'un facteur de 10 entre 1985 et 2013. En revanche, l'indice des poissons de 25 cm et plus a diminué de 94 % entre 1981 et 2011, et est demeuré à ce faible niveau depuis. Selon un modèle de population, la mortalité naturelle des limandes à queue jaune de grande taille et âgées (6 ans et plus) est passée de 21 % annuellement à la fin des années 1980 à 86 % annuellement en 2009-2020. Dans le cas des limandes à queue jaune plus jeunes (de 1 à 3 ans), la mortalité naturelle estimée a diminué de 34 % par année en 1985-1990 à 15 % en 2003-2008, pour revenir à 34 % en 2015-2020. Contrairement à la mortalité naturelle, on a estimé que la mortalité par la pêche était faible pour tous les âges pendant toute la série chronologique. Par conséquent, les variations de l'abondance et de la biomasse du stock de limande à queue jaune dans la division 4T semblent avoir été attribuables aux variations de la mortalité naturelle depuis 1985. La mortalité naturelle des poissons plus âgés et plus grands est actuellement anormalement élevée. La prédation par le phoque gris semble être une cause importante de cette mortalité élevée. L'estimation de la biomasse du stock reproducteur (BSR) a diminué de 50 % par rapport à sa biomasse de pointe au début des années 2000, soit beaucoup moins que la baisse de 95 % de l'abondance des poissons de grande taille ( $\geq 25$  cm) ou âgés (6 ans et plus). Cela reflète un changement important dans la composition du stock reproducteur. La taille à 50 % de maturité a diminué de façon constante pour ce stock. Le stock reproducteur est passé d'un stock dominé par des poissons âgés de 7 ans et plus à un stock maintenant composé presque entièrement de poissons âgés de 4 ans et moins. Le point de référence limite (PRL) pour ce stock est estimé à 5 710 t dans la catégorie de longueur commerciale ( $\geq 25$  cm). Le stock était estimé à 39 % du PRL en 2020, et la probabilité que le stock soit inférieur au PRL était estimée à 99 % de 2016 à 2020. La population a été projetée sur 10 ans en supposant que les conditions actuelles de productivité persisteraient pendant cette période. On a supposé que les prises s'élevaient à 0, 100 ou 300 t. La BSR estimée a diminué de plus de 50 % au cours de la projection sur 10 ans, avec un effet négligeable du niveau de prise sur la trajectoire. La biomasse estimée de la catégorie des poissons de grande taille a également été projetée sur 10 ans. La probabilité que le stock soit inférieur au PRL était estimée à 100 % pour toutes les années de projection. En conclusion, ce stock est bien inférieur au PRL et devrait continuer de diminuer même en absence de pêche. La situation actuelle de ce stock semble dépendre d'une forte mortalité naturelle plutôt que de la mortalité par la pêche. Toutefois, cette évaluation concerne l'ensemble du stock du sGSL. La pêche est maintenant limitée à la région des Îles-de-la-Madeleine. Elle pourrait jouer un rôle plus important dans cette région que dans l'ensemble du sGSL.

---

## 1. INTRODUCTION

La limande à queue jaune (*Limanda ferruginea*) est un poisson dextre de l'est de l'océan Atlantique dont l'aire de répartition s'étend de la baie de Chesapeake jusqu'au sud du plateau du Labrador (Scott et Scott 1988). On en sait peu sur sa biologie et sur la dynamique des populations dans le sud du golfe du Saint-Laurent (sGSL), désigné comme la division 4T (figure 1) par l'Organisation des pêches de l'Atlantique Nord-Ouest (OPANO). Dans le sGSL, la limande à queue jaune est généralement répartie dans les zones peu profondes et près du rivage, où elle a été récoltée dans des pêches localisées. La limande à queue jaune dans la division 4T de l'OPANO est pêchée principalement comme appât et n'a pas fait l'objet d'une gestion des quotas jusqu'en 2000. Les premiers rapports sur l'état de ce stock ont été produits en 1997 et en 2002 (Poirier et Morin 2002). La plus récente évaluation des stocks a été réalisée en 2016 (Surette et Swain 2016) et a mené à la conclusion que cette population connaissait une mortalité naturelle élevée, et qu'aucune différence perçue dans les tendances des stocks au cours des cinq prochaines années n'était prévue pour les projections de prises de 0 t, 100 t et 300 t. Un quota de 300 t pour la limande à queue jaune dans la division 4T de l'OPANO a été mis en place en 2000 et a été révisé à 225 t en 2016.

Le présent document de recherche met à jour l'information sur les débarquements, les données sur les pêches, les indices tirés des relevés et la capture selon la longueur dans la pêche et dans les divers relevés annuels. Il présente également un modèle de population qui permet d'estimer l'évolution du stock dans le temps et établit des points de référence pour le stock.

## 2. DESCRIPTION DES PÊCHES

### 2.1. MESURES DE GESTION

Historiquement, la dimension des mailles des engins et les saisons de pêche étaient les principales mesures de gestion des stocks de poissons plats du sGSL avant l'entrée en vigueur des restrictions de quotas. La fermeture de la pêche à la morue dans la division 4T en 1993 a mené à la mise en place d'un certain nombre de mesures visant à protéger le stock de morue ainsi que d'autres espèces de poissons de fond. Certaines de ces mesures comprenaient des limites sur les prises accessoires et sur la capture de poissons en dessous d'une taille minimale, des fermetures de zones pour protéger les frayères de la morue, une couverture accrue par les observateurs et une surveillance à quai. La limite de taille de la limande à queue jaune est de 25 cm pour les pêches de la division 4T depuis 1995.

Selon Clay *et al.* (1984), jusqu'en 1976, la taille minimale des mailles du cul de chalut pour les engins de pêche au chalut se situait entre 105 et 114 mm, selon le type de corde. En 1977, la taille minimale des mailles a été augmentée à 120 mm pour la plupart des cordes et, en 1981, elle a été augmentée 130 mm. Le plan de pêche axé sur la conservation pour 1998 a fixé la taille minimale des mailles du cul de chalut à 140 mm pour la limande à queue jaune dans toute la division 4T. De 2001 à 2012, des mailles de cul de chalut de 120 et 130 mm ont été autorisées pour les chalutiers de la pêche d'appâts aux Îles-de-la-Madeleine (4T2a). Aujourd'hui, la taille minimale des mailles de cul de chalut est de 145 mm carrés. Toutefois, aux Îles-de-la-Madeleine (4T2a), une maille carrée d'au moins 140 mm est autorisée dans la pêche dirigée de la limande à queue jaune. Le tableau 1 résume les mesures de gestion en vigueur pour les pêches de la limande à queue jaune dans la division 4T2a.

### 2.2. DÉBARQUEMENTS

Les débarquements préliminaires de limande à queue jaune pour la division 4T de l'OPANO en 2019 et 2020 étaient respectivement de 120 et 136 tonnes. Ces enregistrements représentent une augmentation d'environ 35 % par rapport à la valeur observée en 2015 et de presque 68 % par

rapport aux niveaux enregistrés les plus faibles de la série chronologique observée en 2016 (tableau 2; figure 2).

Tableau 1. Mesures de gestion en vigueur pour les pêches de la limande à queue jaune dans la division 4T2a.

Mesures de gestion	Détails
<b>Engins de pêche autorisés</b>	Chalut à panneaux, senne danoise, senne écossaise
<b>Engin, maillage minimal</b>	Mailles carrées de 140 mm ou mailles en losange de 130 mm. La longueur minimale pour le cul de chalut et la portion de la rallonge est de 50 mailles à partir à partir du nœud de fermeture du cul de chalut.
<b>Appel de sortie en mer requis</b>	Oui
<b>Présence d'observateurs</b>	10 %
<b>Vérification à quai</b>	100 %
<b>Système de Surveillance des Navires (SSN)</b>	100 %, toutes les 15 minutes.
<b>Prises accessoires</b>	Remettre à l'eau les flétans d'une longueur inférieure à 85 cm, les limandes à queue jaune d'une longueur inférieure à 23 cm, les plies rouges d'une longueur inférieure à 25 cm et les raies à l'endroit où ils ont été capturés, et de la manière causant le moins de dommage possible s'ils sont encore vivants. Relâcher les aiguillats, les lompes, les chabots, les myxines du nord et les loups atlantiques à l'endroit où ils ont été capturés, et de la manière causant le moins de dommage possible s'ils sont encore vivants.

Les prises de limande à queue jaune ont fluctué considérablement au fil du temps, mais l'information sur les débarquements dans les premières années est jugée non fiable en raison de la pratique, de 1960 à 1984, qui consistait à déclarer les poissons plats sans préciser l'espèce. En 1973, la Commission internationale pour les pêcheries de l'Atlantique Nord-Ouest (CIPAN, ou le précurseur de l'OPANO) a demandé des conseils aux pays participants afin d'attribuer les poissons plats non précisés à différentes espèces (ICNAF 1974). Morin *et al.* (1998) ont indiqué que, de 1965 à 1971, les débarquements annuels de plie canadienne de la division 4T ont été corrigés en y ajoutant 90 % des débarquements déclarés de poisson plat non précisé. Ce critère de 90 %, fondé sur les données de relevés de recherche, représentait probablement une surestimation de la contribution de la plie canadienne aux prises de poisson plat non précisées au détriment de la plie rouge, de la limande à queue jaune et d'autres poissons plats. De 1972 à 1985, les poissons plats non précisés ont continué de figurer dans les statistiques sur les débarquements, mais ils n'étaient plus répartis par espèce. De plus, les débarquements de plie canadienne et d'autres poissons plats ont été considérés comme ayant été sous-estimés au cours de cette période (Morin *et al.* 1998).

---

En 1991, la tenue d'un journal de bord est devenue une condition de permis pour les capitaines de navires à engins mobiles. Jusqu'à cette année-là, les capitaines de navires avaient tendance à ne pas déclarer le lieu de capture, y compris la zone unitaire de l'OPANO (notez les niveaux de prises dans la zone unitaire 4Tu non déclarée jusqu'en 1991; tableau 3). La pêche est de plus en plus dominée par les bateaux provenant des Îles-de-la-Madeleine dans la zone unitaire 4Tf de l'OPANO (tableau 3, figure 2 et figure 3). La limande à queue jaune était également pêchée au large du nord de l'Île-du-Prince-Édouard (Î.-P.-É.) et dans la baie des Chaleurs (zones unitaires 4Tj et 4Tm) jusqu'au milieu des années 1990, et au large de l'est de l'Î.-P.-É. et dans la vallée de Shédiac jusqu'en 2005 (4Tg et 4Ti; tableau 3 et figure 3). La pêche à la limande à queue jaune des Îles-de-la-Madeleine est principalement destinée à produire des appâts pour la pêche du homard près du rivage; ailleurs, elle peut aussi être pêchée comme appât ou comme prise accessoire dans d'autres pêches. Les coordonnées des pêches ont été enregistrées de façon plus fiable dans les registres après 1997. La figure 4 montre la répartition spatiale des prises inscrites dans les journaux de bord par période.

Dans les années 1980 et 1990, les débarquements de la limande à queue jaune ont été signalés principalement d'août à novembre. Depuis, la plupart des prises tendent à avoir lieu plus tôt, principalement en mai et en juin, ce qui représente en moyenne près de 90 % des débarquements totaux pour 2019 et 2020, bien qu'en 2014 et 2015, le tiers des débarquements totaux aient été effectués en juillet (tableau 4 ; figure 3). Le passage à cette pêche plus précoce est attribuable à la concentration de la pêche de la limande à queue jaune au large des Îles-de-la-Madeleine, où la pêche printanière au homard nécessite un approvisionnement précoce d'appâts et où il n'y a pas de pêche du hareng pour fournir une autre source d'appâts. Jusqu'à la fin des années 1990, chaque fois que l'espèce ciblée était indiquée, la limande à queue jaune était surtout capturée comme prise accessoire dans les pêches visant la plie canadienne et la plie rouge. Toutefois, depuis le milieu des années 1990, la limande à queue jaune est de plus en plus déclarée comme espèce ciblée (figure 3).

Les chaluts et les sennes sont les types d'engins privilégiés pour la pêche de la limande à queue jaune, et la proportion de débarquements pour chaque type a varié considérablement au fil des ans. Jusqu'en 2006, les débarquements de limande provenaient principalement de la flottille de senne la plupart des années. Depuis, les chalutiers sont dominants, contribuant respectivement à 70 % et 74 % des débarquements totaux en 2019 et 2020 (tableau 5; figure 3).

On ne saurait trop insister sur l'importance de la pêche à l'appât dans le développement de la pêche de la limande à queue jaune dans la division 4T. Une exception s'est produite en 1997 lorsqu'un marché alimentaire japonais a été développé, ce qui a entraîné une augmentation rapide des débarquements. La pêche a été fermée à l'automne lorsque les débarquements ont dépassé les 800 t. L'année suivante, un quota de 300 t a été établi, puis porté à 375 t en 1999 avant d'être rétabli à 300 t en 2000. Ce quota a depuis été révisé à 225 t en 2016. Ce niveau de récolte était insuffisant pour approvisionner le marché japonais, et les ressources de limande à queue jaune aux Îles-de-la-Madeleine sont revenues à la pêche à l'appât.

De 2001 à 2012, la région du Québec du MPO a autorisé une pêche exploratoire du poisson plat en tant qu'appât pour approvisionner la pêche au homard des Îles-de-la-Madeleine. Une pêche d'appâts locale a été mise en place, composée principalement de petits bateaux de pêche au homard qui pêchent sur le littoral avec des chaluts à panneaux ciblant des stocks locaux de limande à queue jaune, de plie rouge et de turbot de sable. En 2001, environ 20 navires étaient actifs dans la pêche d'appâts, avec des prises déclarées d'environ 5 t de limande à queue jaune, soit 6 % de la pêche locale (MPO 2010). Cette activité a augmenté au fil du temps et, en 2008, 36 chalutiers avec permis de pêche d'appâts ont déclaré des prises de 16 t de limande à queue jaune. L'activité a atteint un sommet en 2010 (72 t) et en 2011 (62 t), et une entente a été conclue pour réduire progressivement le nombre de permis de pêche d'appâts et les jours de pêche. Depuis 2012, les appâts de poisson sont fournis par la pêche commerciale aux Îles-de-la-Madeleine.

---

Une analyse des captures par unité d'effort (CPUE) commerciales et une estimation de la durée moyenne d'immersion des engins de pêche sont présentées à l'annexe A.

### **2.3. SYSTÈME DE SURVEILLANCE DES NAVIRES**

Depuis 2019, les permis de pêche exigent que tous les bateaux soient équipés d'un système de surveillance des navires (SSN) établi à un intervalle d'échantillonnage minimal de 15 minutes. À l'aide du progiciel Geosphere R (Hijmans 2019), la distance sphérique entre chaque enregistrement continu a été calculée et une vitesse de déplacement (en nœuds) a été calculée à partir de cette distance et de la différence de temps entre chaque enregistrement. La vitesse a été classée en quatre catégories:  $\leq 0,1$  nœud (stationnaire),  $0,1 < \leq 2,0$  nœud (activité de pêche no 1),  $2,0 < \leq 4,0$  nœud (activité de pêche no 2) et  $> 4,0$  nœuds (déplacement). Les deux catégories considérées comme des activités de pêche pourraient inclure le mouillage et le remorquage de l'engin.

La saison 2019 a permis de recueillir 109 427 coordonnées spatiales qui ont été utilisées pour évaluer l'intensité de la pêche et sa répartition spatiale tout au long de la saison (figure 5). La plupart des activités de pêche se sont déroulées dans la portion est des Îles-de-la-Madeleine, plus précisément dans la baie située devant Havre-Aubert, dans le chenal entre Havre-Aubert et l'Île d'Entrée, et finalement au nord-est à partir de Grande-Entrée. Certaines activités ont aussi été enregistrées le long de la côte, à l'ouest d'Étang-du-Nord, de Fatima, de Pointe-aux-Loups et de Grosse-Île. La plus grande proportion (51 %) de tous les enregistrements se retrouve dans la catégorie de l'activité de pêche no 2, tandis que 26 % sont classés dans la catégorie de l'activité de pêche no 1. Le dernier quart a été considéré comme représentant les déplacements (21 %) et la position stationnaire (2 %) (figure 6). En moyenne, 69 % de toutes les coordonnées spatiales ont été enregistrées le jour, entre 6 h le matin et 18 h le soir.

## **3. DONNÉES DÉPENDANTES DE LA PÊCHE**

### **3.1. CAPTURE SELON LA LONGUEUR**

Les estimations annuelles de capture selon la longueur pour la limande à queue jaune dans la division 4T de l'OPANO ont été générées à partir d'échantillons de prises commerciales obtenus par des échantillonneurs à quai et des observateurs en mer, recueillis de 1985 à 2020. Les tableaux 6 et 7 montrent le nombre d'échantillons des fréquences de longueur obtenus par les échantillonneurs à quai et les observateurs en mer, présentés par année, par engin et par saison, ainsi que le nombre total de poissons mesurés par groupement déclaré.

Avant de calculer la capture selon la longueur, les échantillons individuels des fréquences de longueur obtenus par les échantillonneurs de port ont d'abord été mis à l'échelle au niveau du total des prises du pêcheur. Pour les échantillons des observateurs en mer, les échantillons ont d'abord été mis à l'échelle au niveau de chaque activité de pêche individuelle, additionnés, puis mis à l'échelle au niveau des prises totales pour la sortie de pêche. Les poids d'échantillonnage ont été calculés à partir des valeurs de fréquence des longueurs et des paramètres de régression longueur-poids estimés à partir des données du relevé multi-espèces de septembre pour chaque année correspondante. Ces conversions étaient propres au sexe lorsque le sexe était consigné avec les échantillons. Les échantillons ont été séparés par type d'engin de pêche, à savoir les chalutiers et les senneurs, qui représentent la majorité des débarquements au cours de la période de 1985 à 2020 (figure 7). Des échantillons pour tous les mois et toutes les régions géographiques de la division 4T de l'OPANO ont été regroupés pour produire des estimations annuelles.

Les estimations totales de capture selon la longueur ont été obtenues en mettant à l'échelle les échantillons disponibles au niveau des débarquements annuels de la division 4T de l'OPANO selon le type d'engin de pêche, puis en additionnant les types d'engins échantillonnés. On a supposé que

---

les débarquements de types d'engins non échantillonnés avaient le même profil de capture selon la longueur que les engins échantillonnés.

Certaines années comportaient un échantillonnage insuffisant. Dans de tels cas, on a supposé que la distribution relative de la longueur était une moyenne de celles des années adjacentes. Ainsi, l'année 1997 est une moyenne de 1996 et 1998. Les fréquences de longueur de la pêche au chalut pour 1999, 2000 et 2001 ont été calculées comme moyennes de 1998, 2002 et 2003. Les fréquences relatives de la longueur ont ensuite été ajustées aux débarquements au chalut pour les estimations des captures selon la longueur.

La figure 7 montre les captures commerciales selon la longueur, normalisées aux proportions selon la longueur, pour la division 4T de l'OPANO estimées à partir d'échantillons prélevés au quai et d'échantillons des observateurs pour les années 1986 à 2020. Seules les données préliminaires étaient disponibles pour 2020. Les proportions de chalutiers et de senneurs sont indiquées par des lignes bleues et rouges, respectivement. À quelques exceptions près, les distributions des captures selon la longueur sont toutes unimodales, avec un mode de 31 cm à la fin des années 1980 qui s'est réduit à 28-29 cm à la fin des années 1990, puis à 25 cm à la fin des années 2000. Il y a eu une légère augmentation de poissons de 33 à 35 cm dans les prises en 2015 par rapport aux années précédentes, mais cet événement a été de courte durée et les poissons de plus de 30 cm étaient presque absents en 2019-2020 (<5 %), plus de 90 % de la proportion selon la longueur ayant été observée entre 20 et 30 cm.

Les distributions de longueur entre les chalutiers et les senneurs sont généralement semblables avant 2010, sauf en 2002, bien que cela puisse être attribuable à la petite taille de l'échantillon. À partir de 2009, une forte augmentation des prises de poissons plus petits a été observée jusqu'en 2012. La figure 8 montre que la proportion de prises inférieures à 25 cm a atteint des niveaux d'environ 80 % en 2010, 2011 et 2012, puis a diminué à environ 25 % en 2017 avant d'augmenter et de se stabiliser à environ 30 % en 2019. La diminution de la proportion de prises inférieures à 25 cm en 2014 est attribuable au rejet obligatoire de poissons inférieurs à 25 cm à compter de 2014. Comme dans l'évaluation précédente, la plus grande partie des petits poissons était débarquée par des chalutiers commerciaux.

### **3.2. PÊCHE D'APPÂTS EXPÉRIMENTALE**

Des échantillons de longueur ont été prélevés à bord de navires participant à la pêche expérimentale d'appâts aux Îles-de-la-Madeleine de 2006 à 2011. La figure 9 montre les estimations des captures selon la longueur obtenues, en nombres, pour 2008 à 2011. Les estimations antérieures des captures selon la longueur pour 2006 et 2007 sont disponibles dans le rapport du MPO de 2010. Ce rapport indiquait que pour la période de 2006 à 2008, les distributions de la longueur des échantillons de la pêche expérimentale d'appâts étaient semblables à celles des chalutiers et des senneurs commerciaux. Ces répartitions montrent que plus de 50 % des poissons pêchés ont une longueur inférieure à 25 cm.

Nous constatons que la grande proportion de poissons entre 15 et 20 cm observée dans les captures commerciales selon la longueur en 2010 et 2011 est absente de la pêche expérimentale d'appâts pendant les années correspondantes. La proportion de poissons de moins de 20 cm a diminué de 2008 à 2011.

Compte tenu de l'écart entre les données des observateurs en mer pour la pêche commerciale et celles de la pêche d'appâts expérimentale, les données sur les prises selon l'âge de la pêche illustrées à la figure 9 pour la période de 2009 à 2012 pourraient être quelque peu surestimées. La raison pour laquelle ces deux ensembles d'échantillons sont différents n'est pas claire. Les mailles de la pêche expérimentale d'appâts sont plus petites que celles de la pêche commerciale d'appâts; on s'attendrait donc à ce que les petits poissons soient plus abondants dans le premier et non dans

---

le second, comme on l'a observé. Cela laisse une certaine incertitude quant à la représentativité des prises selon l'âge de la pêche pour ces années

## 4. DONNÉES INDÉPENDANTES DE LA PÊCHE

### 4.1. RELEVÉ MULTI-SPÉCIFIQUE DE SEPTEMBRE

Le relevé plurispécifique de septembre est réalisé chaque année depuis 1971. Les stations d'échantillonnage sont réparties selon un plan aléatoire stratifié (figure 10) dont les strates sont définies par les plages de profondeur et les régions géographiques. Des expériences comparatives de pêche ont été menées pour chaque changement de navire de recherche et d'engin de pêche. Le même schéma de stratification est utilisé depuis 1971, à l'exception de l'ajout de trois strates côtières (401 à 403) en 1984. Toutefois, afin de maintenir la comparabilité entre les années, ces strates n'ont pas été prises en compte dans le calcul des indices de l'abondance et de la biomasse. Bien que la limande à queue jaune se retrouve dans les strates 401 et 403, ces zones représentent une petite proportion de la répartition totale de l'espèce. Chaque prise de limande à queue jaune a été pesée et un sous-échantillon de la prise (jusqu'à 200 poissons) a été mesuré en fonction de la longueur et du poids individuel. Des échantillons d'otolithes stratifiés en fonction de la longueur ont été prélevés pour l'établissement de l'âge du poisson. Depuis 1985, l'engin de chalutage utilisé est de type Western IIA avec une doublure dans le cul de chalut et un maillage de 19 mm. Vous trouverez plus de détails sur ce relevé dans Hurlbut et Clay (1990). Les prises ont été normalisées en fonction de la longueur de trait et mises à l'échelle avec les prises de jour pour l'engin de chalutage et le navire de recherche actuels, le NGCC Teleost, tel que décrit dans les rapports de Benoît et Swain (2003a), Benoît et Swain (2003b) et Benoît (2006).

#### 4.1.1. Indices d'abondance

L'indice d'abondance global de la limande à queue jaune montre une tendance à la hausse au cours des premières années du relevé (1971 à 1981) jusqu'à un maximum de 30 poissons par trait, suivi d'une diminution en 1984, puis d'un niveau stable à long terme d'environ 18 poissons par trait de 1985 à 2015, puis d'une diminution rapide jusqu'à un niveau de 11 poissons par trait de 2015 à 2020 (figure 11). En revanche, les poids des prises montrent une tendance à la baisse à long terme depuis 1986, passant de 4,3 kg par trait à 0,8 kg par trait au cours des dernières années. Les fréquences de longueur montrent que cette situation est attribuable à des tendances à la baisse dans les tailles moyennes des prises de limande à queue jaune.

Les tendances temporelles de l'abondance et de la biomasse différaient fortement entre la limande à queue jaune de petite taille (< 25 cm) et celle de grande taille (≥25 cm) (figure 11, panneaux b, c, e, f). L'abondance et la biomasse de limande à queue jaune de petite taille étaient aux niveaux les plus faibles observés du relevé en 1971 (abondance chalutable estimée de 810 000 poissons), puis ont augmenté de façon plus ou moins constante jusqu'au niveau le plus élevé observé en 2013, soit une abondance chalutable de 35 millions de poissons. Il s'agit d'une abondance 10 fois plus élevée par rapport au niveau de 1985. La limande à queue jaune de petite taille a ensuite connu une diminution rapide pour atteindre un niveau intermédiaire de 11 millions en 2016 et est demeurée près de ce niveau depuis (environ 16 millions de poissons). La limande à queue jaune de grande taille (≥25 cm) a également atteint un faible niveau en 1971 (environ 5,4 millions de poissons), puis elle a atteint le niveau le plus élevé observé, soit 44 millions, en 1981. Depuis, la biomasse et l'abondance de l'espèce ont diminué de façon constante. L'abondance chalutable dans les relevés a atteint 2,8 millions de poissons en 2011 et est demeurée près de ce niveau (une moyenne de 3,4 millions) depuis. Ces tendances opposées en matière d'abondance pour les jeunes spécimens et les spécimens plus âgés de limande à queue jaune donnent à penser que la mortalité pour la limande à queue jaune plus âgée a augmenté à des niveaux élevés.

---

Étant donné que la pêche locale des Îles-de-la-Madeleine est essentiellement la seule source de débarquements de limande à queue jaune dans la division 4T de l'OPANO, un indice distinct a été produit pour les strates du relevé de septembre (428, 434, 435 et 436, voir la figure B.1) associées à cette pêche. Les indices d'abondance pour les Îles-de-la-Madeleine montrent certaines similitudes avec ceux de l'ensemble du sGSL. Après un pic de 80 poissons par trait en 1977, on a observé une diminution marquée de 5 poissons par trait en 1984. Au cours des 7 années suivantes, les valeurs ont fluctué autour de 10 poissons par trait, suivies d'une augmentation de 1995 à 2006 à une valeur moyenne de 57 poissons par trait. Une forte baisse a ensuite été observée à 43 poissons par trait en 2008. Cet événement de courte durée a ensuite été suivi d'une valeur d'environ 55 poissons par trait de 2010 à 2014 avant de diminuer en 2016 à 25 poissons par trait pour finalement se stabiliser à environ 43 poissons par trait depuis 2017 (figure B.1). Les poids des prises présentent également une tendance à la baisse plus marquée que les indices d'abondance, la période plus récente de 2008 à 2020 étant située à un niveau inférieur à celui de 1994 à 2006.

#### **4.1.2. Fréquences de longueur**

Les moyennes stratifiées des fréquences de longueur montrent un changement marqué dans la taille de la limande à queue jaune capturée dans le relevé de septembre (figure 12). Les longueurs modales étaient de 29 cm au début du relevé (1971 à 1990), puis ont commencé à changer au milieu des années 1990 pour atteindre 24 cm au début des années 2000, puis 21-22 cm depuis (figures 12 et 13). Les distributions annuelles des fréquences de longueur pour les dix dernières années montrent peu de changements, la longueur modale et l'écart-type demeurant relativement stables. Aucune indication des cohortes n'est perceptible. Le pourcentage de limande à queue jaune d'une taille supérieure ou égale à 25 cm est en moyenne de 20,5 % depuis 2011; soit un changement majeur comparativement aux valeurs de plus de 80 % observées dans les années 70 et 80 (figure 14). On observe une tendance semblable dans les strates entourant les Îles-de-la-Madeleine, le changement de taille modale ayant eu lieu principalement entre 1990 et 2005 et les longueurs modales récentes étant de 21 à 22 cm (figure B.2). Les distributions annuelles des fréquences de longueurs pour les Îles-de-la-Madeleine au cours des cinq dernières années ne montrent aucune indication de tendances constantes, sauf en 2018 lorsqu'un virage vers des spécimens encore plus petits est observé avec un mode d'environ 18 cm (figure B.3).

#### **4.1.3. Répartition spatiale**

La répartition spatiale des prises normalisées de limande à queue jaune (en kg par trait) du relevé de septembre est représentée à la figure 15. Partout dans le sGSL, la limande à queue jaune est répartie le long des écosystèmes côtiers et semi-côtiers. L'espèce est répartie à l'ouest, au nord et parfois à l'est de l'Î.-P.-É. et dans les environs, autour de la vallée de Shédiac, dans la partie est de la péninsule acadienne, dans la baie Saint-Georges et autour des Îles-de-la-Madeleine.

Les petites prises ( $\leq 1$  kg par trait) sont devenues plus fréquentes à des profondeurs intermédiaires (50 à 65 mètres) dans le sGSL au cours des dernières années (1996 à 2020), entre les Îles-de-la-Madeleine et l'Île-du-Prince-Édouard, où il y avait peu de prises avant 1996.

Ce changement d'association à l'habitat est présenté à la figure 16, qui illustre les prises cumulées par rapport à la profondeur de l'eau. Bien que le profil de profondeur des stations d'échantillonnage ait peu changé, les courbes de prises cumulatives montrent un déplacement des prises vers des eaux plus profondes avec un plus grand nombre de poissons capturés dans des profondeurs de 50 à 65 m alors qu'aucun spécimen n'était capturé à ces profondeurs avant 2000. Malgré cette expansion de la limande à queue jaune dans les eaux plus profondes, l'ampleur des prises a diminué dans toutes les régions, bien qu'il y ait encore certaines prises de taille moyenne dans le nord de l'Î.-P.-É. et à l'est des Îles-de-la-Madeleine.

---

#### 4.1.4. Taille à maturité

Les tendances annuelles de taille à maturité ont été calculées à partir des séries chronologiques des relevés par navire de recherche. Les poissons échantillonnés ont été classés selon différents stades de maturité : immature, en état de frayer, en fraie ou vide (après la fraie). La comparaison des proportions relatives de ces évaluations de la maturité a révélé qu'elles n'étaient pas utilisées de façon uniforme tout au long de la série chronologique. Comme il est mentionné dans le rapport de Surette et Swain (2016), une partie de ces stades de maturité a été classée comme incertaine dans l'évaluation précédente, ce qui découle du mauvais diagnostic de l'étape de maturité vide, visiblement une étape post-fraie (c.-à-d. arrivée à maturité), caractérisée par de petites gonades vides qui peuvent être confondues avec l'étape d'immaturité chez les poissons de petite taille. Toutefois, l'analyse de Surette et Swain (2016) a également révélé que ces composantes incertaines avaient une tendance semblable à celle des composantes matures pour la plupart des séries chronologiques. Par conséquent, aux fins de la présente étude, les composantes incertaines et matures ont été fusionnées, et les résultats des proportions par groupe d'années des deux stades de maturité (mature et immature) sont présentés à la figure 17 (mâles) et à la figure 18 (femelles). Les deux sexes ont connu une forte évolution de leurs proportions de maturité vers des tailles plus petites au fil du temps, ce qui reflète une tendance à la baisse de la taille à maturité. En 50 ans, la longueur à laquelle 50 % des poissons étaient classés comme matures a changé considérablement, comme l'indiquent les régressions logistiques sur les courbes de longueur ajustées aux données sur la maturité selon l'année de relevé et le sexe (figure 19). La taille à maturité pour chaque année et chaque sexe a diminué, passant d'environ 21 cm pour les mâles et 27 cm pour les femelles en 1971 aux niveaux estimés les plus bas de la série chronologique, soit environ 10 et 14 cm en 2020, respectivement. Une tendance à la baisse de l'âge à la maturité est souvent le symptôme d'une mortalité élevée. Lorsque la mortalité est élevée, la maturation précoce est favorisée parce qu'elle augmente la probabilité de survivre jusqu'à la reproduction (Swain 2011; Forestier *et al.* 2020).

#### 4.1.5. Détermination de l'âge et croissance

Le nombre d'otolithes valides par année et dont l'âge a été établi est indiqué au tableau 10. Toutefois, en raison de certaines incertitudes dans le protocole de détermination de l'âge au fil des années, les données sur la croissance utilisées pour le modèle de population, qui couvre la période allant de 1985 à 2020, ont été choisies pour les années 2000, 2007, 2013, 2015 et 2017 regroupées (voir l'annexe C pour plus de détails).

### 4.2. RELEVÉ DES PÊCHES SENTINELLES PAR ENGIN MOBILES

#### 4.2.1. Indice d'abondance

Le relevé des pêches sentinelles par engins mobiles, effectué chaque année en août depuis 2003, est un relevé au chalut de fond stratifié et aléatoire utilisant le même schéma de stratification que le relevé par navire de recherche. Chaque année, le relevé est effectué par trois ou quatre navires de pêche commerciale, chacun utilisant le même chalut à panneaux normalisé (le 300 Star Balloon) et des protocoles de pêche normalisés (voir Savoie (2012) pour plus de détails). Chaque année, les navires pêchent dans des zones qui se chevauchent, et chaque navire se voit attribuer des emplacements de pêche aléatoires dans la plupart des strates du relevé. Au cours de la série chronologique (2003-2019), 13 navires différents ont participé au relevé (tableau 9). Aucun relevé de pêche sentinelle n'a été effectué en 2020.

Le relevé des pêches sentinelles par engins mobiles n'utilise aucune pêche comparative structurée pour estimer le rendement relatif de la pêche parmi les navires participants. Comme ces navires ne pêchent pas aux mêmes endroits, leur rendement relatif doit être déduit par rapport au critère de la région locale, comme la strate de relevé, qui peut s'étendre sur des zones assez grandes. Pour

estimer ces effets liés aux navires, nous avons utilisé la même méthode que celle présentée dans Surette et Swain (2016) et utilisé le modèle binomial négatif suivant:

$$n_{ijk} \sim \text{NegBin}_{\mu_{ijk} \sigma} \quad (1)$$

$$\mu_{ijkl} = \alpha_i + \beta_j + (\alpha\beta)_{ij} + \gamma_k + s(x_{ijkl} \ y_{ijkl}) + s(d_{ijkl}) \quad (2)$$

où  $i \in (1 \dots 17)$  indexe l'année du relevé,  $j \in (1 \dots 29)$  indexe la strate du relevé  $k \in (1 \dots 13)$  indexe le navire de pêche et  $l$  indexe les observations individuelles au sein des groupes. Les coefficients des effets fixes pour l'année, la strate et leur terme d'interaction sont représentés par  $\alpha_i$ ,  $\beta_j$ , and  $(\alpha\beta)_{ij}$ , respectivement. Le coefficient d'effet fixe du navire est représenté par  $\gamma_k$ . Un terme de lissage spatial global est représenté par  $s(x_{ijkl} \ y_{ijkl})$ , où  $x_{ijkl}$  et  $y_{ijkl}$  sont des coordonnées UTM centrées sur la moyenne et  $s(d_{ijkl})$  est un terme de lissage sur la profondeur d'eau transformée en logarithmes  $d_{ijkl}$ . Le modèle a été ajusté en utilisant la fonction GAMM du progiciel R « mgcv » (Wood 2011). Le Miss Lamèque a été utilisé comme navire de référence puisque c'est celui qui a été utilisé le plus longtemps dans le programme (de 2003 à 2013). Les coefficients des effets du navire sont présentés au tableau 9.

Les prises ont été ajustées à une longueur de trait de 1,25 nm et aux effets estimés des navires. Les indices d'abondance moyenne stratifiée et de prises ont été calculés par année et sont présentés à la figure 20 pour le sGSL et à la figure B.4 pour les strates des Îles-de-la-Madeleine. Contrairement aux indices du relevé de septembre, la tendance de 2003 à 2019 pour le relevé des pêches sentinelles montre une plus grande ampleur de diminution de l'abondance et de la biomasse, tant pour les indices du sGSL que des Îles-de-la-Madeleine. Cela peut s'expliquer en partie par la taille plus grande du maillage de 40 mm utilisé dans le cul de chalut, qui retient moins de petits poissons dans le filet. Si la taille moyenne des poissons diminuait, comme on l'a observé lors des prises du relevé de septembre, la limande à queue jaune serait effectivement écartée des prises des pêches sentinelles.

#### 4.2.2. Fréquences de longueur

Les figures 21 et B.5 montrent les fréquences de longueur moyenne stratifiées pour les prises du relevé des pêches sentinelles par engins mobiles de 2003 à 2019 pour le sGSL et les Îles-de-la-Madeleine, respectivement. Pour le sGSL, une légère diminution de la taille moyenne est observable de 2003 à 2012, puis la tendance s'estompe, bien que les prises soient si petites de 2013 à 2019 que la variabilité d'échantillonnage devient un problème (figure 21). Pour les strates des Îles-de-la-Madeleine, il n'y a pas de changement clair dans la distribution de la longueur en raison des tailles d'échantillon plus petites (figure B.5).

#### 4.2.3. Répartition spatiale

La figure 22 montre la répartition spatiale des prises du relevé des pêches sentinelles par engins mobiles de 2003 à 2019. Les prises de limande à queue jaune de 2003 à 2005 ont été les plus élevées des séries chronologiques au sud de la vallée de Shédiac, sur les côtes nord et est de l'Î.-P.-É. et autour des Îles-de-la-Madeleine. Depuis 2006, la répartition spatiale et l'abondance ont diminué considérablement, et les spécimens de limande à queue jaune étaient presque absents lors du plus récent relevé des pêches sentinelles par engins mobiles en 2019. Bien que l'intensité de la pêche (nombre de traits par année) ait diminué au fil des ans, particulièrement en 2018 et 2019, ces résultats présentent une tendance semblable à celle observée lors des relevés plurispécifiques de septembre.

---

## 5. MODÉLISATION DE LA POPULATION

### 5.1. MÉTHODES

L'information disponible pour élaborer un modèle de population pour ce stock est limitée. Les prises par la pêche sont relativement faibles sur toute la période modélisée, sauf pour l'année 1997. Il est donc difficile d'estimer l'échelle de la population. Les données liées à la détermination de l'âge sont limitées. L'information principale qui informe le modèle est la forte augmentation de l'abondance et de la biomasse de la limande à queue jaune de moins de 25 cm coïncidant avec l'effondrement de l'abondance et de la biomasse de la limande à queue jaune de 25 cm ou plus (figure 11). Par conséquent, nous avons élaboré un modèle structuré par âge fondé sur la longueur pour examiner la dynamique et l'état de ce stock. Ce modèle est essentiellement le même que celui utilisé lors de la dernière évaluation de ce stock (Surette et Swain 2016).

La dynamique des populations supposée dans ce modèle est décrite par les équations suivantes:

$$N_{i+1,y+1} = N_{i,y} \exp\left(-\left(F_{i,y} + M_{i,y}\right)\right) \quad (3)$$

$$C_{i,y} = \left(\frac{F_{i,y}}{F_{i,y} + M_{i,y}}\right) N_{i,y} \left(1 - \exp\left(-\left(F_{i,y} + M_{i,y}\right)\right)\right) \quad (4)$$

$$r_y = \exp(R_a + rdev_y) \quad (5)$$

où  $N_{i,y}$  représente l'abondance de la population âgée de  $i$  ans dans l'année  $y$ ,  $F_{i,y}$  et  $M_{i,y}$  sont les taux instantanés de pêche et de mortalité naturelle, respectivement, à l'âge de  $i$  ans dans l'année  $y$ , et  $C_{i,y}$  est la capture en nombres par la pêche à l'âge de  $i$  ans dans l'année  $y$ . Les années couvertes vont de 1985 à 2020. Les années précédentes ont été omises en raison d'un manque de données fiables sur les prises dans les pêches.  $M$  a été estimé séparément pour six blocs temporels (blocs de 6 ans entre 1985 et 2020, c.-à-d. 1985-1990, 1991-1996, 1997-2002, 2003-2008, 2009-2014 et 2015-2020) et deux groupes d'âge (1 à 3 ans et 5 à 8 ans et plus). On a supposé que  $M$  pour les poissons de 4 ans était la moyenne de  $M$  pour les groupes d'âge de 1 à 3 ans et de 5 à 8 ans et plus la même année. Les âges du modèle allaient de 1 à 8 ans et plus (le groupe des 8 ans et plus représente tous les poissons âgés d'au moins 8 ans). L'abondance à l'âge 1 (c.-à-d. les recrues  $r_y$ ) est le recrutement moyen ( $R_a$ ) plus un écart annuel ( $rdev_y$ ) sur l'échelle logarithmique. Il a été supposé que les écarts de recrutement présentaient une distribution normale sur l'échelle logarithmique, avec une moyenne de 0 et un écart type (ÉT) de 0,2 ( $rdev_y \sim N(0, 0,2)$ ). On a supposé que les effets de l'âge et de l'année sur  $F$  étaient séparables :

$$F_{i,y} = s_i F_y \quad (6)$$

où  $F_y$  est  $F$  pleinement recruté dans l'année  $y$  et  $s_i$  est la sélectivité de la pêche pour l'âge  $i$ . La sélectivité de la pêche selon l'âge pouvait varier entre trois périodes : 1985 à 2008, 2009 à 2012, et 2013 à 2020. Cela était fondé sur des changements importants dans la composition de la taille des prises entre ces périodes. On a supposé que la sélectivité de la pêche selon l'âge était conforme à une courbe logistique.

Les données d'entrée comprenaient :

1. le total des débarquements annuels en tonnes;
2. les indices annuels d'abondance tirés du relevé par navire de recherche (NR) de septembre pour deux groupes de longueur (<25 cm, >= 25 cm);
3. la proportion des débarquements annuels (en nombre de poissons) dans chacun des groupes de longueur;

4. le poids moyen des individus dans chacun des groupes de longueur pour les prises annuelles de pêche et les indices annuels tirés des relevés;
5. le poids moyen annuel selon l'âge;
6. le vecteur annuel de proportion de poissons adultes selon l'âge.

La capturabilité selon l'âge du relevé par NR ( $q_{i,y}$ ) a également été modélisée en utilisant une courbe logistique de sélectivité selon l'âge ( $s'_i$ ) multipliée par la capturabilité pleinement recrutée ( $q$ ):

$$q_{i,y} = s'_i q \quad (7)$$

L'abondance selon l'âge dans le modèle a été mise en correspondance entre les deux groupes de longueur utilisés pour les indices tirés des relevés et les proportions de prises en fonction des données sur la longueur selon l'âge pour 2000, 2007, 2013, 2015 et 2017 (voir la section 4.1.5 et la figure 23). À partir de ces données, les poissons âgés de 1 à 3 ans ont été affectés au groupe de moins de 25 cm de longueur, les poissons âgés de 5 ans et plus ont été affectés au groupe de  $\geq$  25 cm de longueur, et la moitié des poissons de 4 ans a été affectée à chaque groupe de longueur.

Les paramètres estimés dans le modèle comprenaient le recrutement moyen à l'échelle logarithmique ( $R_a$ ), les écarts annuels de recrutement de 1986 à 2020 ( $r_{dev,y}$ ), les écarts initiaux de recrutement (huit en tout) pour obtenir l'abondance selon l'âge en 1985,  $\log(F_{init})$  (également utilisé pour obtenir l'abondance selon l'âge en 1985),  $\log(M)$  pour les deux groupes d'âge dans chacune des six périodes, les paramètres de sélectivité logistique des pêches et des relevés (deux chacun), la capturabilité entièrement recrutée des relevés ( $q$ ) et le logarithme des variances des erreurs d'observation pour les deux indices d'abondance.

Dans les essais initiaux, la capturabilité des relevés  $q$  a été estimée à 1,4, avec des indices de relevés à l'échelle de l'abondance chalutable. On ne s'attend pas à ce que les portes du chalut amènent un petit poisson plat comme la limande à queue jaune dans le filet. Par conséquent, une valeur aussi élevée de  $q$  ne serait possible que si les emplacements d'échantillonnage du relevé étaient fortement biaisés vers les zones où la limande à queue jaune était présente à des densités élevées, ces taux de prise élevés étant extrapolés aux zones où les densités de limande à queue jaune sont en fait faibles. Compte tenu de la répartition de la limande à queue jaune et des sites d'échantillonnage dans la zone de relevé, il ne s'agit pas d'une hypothèse plausible. Ainsi, une distribution a priori informative pour  $q$  a été utilisée dans le modèle, avec une moyenne de -0,3566 sur l'échelle logarithmique ( $q = 0,7$ ) et  $\text{ÉT} = 0,15$ . L'ampleur de la population est touchée par la distribution antérieure pour  $q$ , mais pas la tendance de la population. Une distribution *a priori* inférieure a été utilisée dans le modèle de 2016, mais les tendances temporelles estimées et les conclusions du modèle étaient semblables à celles obtenues dans le présent modèle.

Une distribution *a priori* pour  $M$  a également été utilisée pour le premier bloc temporel (1985 à 1990). Les moyennes des distributions a priori étaient de 0,8 et 0,3 pour les  $M$  initiaux pour les groupes d'âge de 1 à 3 ans et de 5 ans et plus, respectivement (avec  $\text{ÉT} = 0,05$  ou  $0,025$ , respectivement). La distribution a priori pour les écarts de recrutement a été établie à 0,2. Des valeurs plus élevées pour cette distribution a priori (p. ex. 0,35) ont donné des tendances rétrospectives instables.

Les modèles ont été mis en oeuvre à l'aide de l'outil AD Model Builder (Fournier *et al.* 2012) et ajustés à l'aide du maximum de vraisemblance pénalisé. Les poids de vraisemblance ont été fixés à 1,5, 1,65 et 0,85 pour les composantes liées à l'ajustement à l'indice des petits poissons, à l'indice des grands poissons et aux proportions de prises de pêche, respectivement. Ces pondérations étaient nécessaires pour obtenir un ajustement raisonnable des indices. L'incertitude a été intégrée à partir de 501 000 échantillons MCMC, les 1 000 premiers échantillons étant éliminés et chaque 100e échantillon subséquent étant retenu pour réduire l'autocorrélation, produisant un échantillon de

---

5 000 itérations à partir de la distribution *a posteriori* conjointe des paramètres et des variables dérivées.

## 5.2. RÉSULTATS

Le modèle correspond assez bien aux indices d'abondance (figure 24), bien que l'indice des petits poissons ait tendance à être sous-estimé entre 2005 et 2015 et que l'indice des grands poissons ait tendance à être surestimé entre 2010 et 2018. L'ajustement aux proportions de groupes de longueur dans les prises de pêche était bon, sauf pour une tendance à surestimer légèrement la contribution des grands poissons aux prises de pêche du début jusqu'au milieu des années 2000 (figure 25).

La capturabilité estimée du relevé par navire de recherche était très faible pour les poissons d'âge 1 (0,018), passant à 0,46 pour les poissons de 8 ans et plus (figure 26). La sélectivité estimée de la pêche entre 1985 et 2008 était inférieure à 0,01 pour les poissons de 1 à 3 ans, puis augmentait rapidement avec l'âge, particulièrement après 5 ans. La sélectivité de la pêche pour les jeunes poissons était beaucoup plus élevée entre 2009 et 2012. La sélectivité de la pêche est revenue à un niveau très faible pour les 1 à 3 ans en 2013-2020.

L'incertitude dans les estimations de l'abondance était élevée, particulièrement pour le groupe d'âge le plus jeune (figure 27). La médiane estimée de l'abondance des poissons de 1 à 3 ans a augmenté de façon constante, passant d'environ 325 millions en 1985 à un sommet de 677 millions en 2012 (soit environ le double de l'abondance initiale). L'abondance des 1 à 3 ans a ensuite reculé à 520 millions en 2020. La médiane estimée de l'abondance de poissons de 4 et 5 ans était d'environ 41 millions dans les années 1980, passant à une valeur moyenne de 201 millions de 2000 à 2009 avant de diminuer de plus de 50 % pour atteindre environ 95 millions en 2019 et 2020. La médiane estimée de l'abondance des 6 ans et plus était d'environ 59 millions au milieu des années 1980, passant à 3 millions en 2020, ce qui représente une baisse de 95 %.

La médiane estimée de la biomasse du stock reproducteur (BSR) a atteint en moyenne 31 kilotonnes (kt) dans les années 1980, passant à 54 kt en moyenne entre 2000 et 2005 (figure 28). La BSR a ensuite diminué progressivement à 40 kt en 2015. Depuis, l'estimation de la biomasse du stock reproducteur (BSR) a diminué à 26 kt en moyenne entre 2017 et 2020.

L'estimation de la composition selon l'âge de la BSR a changé considérablement depuis le milieu des années 1980 (figure 28). On estime que les poissons de 7 ans et plus représentaient plus de 30 % de la BSR entre 1985 et 1990, mais qu'ils représentent moins de 0,1 % de la BSR depuis 2015. En revanche, la contribution estimée des poissons âgés de 3 et 4 ans à la BSR est passée de 27 % entre 1980 et 1990 à 54 % depuis 2000.

Les estimations médianes du recrutement ont fluctué sans tendance entre 180 et 283 millions d'individus (figure 29). L'estimation médiane du taux de recrutement (l'abondance des recrues divisée par la BSR qui les produit) s'élevait en moyenne à 6,3 poissons/kg de reproducteurs. Le taux de recrutement était supérieur à la moyenne à la fin des années 1980 et au début des années 1990 (moyenne de 8,3), de 2010 à 2012 (6,8) et depuis 2017 (9,5).

On observe d'importants changements dans la mortalité naturelle estimée entre les périodes, changements qui vont dans des directions contraires pour les grands et les petits spécimens (figure 30). Pour les jeunes poissons (âgés de 1 à 3 ans), l'estimation médiane de  $M$  entre 1985 et 1990 était de 0,76 (53 % de mortalité annuelle), diminuant à 0,16 (15 % par année) entre 2003 et 2008, puis augmentant à 0,41 (34 %) entre 2015 et 2020. Pour les poissons plus âgés (de 5 ans et plus), l'estimation médiane de  $M$  entre 1985 et 1990 était de 0,24 (21 % par année), augmentant à 1,99 (86 % par année) entre 2009 et 2020. Notons que les estimations en 2009-2020 étaient proches de 2,0, la limite supérieure autorisée pour ce paramètre.

Toute prise de pêche non déclarée serait attribuée à la mortalité naturelle par le modèle et pourrait donc contribuer à ces estimations extrêmement élevées de  $M$  pour les individus de grande taille.

---

Toutefois, les individus plus grands de la plupart des espèces de poissons de fond de grande taille du sGSL connaissent également une mortalité naturelle anormalement élevée (Swain et Benoît 2015). La prédation par les phoques gris semble être une cause importante de cette mortalité élevée (Swain et Benoît 2015; Neuenhoff *et al.* 2019).

La mortalité par la pêche est estimée très faible chez les poissons jeunes (figure 31). Chez les individus d'âge 2, la valeur  $F$  était inférieure à 0,00035 pour toutes les années, sauf de 2009 à 2012, où elle a augmenté à une moyenne de 0,002. Pour l'âge 4, la valeur  $F$  était également plus faible au début de la série chronologique (1985-1996, moyenne  $F = 0,0005$ ), augmentant jusqu'à un maximum de 0,009 en 2020, la valeur la plus élevée observée dans la série chronologique, mais tout de même très faible. Pour l'âge 6, la valeur  $F$  se situait en moyenne à 0,004 entre 1985 et 1994, où la valeur a augmenté rapidement à une moyenne de 0,03 de 1977 à 2008. La valeur  $F$  pour l'âge 6 a diminué à 0,007 entre 2009 et 2012 avant de remonter à 0,063 en 2020, toujours la valeur la plus élevée observée. L'estimation de  $F$  pour l'âge de 8 ans ressemblait à la tendance pour 6 ans. La valeur  $F$  était faible au début de la série chronologique (0,02, 1985-1996), augmentant à une moyenne de 0,13 entre 1997 et 2008, soit les valeurs les plus élevées observées pour l'âge 8. Comme pour l'âge 6, la valeur  $F$  pour l'âge 8 a diminué à une valeur très faible entre 2009 et 2012 (0,007), puis est passé à 0,13 en 2020.

En résumé, la valeur estimée de  $F$  de la limande à queue jaune était faible pour tous les âges pendant toute la série chronologique. Pour tous les âges, la valeur  $F$  avait tendance à être plus faible au cours des premières années (de 1985 à 1995 environ) et a augmenté à des valeurs relativement élevées en 2020. Chez les individus plus âgés (6 ans et plus), la valeur  $F$  était également relativement élevée entre 1997 et 2008. Pour ceux d'âge 6, la valeur  $F$  se situait en moyenne à 0,004 au début de la série chronologique, augmentant à une valeur moyenne de 0,03 entre 1977 et 2008, et à 0,058 en 2020. Pour l'âge 8, la valeur  $F$  est passée de 0,02 au début de la série chronologique à 0,13 de 1997 à 2008 et en 2020. Les périodes où la valeur  $F$  était relativement élevée coïncidaient avec des débarquements relativement élevés (1995-2012, figure 2) ou une faible abondance des poissons de 4 ans et plus (figure 27).

Une analyse rétrospective a été effectuée pour déterminer la cohérence des estimations du modèle lorsque des données étaient ajoutées ou supprimées (figure 32). L'analyse a commencé avec les 36 années complètes de données et a examiné la façon dont les estimations changeaient lorsqu'une à cinq années de données étaient supprimées. Les estimations de l'abondance et de la biomasse des reproducteurs sont demeurées remarquablement constantes lorsque les quatre premières années de données ont été supprimées. Les estimations ont également peu varié pour les valeurs  $F$  et  $M$  lorsque ces années ont été supprimées. Toutefois, il y a eu un changement important dans les estimations lorsque la cinquième année (2016) a été supprimée. Ce changement peut refléter un changement dans l'estimation de la valeur  $M$ . La valeur  $M$  a été estimée en six blocs de 6 ans. Lorsque la cinquième année a été supprimée, cela ne laissait qu'une année dans le dernier bloc de  $M$ , ce qui pourrait être insuffisant pour fournir une estimation exacte. Ce problème pourrait être résolu en modélisant  $M$  comme une marche aléatoire au lieu de six blocs temporels indépendants. Toutefois, une marche aléatoire nécessiterait des choix subjectifs quant aux contraintes sur les changements dans la valeur  $M$ . Néanmoins, il n'y a aucune indication de biais dans les estimations des cinq dernières années.

## 6. POINTS DE RÉFÉRENCE

Des points de référence pour la limande à queue jaune ont été élaborés lors de l'évaluation précédente de ce stock (Surette et Swain 2016). Ces points de référence étaient fondés sur les indices de biomasse pour les grands spécimens ( $\geq 25$  cm) de limande à queue jaune obtenus dans le cadre du relevé par navire de recherche de septembre. La valeur approximative de  $B_{msy}$  a été définie comme étant la valeur moyenne de l'indice au cours d'une période productive déterminée

---

entre 1977 et 1997. L'approximation de  $B_{msy}$  a été estimée à 2,64 kg par trait. Le point de référence supérieur du stock ( $B_{usr}$ ) a été fixé à 80 % de cette valeur (2,12 kg par trait), et le point de référence limite ( $B_{lim}$  ou le PRL) a été fixé à 40 % de l'approximation de  $B_{msy}$  (1,06 kg par trait).

Dans la présente évaluation, nous avons estimé des points de référence à l'échelle de la population (figure 33). Les méthodes de calcul de  $B_{msy}$  fondées sur le rendement ne conviennent pas lorsque la mortalité naturelle varie dans le temps et a atteint des niveaux anormalement élevés. Nous avons donc utilisé une méthode analogue à celle utilisée dans l'évaluation précédente pour calculer les points de référence à l'échelle du relevé. La biomasse de la population dans la catégorie de grande longueur a été estimée et projetée avant le moment du relevé par navire de recherche en septembre afin de respecter les estimations fondées sur le relevé. La biomasse moyenne de la période de 1985 à 1997 (14,28 kt, IC à 95 % : 10,04 à 20,18) a été utilisée comme approximation de  $B_{msy}$ . La période de production utilisée ici était plus courte que la période utilisée pour calculer l'approximation fondée sur l'indice (1977-1997), parce que le modèle de population débute en 1985. Toutefois, les estimations fondées sur l'indice étaient à peu près les mêmes au cours des deux périodes (elles différaient d'un facteur de 1,06). L'estimation des points de référence à l'échelle de population était de 11,42 kt (IC à 95 % : 8,03 à 16,14) pour  $B_{usr}$  et 5,71 kt (IC à 95 % : 4,02 à 8,07) pour  $B_{lim}$ . L'estimation médiane de la biomasse de la limande à queue jaune de grande taille était de 39 % du PRL en 2020, et elle est inférieure au PRL depuis 2008. La probabilité estimée que cette population fût inférieure au PRL dépassait 20 % en 2006 et 70 % en 2009. Cette probabilité dépassait 90 % de 2010 à 2013 et 99 % de 2016 à 2020 (figure 34).

## 7. PROJECTIONS

La population a été projetée sur 10 ans en supposant que les conditions actuelles de productivité persisteraient pendant cette période. Les projections ont été appliquées dans le modèle de population pendant la phase d'échantillonnage MCMC. Les incertitudes dans les estimations des paramètres ont été prises en compte. Les projections étaient fondées sur 501 000 échantillons MCMC, les 1 000 premiers échantillons étant éliminés et chaque 100<sup>e</sup> échantillon subséquent étant conservé. La mortalité naturelle a été établie aux niveaux estimés pour le bloc temporel de 2015 à 2020. Pour chaque année et chaque itération MCMC, les poids de la population selon l'âge, les poids individuels moyens dans les prises de pêche par groupe de longueur et les taux de recrutement ont été échantillonnés aléatoirement à partir des valeurs estimées au cours des dix dernières années. Les projections ont été réalisées à trois niveaux de capture de pêche annuelle : 0, 100 et 300 tonnes.

La BSR estimée a diminué lentement, mais régulièrement au cours de la période de projection même sans prises de pêche (figure 35). L'estimation médiane de la BSR au début de la période de projection était de 28,6 kt. Sans prises de pêche, la BSR estimée a diminué à 16,1 kt au cours de la période de projection sur 10 ans, ce qui représente une baisse de 56 %. Les prises annuelles de 100 ou 300 t ont eu des effets négligeables sur le déclin, la BSR ayant respectivement atteint 16,0 ou 15,7 kt à la fin de la projection. Les probabilités de diminution de la BSR au cours de la période de projection étaient de 24 % pour une diminution de 15 000 t, de 55 % pour une diminution de 10 000 t et de 80 % pour une diminution de 5 000 t en l'absence de pêche. Avec des prises annuelles de 300 t, ces probabilités étaient respectivement de 24 %, 56 % et 81 %. L'estimation médiane du déclin était de 10 686 t ou 10 827 t sans pêche ou avec une prise annuelle de 300 t, respectivement.

Nous avons également projeté la biomasse estimée de la catégorie de limande à queue jaune de grande taille ( $\geq 25$  cm) jusqu'en 2030. La biomasse a été ajustée à la mi-septembre pour être comparable au point de référence limite (PRL) au niveau de la population. Cette biomasse a diminué progressivement au cours de la période de projection sur 10 ans. Encore une fois, la trajectoire de la biomasse variait très peu entre les trois niveaux de prise (figure 36). L'estimation médiane de cette

---

biomasse était de 2 230 t en 2020, passant à 1 270 t, 1 240 t et 1 160 t en 2030 avec des prises de 0, 100 et 300 t, respectivement. La biomasse projetée différerait très peu entre les prises de pêche de 0 à 300 t. À ces niveaux de prises, la mortalité naturelle semble actuellement être le principal facteur ayant des répercussions sur l'état du stock à l'échelle du sGSL.

Le stock devrait demeurer bien en deçà du PRL pendant la période de projection. La probabilité que le stock soit inférieur au PRL était de 100 % pour toutes les années de projection. L'estimation médiane de la biomasse par rapport au PRL était de 37 % au cours de la première année de projection, passant à 22 % ou 20 % au cours de la dernière année de projection avec des prises de 0 à 100 t ou de 300 t, respectivement.

## 8. DISCUSSION

L'abondance estimée de la limande à queue jaune de grande taille (environ 6 ans et plus) a diminué de 95 % depuis 1985 et semble continuer de diminuer. Cette forte baisse continue de l'abondance de spécimens de grande taille représente un risque grave pour cette population. La cause de cette diminution semble être l'augmentation extrême de la mortalité naturelle estimée des individus de grande taille de cette population. Cette augmentation de la mortalité naturelle ressemble à celle observée dans l'ensemble de la communauté des poissons marins du sud du golfe du Saint-Laurent (Benoît et Swain 2008; Swain et Benoît 2015). La prédation par les phoques gris semble être une cause importante de ces augmentations de la mortalité naturelle (Hammill *et al.* 2014; Neuenhoff *et al.* 2019; Swain *et al.* 2019a, 2019b).

Des diminutions moins importantes de l'abondance ont récemment été observées chez les jeunes limandes à queue jaune, soit une baisse de 50 % chez les individus d'âge intermédiaire (4-5 ans) de 2009 à 2019-2020 et une légère baisse (8 %) chez les plus jeunes. Cette observation pourrait être liée aux récentes augmentations de la mortalité naturelle chez les groupes d'âges plus jeunes.

La BSR estimée a augmenté d'environ 75 % entre les années 1980 et le début des années 2000. Elle a ensuite diminué graduellement jusqu'en 2015, avant de chuter à une valeur moyenne de 26 kt entre 2017 et 2020, soit environ 50 % de la valeur maximale atteinte au début des années 2000. En outre, il y a eu un changement important dans la composition de la BSR entre les années 1980 et aujourd'hui. Les poissons âgés de 7 ans et plus représentaient 30 % de la BSR à la fin des années 1980, pourcentage qui est passé à moins de 0,1 % aujourd'hui. La BSR est maintenant composée presque entièrement de poissons de 4 ans et moins.

Ce changement dans la composition par âge de la BSR reflète une forte diminution de l'abondance de la limande à queue jaune de six ans et plus ainsi qu'une diminution de la taille à maturité d'environ 22 à 27 cm en 1971 à environ 10 à 14 cm en 2020. La maturation précoce est une conséquence prévue de l'augmentation de la mortalité chez les individus plus âgés (p. ex., Law 1979; Reznick et Ghalambor 2006). La diminution de l'âge et de la taille à la maturité devrait, à son tour, entraîner une augmentation du coût de survie jusqu'à la reproduction (Hutchings 1994; Roff 2002). La maturation précoce peut également influencer sur les effets maternels sur la progéniture et donc sur le succès du recrutement. Les effets maternels sont des effets non génétiques sur la valeur adaptative de la progéniture (Green 2008). Le rôle de la structure démographique de la composante adulte des populations de poissons est particulièrement important en ce qui concerne la réussite du recrutement. De nombreuses études ont signalé une corrélation positive entre la taille de la mère, la taille de l'oeuf et la taille de la progéniture au début de la vie, et le fait que la progéniture plus grande a un avantage de survie au début de la vie (p. ex., Hutchings 1991; Reznick *et al.* 1996; Heath *et al.* 1999). En plus de la taille de la mère, l'âge de la mère est un facteur déterminant de la croissance larvaire et de la survie d'un poisson marin (Berkeley *et al.* 2004). Par conséquent, une diminution dans la composition du stock reproducteur de limande à queue jaune en ce qui concerne l'âge et la taille pourrait entraîner une diminution du succès du recrutement. Toutefois, cet effet ne ressort pas clairement dans les estimations du taux de recrutement du modèle (figure 29).

---

L'augmentation du coût de survie jusqu'à la reproduction qui devrait se produire lorsque la maturation a lieu à un jeune âge ou avec une petite taille peut également contribuer à la mortalité élevée estimée dans cette population.

Pour toutes les tailles de limande à queue jaune et pour toutes les périodes, la mortalité par la pêche estimée est très faible comparativement à la mortalité naturelle, ce qui donne à penser que la mortalité par la pêche a peu d'incidence sur la trajectoire de la population. C'est ce qui ressort des trajectoires de projection, qui diffèrent très peu entre les niveaux de prise de 0, 100 et 300 t. Les répercussions de la pêche pourraient être plus importantes s'il y a d'importantes prises non déclarées. La mortalité attribuable aux prises non déclarées serait interprétée comme une mortalité naturelle par le modèle. Toutefois, les prises non déclarées devraient être beaucoup plus élevées que les prises déclarées pour constituer une composante importante de la mortalité attribuée aux causes naturelles. D'autre part, le modèle de population est à l'échelle de l'ensemble du sud du golfe alors que l'activité de pêche se limite maintenant en grande partie aux eaux autour des Îles-de-la-Madeleine. Il est possible que la pêche ait eu une incidence importante sur la limande à queue jaune à proximité des Îles-de-la-Madeleine qui n'est pas évidente au niveau de l'ensemble du stock du sud du golfe.

L'échelle ou le niveau estimé de la population dépend de la valeur de la capturabilité ( $q$ ) du relevé. La valeur librement estimée de 1,4 est clairement trop élevée. La valeur a priori informative pour  $q$  était  $\log(0,7)$  et la valeur estimée pour  $q$  était égale à la valeur a priori. On pourrait soutenir qu'une valeur  $q$  de 0,7 est encore trop grande pour un petit poisson plat comme la limande à queue jaune dans le sGSL. Toutefois, la valeur véritable de  $q$  estimée par le modèle était considérablement plus faible, soit 0,46 (IC à 95 % : 0,34 à 0,62). Cette valeur plus faible a été produite par une faible estimation de la sélectivité maximale du relevé (0,66). L'estimation actuelle de 0,46 est plus proche de la valeur a priori utilisée dans l'évaluation précédente fondée sur les estimations de la capturabilité des poissons plats (plie canadienne) pour les chaluts de relevé obtenues par Harley et Myers (2001).

Les estimations des points de référence à l'échelle de la population ont été élaborées dans la présente évaluation à partir de l'approche utilisée dans l'évaluation précédente pour les points de référence à l'échelle du relevé. Les principaux avantages de l'utilisation de l'approche fondée sur un modèle sont qu'elle lisse les erreurs d'observation inhérentes aux données du relevé et permet le calcul des probabilités de l'état du stock par rapport aux points de référence. Afin d'être comparables aux points de référence fondés sur le relevé, les estimations des modèles ont été projetées à la mi-septembre pour être cohérentes avec les données du relevé. En raison de la mortalité élevée de ce stock, les estimations de la biomasse en septembre sont considérablement inférieures à celles du début de l'année. La biomasse de la catégorie de limande à queue jaune de grande taille était estimée à 39 % du PRL en 2020. En tenant compte de l'incertitude dans les estimations du modèle, la probabilité que le stock soit inférieur au PRL en 2020 était de 99 %. La probabilité que le stock demeure inférieur au PRL était estimée à 100 % pour toutes les années de projection et dans les trois niveaux de prises. La biomasse estimée à la fin de la projection représentait environ 20 % du PRL.

## 9. CONCLUSIONS

Bien que l'abondance des tailles précommerciales (< 25 cm) de limande à queue jaune dans le sGSL ait augmenté pendant la majeure partie de la période depuis 1985, l'abondance des individus de taille commerciale est en déclin depuis environ 1980. D'après les estimations du modèle, l'abondance des poissons de 6 ans et plus a diminué de 95 % depuis le milieu des années 1980. Cette diminution semble se poursuivre. Selon le modèle, cette baisse de l'abondance des poissons plus âgés et plus grands est attribuable à des hausses extrêmes de la mortalité naturelle de ces poissons, qui est passée de 21 % annuellement au début de la série chronologique à 86 %

---

annuellement au cours des 12 dernières années. La mortalité naturelle élevée est répandue chez les spécimens de grande taille de nombreuses espèces de poissons dans le sGSL. Il existe des données probantes selon lesquelles la prédation par les phoques gris est une cause importante de cette mortalité élevée.

La BSR était relativement élevée au milieu des années 2000, mais elle a diminué de 50 % depuis. En outre, la composition par âge du stock reproducteur est passée d'une proportion élevée de poissons plus âgés et de plus grande taille à une proportion dominée par des poissons plus petits et plus jeunes.

On estime que la mortalité par la pêche chez la limande à queue jaune est faible pour tous les âges. Elle se situe à des niveaux négligeables chez les jeunes et atteint un maximum de 0,13 chez les individus plus âgés (8 ans et plus). Au niveau actuel de mortalité naturelle, les projections indiquent que des prises de 100 ou 300 t ont une incidence négligeable sur la trajectoire de la population.

La population en 2020 était estimée à 39 % du PRL avec une probabilité de 99 % qu'elle soit inférieure au PRL. La probabilité que le stock demeure inférieur au PRL pendant la période de projection allant jusqu'à 2030 était estimée à 100 % pour toutes les années et tous les niveaux de prises de 0 à 300 t. Le niveau de population estimé pour 2030 était d'environ 20 % du PRL.

À l'échelle du sGSL, la mortalité naturelle semble être le facteur ayant le plus d'incidence sur l'état du stock de limande à queue jaune.

## REMERCIEMENTS

Nous remercions le personnel du MPO qui a participé aux relevés annuels par navire de recherche et qui a fourni un soutien analytique, le personnel de la Garde côtière à bord des navires de recherche, ainsi que les pêcheurs qui ont effectué le relevé des pêches sentinelles par engins mobiles.

## RÉFÉRENCES CITÉES

- Allain, R., Surette, T., Landry, J.-F., Boudreau, S., Hébert, M., et Moriyasu, M. 2019. [Sommaire des relevés au chalut de fond du crabe des neiges dans le sud du golfe du Saint-Laurent pour les années 2017 et 2018](#). Secr. can. de consult. sci. du MPO. Doc. de rech. 2019/071: x + 66 p.
- Benoît, H. 2006. [Standardizing the southern Gulf of St. Lawrence bottom-trawl survey time series: results of the 2004-2005 comparative fishing experiments and other recommendations for the analysis of the survey data](#). DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2006/008. iv + 127 p.
- Benoît, H.P., et Swain, D.P. 2003a. Standardizing the southern Gulf of St. Lawrence bottom trawl survey time series : adjusting for changes in research vessel, gear and survey protocol. Can. Tech. Rep. Fish. Aquat. Sci. 2505: iv + 95 p.
- Benoît, H.P., et Swain, D.P. 2003b. Accounting for length- and depth-dependent diel variation in catchability of fish and invertebrates in an annual bottom-trawl survey. ICES J. Mar. Sci. 60: 1298-1317.
- Benoît, H.P., et Swain, D.P. 2008. Impacts of environmental change and direct and indirect harvesting effects on the dynamics of a marine fish community. Can. J. Fish. Aquat. Sci. 65: 2088-2104.
- Berkeley, S.A., Chapman, C., et Sogard, S.M. 2004. Maternal age as a determinant of larval growth and survival in a marine fish, *Sebastes melanops*. Ecology 85: 1259-1264.

- 
- Clay, D., Chouinard, G., Hurlbut, T., Currie, L., et Clay, H. 1984. [Stock report for American plaice \(\*Hippoglossoides platessoides\* \(Fabricius\)\) and other flatfishes in the Gulf of St. Lawrence, including a discussion of discard levels and mesh selectivity of plaice.](#) DFO CAFSAC Res. Doc. 84/76: 30 p.
- Forestier, R., Blanchard, J.L., Nash, K.L., Fulton, E.A., Johnson, C., et Audzijonyte, A. 2020. Interacting forces of predation and fishing affect species' maturation size. *Ecology and Evolution* 10: 14033-14051.
- Fournier, D.A., Skaug, H.J., Ancheta, J., Ianelli, J., Magnusson, A., Maunder, M.N., Nielsen, A., et Sibert, J. 2012. AD Model Builder : using automatic differentiation for statistical inference of highly parameterized complex nonlinear models. *Optim. Methods Softw.* 233-249.
- Green, B.S. 2008. Maternal effects in fish populations. *Adv. Mar. Biol.* 54: 1-105.
- Hammill, M.O., Stenson, G.B., Swain, D.P., et Benoît, H.P. 2014. Feeding by grey seals on endangered stocks of Atlantic cod and white hake. *ICES J. Mar. Sci.* 71: 1332-1341.
- Harley, S.J., et Myers, R.A. 2001. Hierarchical Bayesian models of length-specific catchability of research trawl surveys. *Can. J. Fish. Aquat. Sci.*: 1569-1584.
- Heath, D.D., Fox, C.W., et W., H.J. 1999. Maternal effects on offspring size : variation through early development of Chinook Salmon. *Evolution* 53: 1605-1611.
- Hijmans, R.J. 2019. geosphere : Spherical Trigonometry. R package version 1.5-10.
- Hurlbut, T., et Clay, D. 1990. Protocols for research vessel cruises within the Gulf Region (demersal fish) (1970-1987). *Can. Manuscr. Rep. of Fish. Aquat. Sci.* 2082: 143 p.
- Hutchings, J.A. 1991. Fitness consequences of variation in egg size and food abundance in brook trout *Salvelinus fontinalis*. *Evolution* 45: 1162-1168.
- Hutchings, J.A. 1994. Age- and size-specific costs of reproduction within populations of brook trout, *Salvelinus fontinalis*. *Oikos* 70: 12-20.
- ICNAF. 1974. Revised nominal catches of flounders by species, country and division, 1963-72. *ICNAF Summ. Doc.* 74/34: 45 p.
- Law, R. 1979. Optimal life histories under age-specific predation. *American Naturalist* 114: 399-417.
- Morin, R., Chouinard, G.A., Forest, I., et Poirier, G.A. 1998. [Assessment of NAFO Division 4T American Plaice in 1996 and 1997.](#) DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 1998/006. 55 p.
- Moriyasu, M., Wade, E., Hébert, M., et Biron, M. 2008. [Review of the survey and analytical protocols used for estimating abundance indices of southern Gulf of St. Lawrence snow crab from 1988 to 2006.](#) DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2008/069. iv + 36 p.
- MPO. 2010. [Taille à la maturité sexuelle et caractéristiques des captures de la pêche à la limande à queue jaune et la plie rouge aux Îles-de-la-Madeleine.](#) Secr. can. de consult. sci. du MPO. Rép. des Sci. 2009/020.
- Neuenhoff, R.D., Swain, D.P., Cox, S.P., McAllister, M.K., Trites, A.W., Walters, C.J., et Hammill, M.O. 2019. Continued decline of a collapsed population of Atlantic cod (*Gadus morhua*) due to predation-driven Allee effects. *Can. J. Fish. Aquat. Sci.* 76: 168-184.
- Pinheiro, J., Bates, D., DebRoy, S., Sarkar, D., et R Core Team. 2020. nlme : Linear and Nonlinear Mixed Effects Models. R package version 3.1-151.
- Poirier, G., et Morin, R. 2002. [The Status of Yellowtail Flounder in NAFO Division 4T in 2001 / État de la limande à queue jaune dans la division 4T de l'OPANO en 2001.](#) Secr. can. De consult. sci. du MPO. Doc. de rech. 2002/034: 39 p.
-

- 
- R Core Team. 2020. R : A Language and Environment for Statistical Computing. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria.
- Reznick, D., Callahan, H., et Llauredo, R. 1996. Maternal effects on offspring quality in Poeciliid fishes. *Amer. Zool.* 36: 147-156.
- Reznick, D.N., et Ghalambor, C.K. 2006. Can commercial fisheries cause evolution? Answers from guppies (*Poecilia reticulata*). *Can. J. Fish. Aquat. Sci.* 62: 791-801.
- Roff, D.A. 2002. Life history evolution. Sinauer Associates, Inc.: Sunderland, Massachusetts.
- Savoie, L. 2012. [Résultats du relevé par pêche sentinelle au chalut de fond 2011 dans le sud du golfe du Saint-Laurent et comparaison avec les relevés précédents de 2003 à 2010](#). Secr. can. de consult. sci. Du MPO. Doc. de rech. 2012/068: iii + 56 p.
- Scott, W.B., et Scott, M.G. 1988. Atlantic Fishes of Canada. University of Toronto Press, Scholarly Publishing Division.
- Surette, T., et Swain, D. 2016. [The Status of Yellowtail Flounder in NAFO Division 4T to 2015](#). DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2016/058. x + 74 p.
- Swain, D.P. 2011. Life-history evolution and elevated natural mortality in a population of Atlantic cod (*Gadus morhua*). *Evolutionary Applications* 4: 18-29.
- Swain, D.P., et Benoît, H.P. 2015. Extreme increases in natural mortality prevent recovery of collapsed fish populations in a Northwest Atlantic ecosystem. *Marine Ecology Progress Series* 519: 165-182.
- Swain, D.P., Benoît, H.P., Hammill, M.O., et A., S.J. 2019a. Risk of extinction of a unique skate population due to predation by a recovering marine mammal. *Ecological Applications* 29: 1282-1299.
- Swain, D.P., Ricard, D., Rolland, N., et Aubry, E. 2019b. [Évaluation du stock de morue franche \(\*Gadus morhua\*\) du sud du golfe du Saint-Laurent, divisions 4T et 4Vn \(novembre à avril\) de l'OPANO, mars 2019](#). Secr. can. de consult. sci. du MPO. Doc. de rech. 2019/038: iv + 108 p.
- Wood, S.N. 2011. Fast stable restricted maximum likelihood and marginal likelihood estimation of semiparametric generalized linear models. *Journal of the Royal Statistical Society (B)* 73(1): 3-36.

## TABLEAUX

*Tableau 2. Débarquements annuels enregistrés (t) de limande à queue jaune et de poissons plats non précisés dans la division 4T de l'OPANO, 1960 à 2020. Les données de 1960 à 1995 sont tirées des fichiers de l'OPANO. Les données de 1996 à 2020 proviennent des journaux de bord des pêches de la Direction de la statistique du MPO (fichiers ZIFF).*

<b>Année</b>	<b>Limande à queue jaune</b>	<b>Poissons plats non spécifiés</b>	<b>Année</b>	<b>Limande à queue jaune</b>	<b>Poissons plats non spécifiés</b>
1960	2	2 405	1991	53,6	39,4
1961	7	2 493	1992	119,4	92,6
1962	2	1 304	1993	87,5	11,5
1963	51	0	1994	62,4	15,7
1964	39	0	1995	208,1	4,9
1965	51	0	1996	209,3	0
1966	125	0	1997	813,4	0
1967	55	0	1998	182,2	26,4
1968	6	0	1999	304,8	0,2
1969	243	0	2000	294,5	2,9
1970	44	0	2001	317,4	0,3
1971	5	0	2002	215,3	0
1972	3	1 201	2003	157,7	0
1973	1	1 388	2004	192	0,7
1974	21	602	2005	175,5	0,6
1975	0	2 464	2006	182,2	0,1
1976	29	668	2007	141,9	2,8
1977	25	1 163	2008	91,6	0
1978	3	764	2009	101,4	0
1979	52	841	2010	185,8	0
1980	41	759	2011	180,8	0
1981	10	118	2012	110,9	0
1982	6	344	2013	82,4	0
1983	26	792	2014	85,9	0
1984	82	46	2015	101,5	0
1985	215	3	2016	80,7	0,4
1986	396	0	2017	135,1	0
1987	404	0	2018	100,2	0
1988	198	0	2019	120,5	0,1
1989	43	36	2020	136,2	0
1990	15	37			

Tableau 3. Débarquements annuels (kg) de limande à queue jaune par sous-division dans la division 4T de l'OPANO, 1985 à 2020. Les données proviennent de la Direction de la statistique du MPO, des estimations des prises non déclarées (1998) et des journaux de bord des pêches.

Année	4Tf	4Tg	4Th	4Tj	4Tk	4Tl	4Tm	4Tn	4To	4Tp	4Tq	4Tu	Total
1985	9 324	2 965	91	0	0	9 999	72 891	431	51	0	7	115 567	211 326
1986	113 337	7 883	0	10 306	0	9 131	28 000	9 599	2 752	15	7	219 316	400 346
1987	218 604	8 572	0	3 932	0	64 530	17 282	726	325	6 468	0	84 059	404 498
1988	148 984	6 613	0	13 084	0	2 153	0	674	837	100	1 412	30 075	203 932
1989	6 160	402	0	0	0	12 922	0	0	0	0	0	22 526	42 010
1990	14	3	0	0	0	116	45	116	0	0	0	15 297	15 591
1991	35 999	5 260	228	3 909	0	1 311	0	703	0	0	0	6 210	53 620
1992	81 589	29	0	2 463	0	2 398	27 909	4 062	0	413	0	499	119 362
1993	38 965	266	1 587	1 582	0	13 342	20 446	53	0	324	0	10 946	87 511
1994	7 266	998	0	0	2 512	46 554	3 193	253	0	759	0	907	62 442
1995	148 915	2 021	0	0	0	49 876	6 724	224	0	288	0	38	208 086
1996	173 711	3 630	0	51	25	29 904	1 904	0	28	0	0	0	209 253
1997	799 641	5 340	0	0	0	6 936	1 448	0	4	0	0	0	813 369
1998	162 333	2 230	0	0	95	17 140	0	362	0	0	0	0	182 160
1999	287 917	2 472	11	0	0	13 843	0	604	0	0	0	0	304 847
2000	284 445	3 585	0	0	0	6 444	0	0	0	0	0	0	294 474
2001	285 157	16 871	0	0	0	15 366	0	0	0	0	0	0	317 394
2002	189 663	21 032	0	0	5	4 587	0	0	0	0	0	0	215 287
2003	132 677	12 899	0	0	392	11 723	0	0	0	0	0	0	157 691
2004	180 591	7 293	0	1 029	0	1 047	0	0	0	0	0	1 995	191 955
2005	168 450	6 323	0	225	25	310	0	134	0	0	0	0	175 467
2006	181 368	413	0	0	0	311	0	0	5	0	0	127	182 224
2007	141 823	0	0	0	0	117	0	0	0	0	0	0	141 940
2008	91 348	225	0	0	23	0	0	0	0	0	0	0	91 596
2009	101 361	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	101 361
2010	185 847	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	185 847
2011	179 796	4	0	0	497	396	0	0	0	0	0	69	180 762
2012	110 912	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	110 912
2013	82 390	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	82 390
2014	85 788	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	85 788
2015	101 520	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	101 520
2016	80 742	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	80 742
2017	134 245	0	0	0	858	0	0	0	0	0	0	0	135 103

<b>Année</b>	<b>4Tf</b>	<b>4Tg</b>	<b>4Th</b>	<b>4Tj</b>	<b>4Tk</b>	<b>4Tl</b>	<b>4Tm</b>	<b>4Tn</b>	<b>4To</b>	<b>4Tp</b>	<b>4Tq</b>	<b>4Tu</b>	<b>Total</b>
2018	100 173	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	100 173
2019	120 498	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	120 498
2020	136 191	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	136 191
Moyenne 1985-2020	147 437	3 259	53	1 016	123	8 902	4 996	498	111	232	40	14 101	180 769

Tableau 4. Débarquements annuels (kg) de limande à queue jaune par mois dans la sous-division 4Th de l'OPANO. Les données proviennent de la Direction de la statistique du MPO, des estimations des prises non déclarées (1998) et des journaux de bord des pêches.

Année	Janv.	Févr.	Mar.	Avr.	Mai	Juin	Juill.	Août	Sept.	Oct.	Nov.	Déc.
1985	0	0	0	0	9 185	8 878	21 370	15 836	34 707	52 982	68 368	0
1986	0	0	0	0	9 452	14 984	42 917	74 524	86 679	108 885	62 144	761
1987	0	0	0	600	1 265	44 342	83 786	87 858	56 775	109 403	20 141	328
1988	0	0	0	0	119 421	17 650	26 006	7 841	10 440	12 383	10 169	22
1989	0	0	0	0	3 818	9 064	10 031	6 144	7 203	5 447	303	0
1990	0	0	0	0	0	150	12 661	582	1 889	261	48	0
1991	0	0	0	0	0	0	1 977	1 019	4 594	33 446	12 584	0
1992	0	0	0	0	136	62 218	19 950	2 756	26 963	6 485	854	0
1993	0	0	0	0	22 680	9 758	10 468	11 049	31 974	1 582	0	0
1994	0	0	0	0	759	253	21 599	2 719	25 206	11 906	0	0
1995	0	0	0	288	43 456	76 985	38 517	23 027	24 548	1 265	0	0
1996	0	0	0	0	75 255	72 400	16 157	18 258	15 311	11 872	0	0
1997	0	0	0	0	121 723	194 042	139 800	229 807	124 783	2 972	242	0
1998	0	0	0	2 870	53 504	46 581	0	39 536	34 519	5 142	8	0
1999	0	0	0	3 792	85 029	117 450	21 412	40 031	33 304	3 829	0	0
2000	0	0	0	0	125 070	72 056	12 272	70 001	11 341	3 734	0	0
2001	0	0	0	1 701	162 236	86 964	12 835	17 483	18 638	17 537	0	0
2002	0	0	0	3 927	82 883	63 625	9 356	17 599	20 427	17 442	28	0
2003	0	0	0	1 586	56 190	62 556	7 797	6 903	18 158	4 501	0	0
2004	0	0	0	3 746	61 316	87 854	16 291	4 630	6 913	11 205	0	0
2005	0	0	0	4 676	79 849	67 615	15 163	3 273	2 390	2 501	0	0
2006	0	0	0	5 960	96 660	71 968	4 123	388	600	2 525	0	0
2007	0	0	0	8 749	68 659	59 078	4 558	5	891	0	0	0
2008	0	0	0	3 083	41 404	46 374	510	179	46	0	0	0
2009	0	0	0	7 065	48 125	45 763	408	0	0	0	0	0
2010	0	0	0	21 345	62 636	101 149	717	0	0	0	0	0
2011	0	0	0	20 541	72 451	80 089	7 669	12	0	0	0	0
2012	0	0	0	10 119	54 630	39 716	6 167	0	91	189	0	0
2013	0	0	0	5 360	41 153	35 623	0	0	171	83	0	0
2014	0	0	0	29	28 394	46 463	10 884	0	75	8	0	0
2015	0	0	0	95	24 193	43 091	34 141	0	0	0	0	0
2016	0	0	0	4 668	36 974	39 091	9	0	0	0	0	0
2017	0	0	0	11 727	36 573	69 120	17 683	0	0	0	0	0
2018	0	0	0	5 734	52 063	36 590	5 786	0	0	0	0	0

---

<b>Année</b>	<b>Janv.</b>	<b>Févr.</b>	<b>Mar.</b>	<b>Avr.</b>	<b>Mai</b>	<b>Juin</b>	<b>Juill.</b>	<b>Août</b>	<b>Sept.</b>	<b>Oct.</b>	<b>Nov.</b>	<b>Déc.</b>
2019	0	0	0	5 107	49 144	58 899	7 348	0	0	0	0	0
2020	0	0	0	3 739	48 547	64 765	19 140	0	0	0	0	0
Moyenne 1985-2020	0	0	0	3 792	52 079	54 256	18 320	18 929	16 629	11 877	4 858	31

---

Tableau 5. Débarquements annuels (kg) de limande à queue jaune dans la division 4T de l'OPANO par type d'engin, 1985 à 2020. Les données proviennent de la Direction de la statistique du MPO, des estimations des prises non déclarées (1998) et des journaux de bord des pêches.

Année	Filet maillant	Ligne à main	Carrelet	Palangre	Seine	Chalut	Non spécifié
1985	15	0	0	55	70 904	137 872	0
1986	466	748	0	5	296 073	103 054	0
1987	14 921	1 056	0	2 703	292 846	92 972	0
1988	3 421	0	0	362	53 052	147 097	0
1989	587	0	0	28	9 811	31 584	0
1990	153	45	0	0	2 281	13 112	0
1991	906	21	0	105	44 680	7 908	0
1992	937	0	0	0	11 751	106 674	0
1993	377	0	0	0	20 323	66 811	0
1994	1 298	0	0	0	37 843	23 301	0
1995	2 345	0	0	38	118 570	87 133	0
1996	114	0	0	0	173 958	35 181	0
1997	11	0	0	355	793 296	9 728	9 979
1998	34	0	0	38	138 667	43 421	0
1999	398	0	0	0	257 957	46 492	0
2000	9	0	0	0	270 075	24 390	0
2001	13	0	0	0	218 582	98 799	0
2002	412	0	0	0	157 617	57 258	0
2003	0	0	0	0	119 307	38 384	0
2004	196	0	0	0	165 878	25 881	0
2005	61	0	0	0	137 520	37 886	0
2006	191	0	0	0	123 629	58 404	0
2007	180	0	0	0	86 345	55 415	0
2008	0	0	544	0	28 901	62 151	0
2009	60	0	3	0	35 095	66 201	0
2010	149	0	150	0	65 076	120 472	0
2011	0	0	15	0	45 522	135 225	0
2012	7	0	0	1	20 732	90 172	0
2013	4	0	250	0	16 454	65 682	0
2014	48	0	0	0	15 874	69 931	0
2015	61	0	0	0	29 291	72 168	0
2016	5	0	0	0	31 088	49 649	0
2017	2	0	0	0	47 313	87 770	0
2018	24	0	0	0	21 528	78 621	0
2019	5	0	0	0	35 265	85 228	0
2020	0	0	0	0	35 354	100 837	0
Moyenne 1985-2020	761	52	27	103	111 902	67 580	277

Tableau 6. Résumé des échantillons de fréquence de longueur de la limande à queue jaune obtenus par les échantillonneurs de ports et présentés par sous-division de l'OPANO, saison et engin de pêche, de 1985 à 2020. Les chiffres entre parenthèses représentent le nombre total de poissons dans les échantillons.

Année	sous-division OPANO	Senne		Chalut		Filet maillant	
		Avril-Juin	Juillet- Octobre	Avril-Juin	Juillet- Octobre	Avril-Juin	Juillet- Octobre
1985	4Tg	1 (7)	na	na	1 (55)	na	na
1985	4TI	na	7 (815)	na	na	na	1 (100)
1986	4T	na	na	na	3 (112)	na	na
1986	4Tg	1 (112)	7 (187)	2 (16)	5 (24)	na	na
1986	4TI	4 (230)	5 (397)	1 (72)	1 (55)	na	na
1987	4Tf	na	1 (250)	na	na	na	na
1987	4Tg	8 (219)	5 (368)	1 (7)	na	na	na
1987	4Tj	na	na	na	2 (249)	na	na
1987	4TI	1 (156)	2 (72)	1 (8)	na	na	na
1987	4Tn	na	na	na	1 (202)	na	na
1988	4T	na	3 (464)	na	na	na	na
1988	4Tg	2 (218)	na	na	na	na	na
1988	4TI	na	1 (10)	na	na	na	na
1992	4Tf	3 (716)	na	3 (813)	1 (259)	na	na
1995	4Tf	1 (263)	1 (250)	3 (755)	na	na	na
1996	4Tf	1 (271)	na	na	na	na	na
1997	4Tf	3 (749)	9 (2 377)	na	na	na	na
1998	4Tf	6 (1 438)	4 (1 018)	1 (66)	na	na	na
1999	4Tf	6 (1 543)	1 (254)	na	na	na	na
2000	4Tf	6 (1 429)	1 (251)	na	na	na	na
2001	4Tf	4 (1 012)	na	na	na	na	na
2002	4Tf	6 (1 469)	na	na	na	na	na
2002	4Tg	na	na	na	2 (332)	na	na
2003	4Tf	5 (1 172)	1 (239)	na	na	na	na
2004	4Tf	3 (546)	na	na	na	na	na
2005	4Tf	4 (956)	na	na	na	na	na
2006	4Tf	3 (711)	na	1 (259)	na	na	na

Année	sous-division OPANO	Senne	Chalut		Filet maillant		
		Avril-Juin	Juillet- Octobre	Avril-Juin	Juillet- Octobre	Avril-Juin	Juillet- Octobre
2007	4Tf	3 (636)	1 (191)	1 (87)	na	1 (7)	na
2008	4Tf	3 (1 032)	na	2 (317)	na	na	na
2009	4Tf	3 (730)	na	1 (120)	na	na	na
2010	4Tf	4 (738)	na	na	na	na	na
2011	4Tf	3 (605)	na	na	na	na	na
2012	4Tf	2 (258)	na	2 (206)	na	na	na
2013	4Tf	1 (200)	na	2 (262)	na	na	na
2014	4Tf	na	na	na	1 (71)	na	na
2015	4Tf	1 (250)	1 (196)	1 (209)	na	na	na
2016	4Tf	2 (504)	na	2 (87)	na	1 (95)	na
2016	4To	na	na	na	na	2 (291)	na
2017	4Tf	1 (209)	na	7 (666)	3 (128)	na	na
2017	4Tg	1 (181)	na	na	na	na	na
2017	4To	na	na	na	na	1 (150)	1 (113)
2017	4Tp	na	na	na	na	2 (272)	na
2018	4Tf	4 (370)	1 (31)	na	na	na	na
2019	4Tf	5 (991)	na	1 (135)	na	na	na
2020	4Tf	1 (150)	na	na	na	na	na

Tableau 7. Résumé du nombre d'échantillons de fréquence de longueur de la limande à queue jaune obtenus par les observateurs, par sous-division de l'OPANO, saison et engin de pêche. Les chiffres entre parenthèses représentent le nombre total de poissons dans les échantillons.

Année	sous-division OPANO	Avril-Juin	Juillet-Oct.	Avril-Juin	Juillet-Oct.	Avril-Juin	Juillet-Oct.
1992	4Tf	na	na	8 (853)	na	na	na
1992	4Tl	na	na	na	1 (85)	na	na
1995	4Tf	1 (110)	na	1 (108)	na	na	na
1996	4Tf	9 (2 420)	na	na	na	na	na
1996	4Tj	na	na	na	na	na	2 (2)
1996	4Tn	na	na	na	2 (40)	na	na
1997	4Tf	2 (517)	5 (1 345)	na	na	na	na
1998	4Tf	4 (1 113)	na	2 (138)	na	na	na
2000	4Tf	4 (1 028)	na	na	na	na	na
2001	4Tf	9 (2 031)	2 (309)	na	na	na	na
2002	4Tf	1 (320)	1 (339)	na	na	na	na
2003	4Tf	10 (2 099)	2 (276)	1 (124)	na	na	na
2004	4Tf	10 (2 647)	3 (616)	na	na	na	na
2005	4Tf	10 (2 608)	1 (157)	3 (215)	na	na	na
2006	4Tf	13 (3 115)	3 (655)	7 (1 118)	na	na	na
2007	4Tf	9 (2 229)	2 (570)	23 (2 038)	2 (175)	na	na
2008	4Tf	3 (705)	1 (262)	12 (1 002)	na	na	na
2009	4Tf	5 (791)	na	23 (1 244)	na	na	na
2010	4Tf	16 (2 748)	1 (99)	20 (3 177)	na	na	na
2011	4Tf	15 (2 352)	na	34 (4 931)	na	na	na
2012	4Tf	10 (1 981)	na	38 (4 087)	6 (87)	na	na
2013	4Tf	10 (919)	na	51 (5 094)	na	1 (3)	na
2014	4Tf	3 (285)	na	29 (3 387)	2 (59)	2 (2)	na
2015	4Tf	4 (525)	6 (603)	13 (1 499)	11 (1 699)	na	na
2016	4Tf	11 (1 373)	na	33 (3 345)	na	1 (2)	na
2017	4Tf	8 (1 342)	1 (120)	32 (2 654)	8 (2 124)	7 (31)	na
2018	4Tf	12 (1 843)	2 (87)	36 (4 804)	1 (47)	4 (8)	na
2018	4Tm	na	na	na	na	na	1 (1)
2019	4Tf	10 (1 286)	na	28 (3 489)	na	6 (21)	na
2020	4Tf	na	na	na	na	na	na

Tableau 8. Indices d'abondance (nombre par trait) de la limande à queue jaune dans les relevés de recherche du sud du golfe du Saint-Laurent (strates 415 à 439) dans la division 4T de l'OPANO (2<sup>e</sup> colonne) et des strates autour des Îles-de-la-Madeleine (3<sup>e</sup> colonne; strates 428, 434, 435 et 436). Les indices de la biomasse (kg par trait) sont également présentés pour les petits (< 25 cm; 4<sup>e</sup> colonne) et les grands spécimens (>= 25 cm; 5<sup>e</sup> colonne) de limande à queue jaune pour l'ensemble du sud du golfe du Saint-Laurent.

Année	4T (n/trait)	Îles de la Madeleine (n/trait)	4T < 25 cm (kg/trait)	4T ≥ 25 cm (kg/trait)
1972	4,209	18,071	0,066	0,893
1973	5,836	6,330	0,097	1,375
1974	9,798	31,957	0,212	1,691
1975	6,046	27,183	0,229	0,756
1976	5,449	9,621	0,136	0,882
1977	20,827	79,576	0,748	2,713
1978	12,559	24,309	0,240	2,043
1979	19,307	21,861	0,174	3,348
1980	19,089	30,590	0,314	3,377
1981	30,440	48,569	0,553	4,907
1982	14,374	14,678	0,203	2,688
1983	18,472	17,321	0,259	3,133
1984	4,140	4,955	0,058	0,802
1985	13,064	4,861	0,174	2,690
1986	18,510	7,596	0,255	4,022
1987	14,389	10,703	0,253	2,328
1988	18,520	27,238	0,310	3,850
1989	11,163	7,142	0,351	1,567
1990	16,174	7,885	0,612	2,054
1991	19,924	22,686	0,489	3,077
1992	15,226	28,412	0,602	1,786
1993	25,217	65,254	1,050	2,565
1994	16,212	38,343	0,715	1,711
1995	23,604	78,818	0,658	3,258
1996	17,535	52,755	0,446	2,284
1997	14,285	39,285	0,620	1,071
1998	15,139	41,955	0,724	1,180
1999	22,840	68,011	1,107	1,912
2000	21,720	79,740	0,931	2,008
2001	21,700	58,775	0,940	2,160
2002	16,526	55,639	0,780	1,222
2003	11,620	42,146	0,531	0,968
2004	22,415	86,176	1,201	1,499
2005	17,481	67,253	0,962	1,015
2006	24,281	83,097	1,414	1,046
2007	18,127	46,884	0,998	0,731
2008	20,058	26,885	1,148	0,649
2009	15,688	42,675	0,913	0,407
2010	20,031	56,595	1,154	0,420
2011	13,905	55,476	0,841	0,250

---

<b>Année</b>	<b>4T (n/trait)</b>	<b>Îles de la Madeleine (n/trait)</b>	<b>4T &lt; 25 cm (kg/trait)</b>	<b>4T ≥ 25 cm (kg/trait)</b>
2012	16,421	54,786	1,031	0,236
2013	23,035	59,997	1,397	0,475
2014	15,597	50,427	0,908	0,431
2015	16,754	32,206	0,927	0,648
2016	7,613	24,544	0,456	0,195
2017	10,433	49,920	0,609	0,282
2018	9,235	34,356	0,481	0,146
2019	13,371	47,607	0,680	0,276
2020	10,070	41,377	0,515	0,320

---

Tableau 9. Traits du relevé des pêches sentinelles par engins mobiles effectués pour chaque navire dans le sud du golfe du Saint-Laurent, de 2003 à 2019.

Année	Riding it out	Line Guy	J.L.S.R.	Cap Adele	L. Alberto	Manon Yvon	Viking Il	Atlantic Quest I	Tamara Louise	Harbour Leta	Miss Lameque	Cape Ryan	Boreas VII	Total
2003	50	0	0	0	52	54	0	0	0	0	65	0	0	221
2004	50	0	0	0	0	56	64	0	0	0	67	0	0	237
2005	51	0	0	0	0	56	70	0	0	0	68	0	0	245
2006	51	0	0	51	0	0	63	0	0	0	61	0	0	226
2007	0	0	0	52	0	0	65	51	0	0	62	0	0	230
2008	0	0	0	51	0	0	64	50	0	0	59	0	0	224
2009	0	0	0	42	0	0	54	44	0	0	48	0	0	188
2010	0	0	0	42	0	0	54	0	44	0	48	0	0	188
2011	0	0	0	38	0	0	53	0	41	0	44	0	0	176
2012	0	0	0	40	0	0	53	0	41	0	43	0	0	177
2013	0	0	0	37	0	0	59	0	39	0	35	0	0	170
2014	0	0	57	33	0	0	0	0	35	0	0	31	0	156
2015	0	27	56	32	0	0	0	0	0	0	0	27	0	142
2016	0	33	55	28	0	0	0	0	0	0	0	30	0	146
2017	0	33	54	28	0	0	0	0	0	0	0	0	0	115
2018	0	32	50	30	0	0	0	0	0	0	0	0	30	142
2019	0	0	39	38	0	0	0	0	0	20	0	0	0	97
Coef n/traît	0,825	0,094	1,428	2,707	0,613	1,094	1,238	0,387	0,234	na	1,000	5,097	1,499	na
Coef kg/traît	1,032	0,165	1,023	2,630	0,626	1,158	1,112	0,517	0,262	na	1,000	3,568	1,401	na

Tableau 10. Nombre d'otolithes valides de limande à queue jaune provenant du relevé au chalut de fond de septembre dans le sud du golfe du Saint-Laurent, selon l'année et l'âge (de 1 à 11 ans).

Année	Emplacement technicien	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	Total
1972	St. Andrews	0	0	2	6	32	25	56	39	4	3	0	167
1973	St. Andrews	0	1	6	22	17	26	35	44	19	9	2	181
1974	St. Andrews	0	1	26	46	53	55	44	36	21	3	1	286
1975	St. Andrews	0	7	29	62	38	37	25	11	6	0	0	215
1976	St. Andrews	0	1	8	41	46	42	29	10	6	2	0	185
1977	St. Andrews	0	0	15	48	71	57	51	24	5	0	0	271
1978	St. Andrews	0	4	15	28	59	67	72	61	26	19	6	357
1980	St. Andrews	0	3	22	35	69	72	50	37	18	4	2	312
1981	St. Andrews	0	0	10	56	48	70	34	15	2	0	0	235
1982	St. Andrews	0	0	3	20	58	56	74	34	4	1	1	251
1982 rev.	Gulf 1	0	3	36	61	60	71	33	11	3	0	1	279
1986	Gulf 1	17	39	30	14	18	17	4	3	1	0	0	143
2000	Gulf 1	30	36	27	33	19	12	1	0	0	0	0	158
2001	Gulf 2	2	14	38	25	25	22	16	5	0	1	0	148
2003	Gulf 2	0	10	29	31	27	20	12	3	2	0	0	134
2005	Gulf 2	1	12	35	32	26	20	16	3	0	1	0	146
2007	Gulf 1	36	30	24	21	21	11	3	1	0	0	0	147
2009	Gulf 2	0	18	26	29	29	26	5	0	0	0	0	133
2011	Gulf 2	0	11	19	40	31	15	5	1	0	0	0	122
2013	Gulf 1	10	22	19	26	21	21	7	2	2	0	0	130
2013	Gulf 2	1	13	26	28	29	23	5	5	2	0	0	132
2015	Gulf 1	28	20	23	26	21	7	3	3	0	0	0	131
2017	Gulf 1	19	24	11	16	28	19	5	4	2	0	0	128
2017	Gulf 2	3	32	15	24	29	23	3	2	0	0	0	131
2019	Gulf 2	15	67	285	135	98	42	17	0	1	0	0	660

---

Tableau 11. Nombre de navires qui débarquent des limandes à queue jaune par année, selon les données du journal de bord, de la division 4T de l'OPANO.

<b>Année</b>	<b>Chalutiers</b>	<b>Seineurs</b>
1985	45	18
1986	47	59
1987	61	47
1988	20	39
1989	17	23
1990	12	6
1991	19	16
1992	15	13
1993	9	4
1994	5	4
1995	16	5
1996	25	9
1997	10	18
1998	14	11
1999	15	11
2000	11	14
2001	19	9
2002	27	9
2003	23	6
2004	25	6
2005	27	5
2006	30	5
2007	41	3
2008	37	3
2009	48	2
2010	96	5
2011	99	5
2012	86	6
2013	13	5
2014	14	3
2015	12	4
2016	13	4
2017	14	5
2018	14	4
2019	13	4
2020	13	3

---

## FIGURES

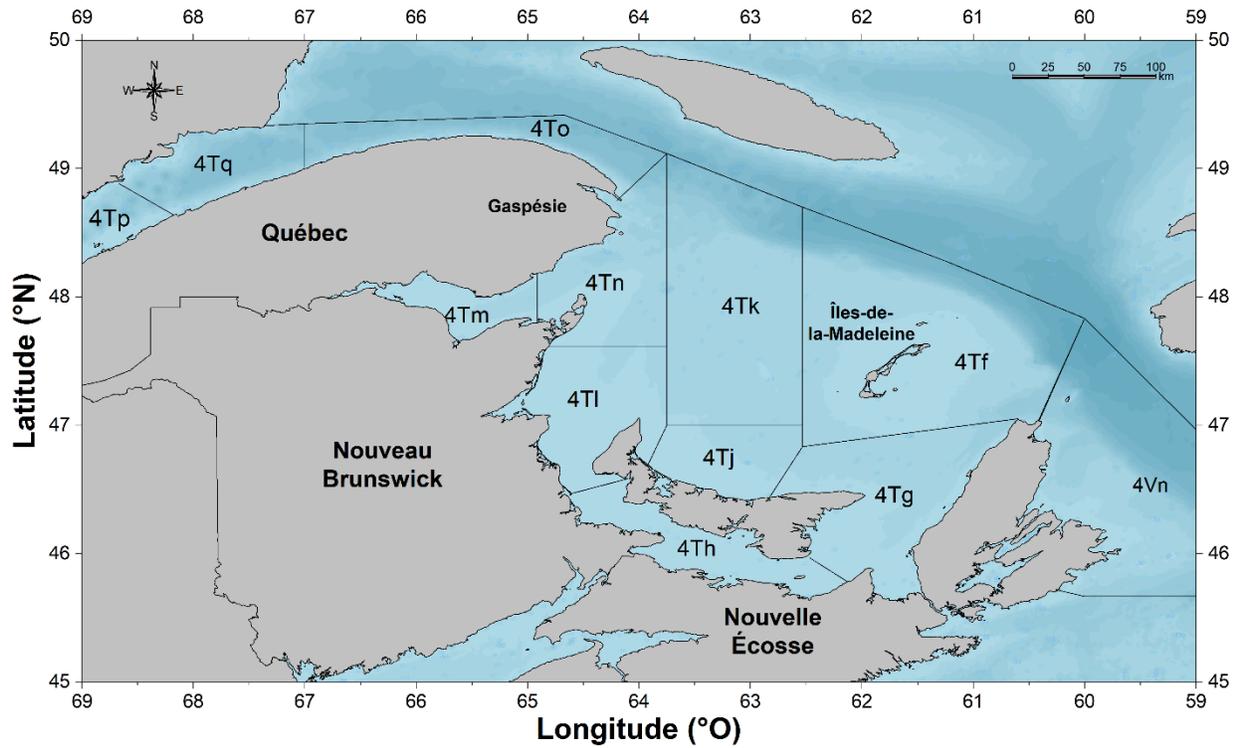


Figure 1. Carte du sud du golfe du Saint-Laurent (sGSL) montrant les sous-divisions de la division 4T de l'OPANO.

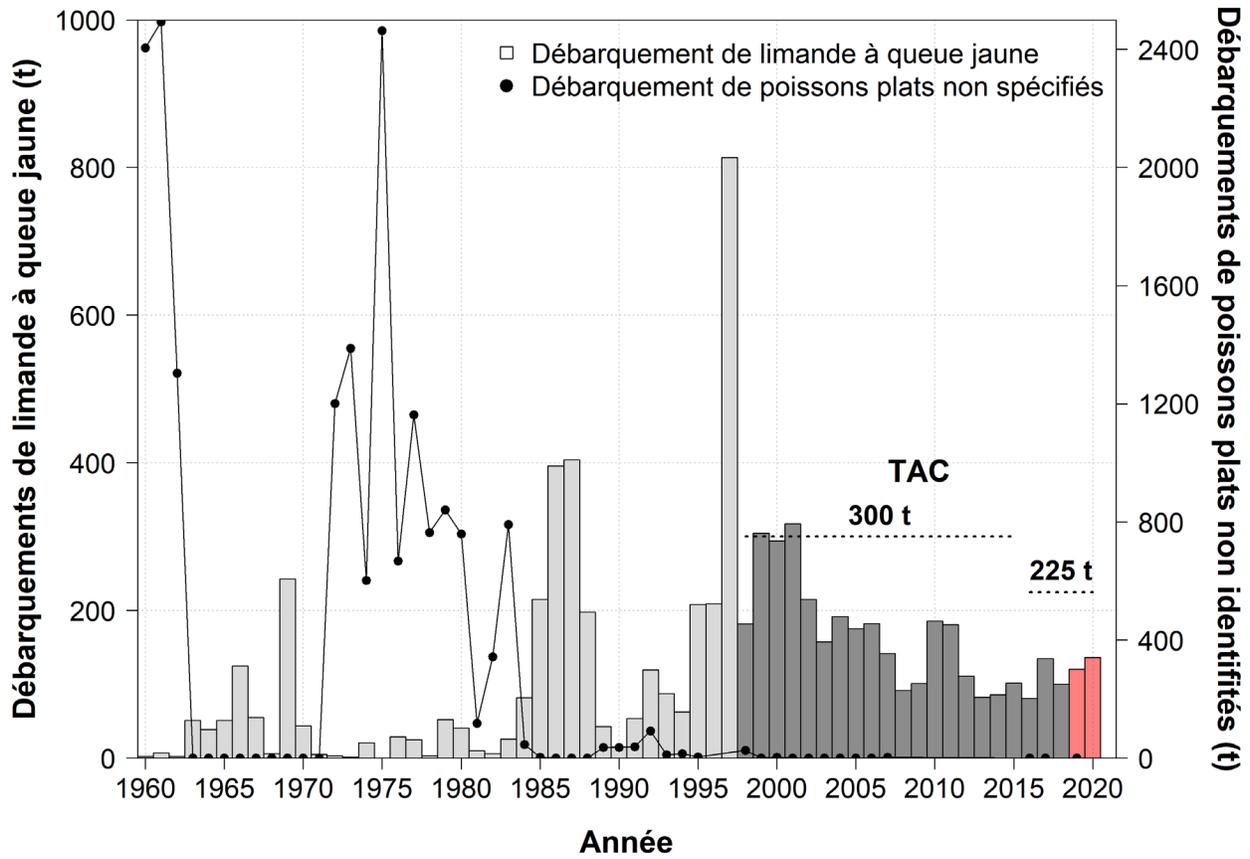


Figure 2. Débarquements (t) de limande à queue jaune dans la division 4T de l'OPANO de 1960 à 2020. La ligne noire continue correspond aux débarquements de poissons plats non précisés. Les débarquements de 2019 et 2020 sont préliminaires. Le total autorisé des captures (TAC) actuel est de 225 tonnes.

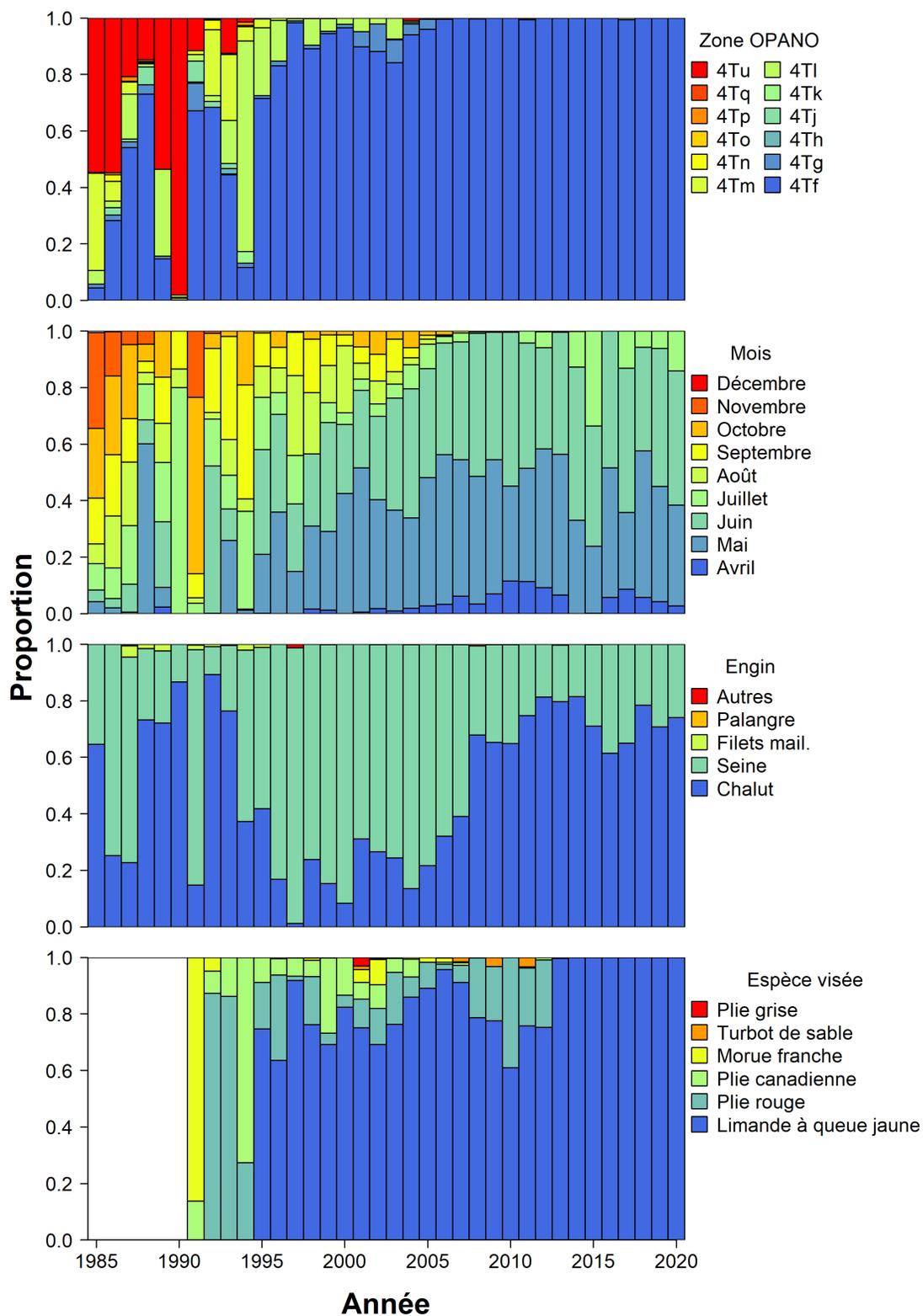


Figure 3. Proportions de débarquements de la limande à queue jaune par année selon la sous-division de la division 4T de l'OPANO (premier panneau, haut), le mois de pêche (deuxième panneau), le type d'engin de pêche (troisième panneau) et l'espèce ciblée (quatrième panneau, bas).

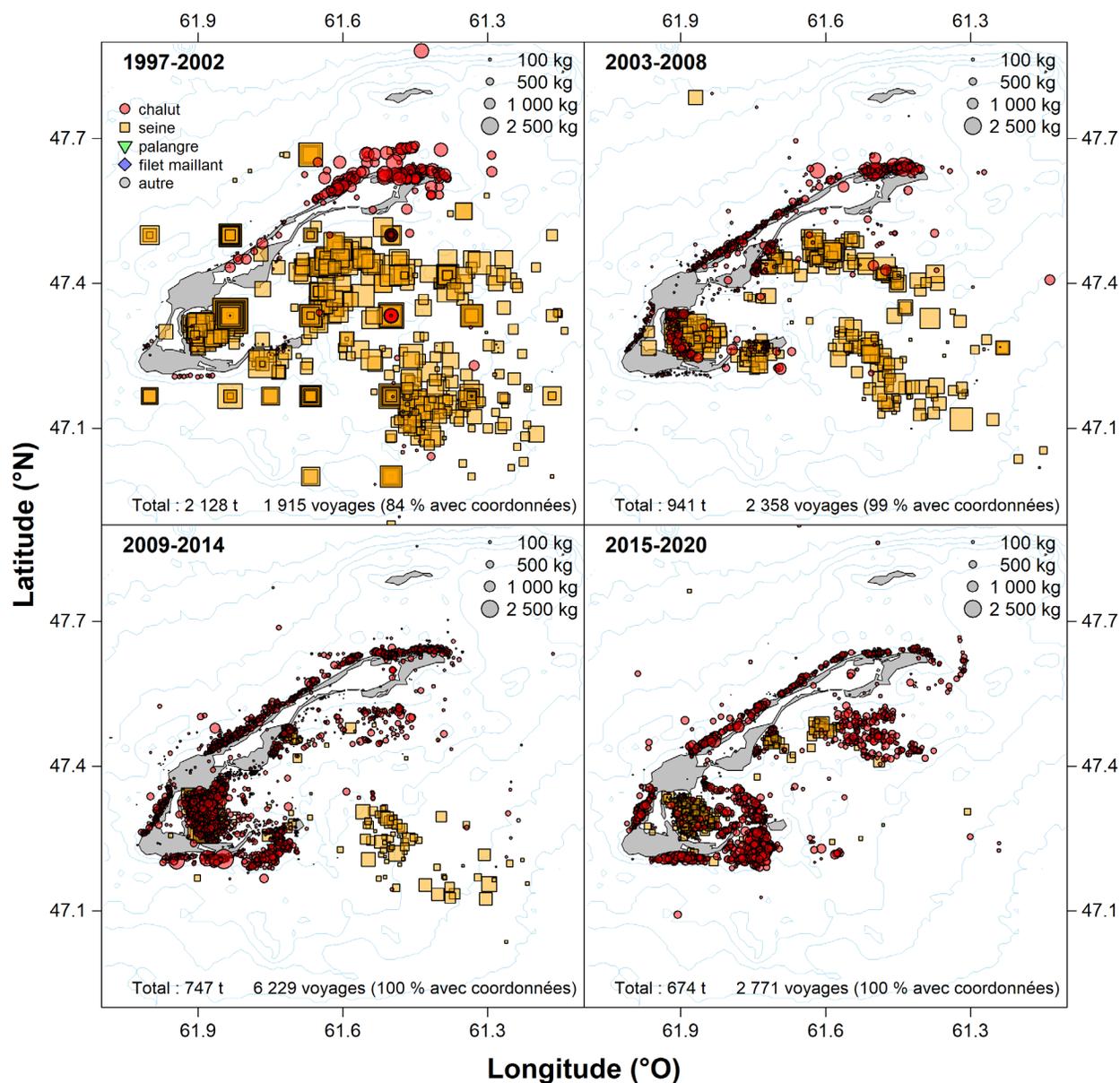


Figure 4. Répartition spatiale des prises de limande à queue jaune enregistrées dans les journaux de bord selon l'année et le type d'engins de pêche. La superficie du cercle tracé est proportionnelle au nombre de prises enregistrées.

### Vitesse des navires

- $\leq 0.1$  kn
- $0.1 > \text{kn} \leq 2.0$
- $2.0 > \text{kn} \leq 4.0$
- $> 4.0$  kn

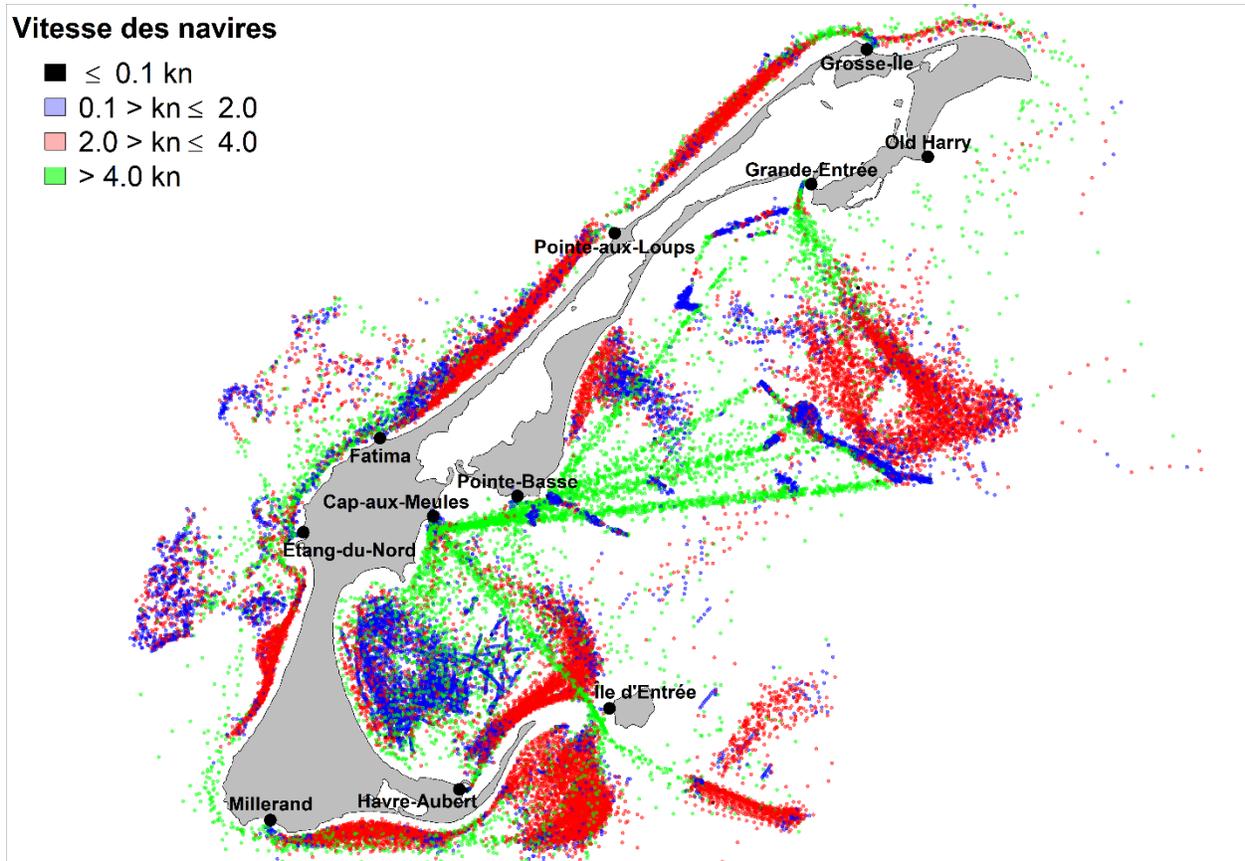


Figure 5. Répartition spatiale des activités de pêche 2019 de la flottille de limande à queue jaune d'après le système de surveillance des navires (SSN) obligatoire à bord établi à une fréquence minimale de 15 minutes. Les catégories de vitesse des navires (en noeuds) ont été estimées en fonction de la différence de temps et de la distance entre chaque enregistrement continu.

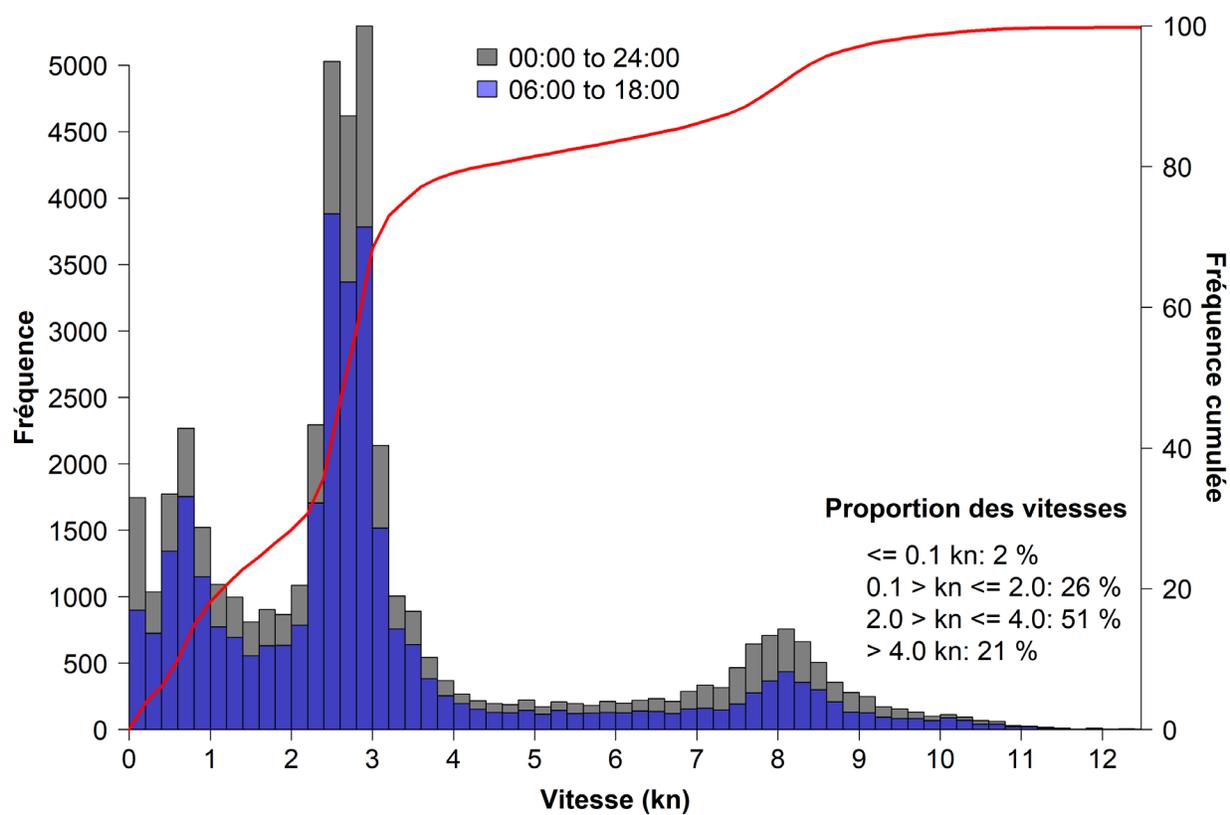


Figure 6. Répartition de la fréquence et proportion de la vitesse des navires (en noeuds) des activités de pêche 2019 de la flottille de limande à queue jaune d'après le système de surveillance des navires (SSN) obligatoire à bord établi à une fréquence minimale de 15 minutes. Les catégories de vitesse des navires ont été estimées en fonction du temps et de la distance entre chaque enregistrement continu. Pour chaque catégorie, la fréquence du jour (6 h à 18 h) est présentée avec son total.

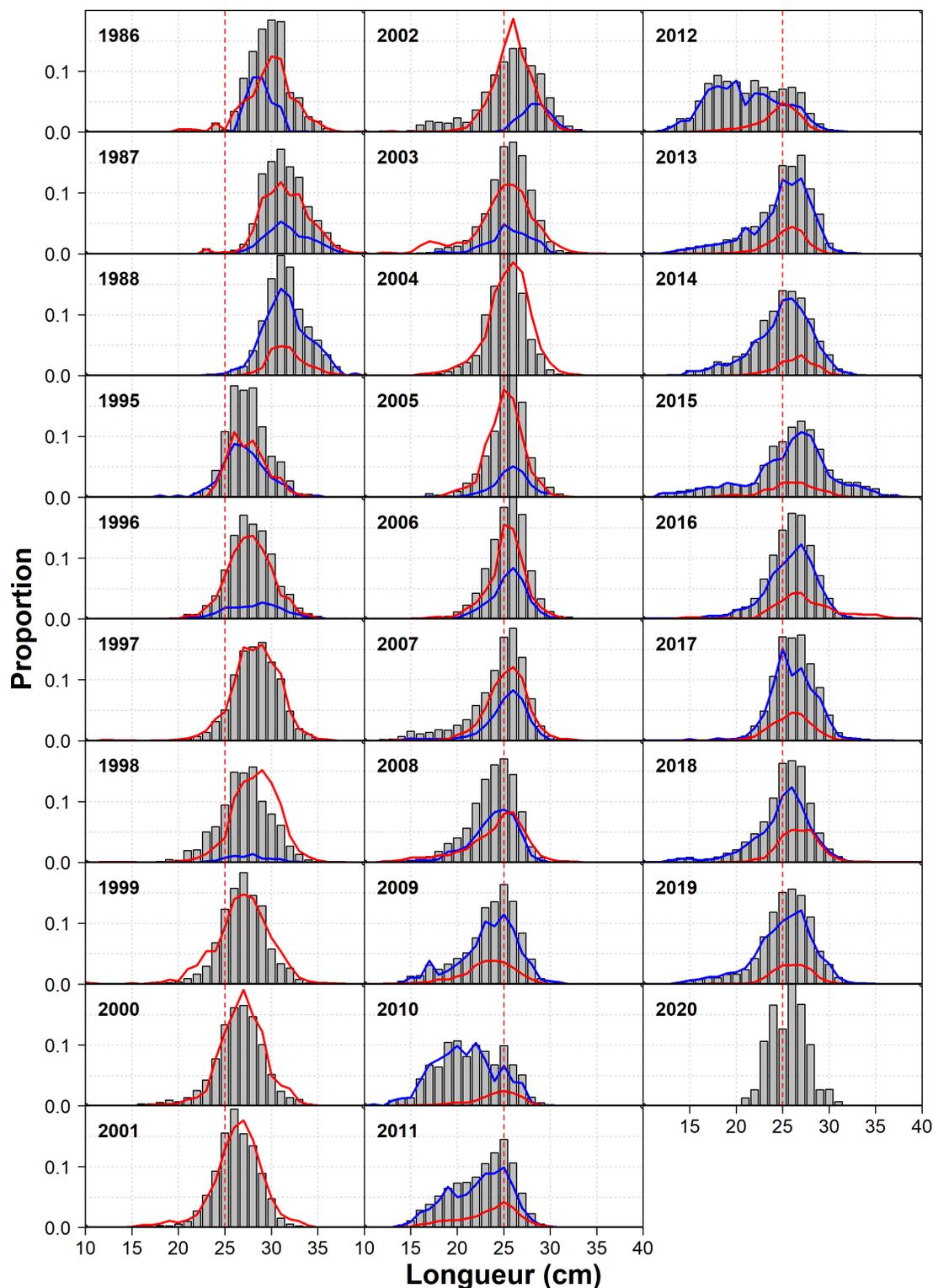


Figure 7. Proportions selon la longueur des prises de limande à queue jaune fondées sur des échantillons commerciaux et d'observateurs. Les lignes rouges pointillées verticales correspondent à la limite de taille légale de 25 cm. Les lignes continues superposées indiquent des portions des proportions totales représentées par les prises de chalutiers (bleu) et de senneurs (rouge). À noter que pour certaines années, aucun échantillon au chalut n'était disponible (p. ex. de 1999 à 2001).

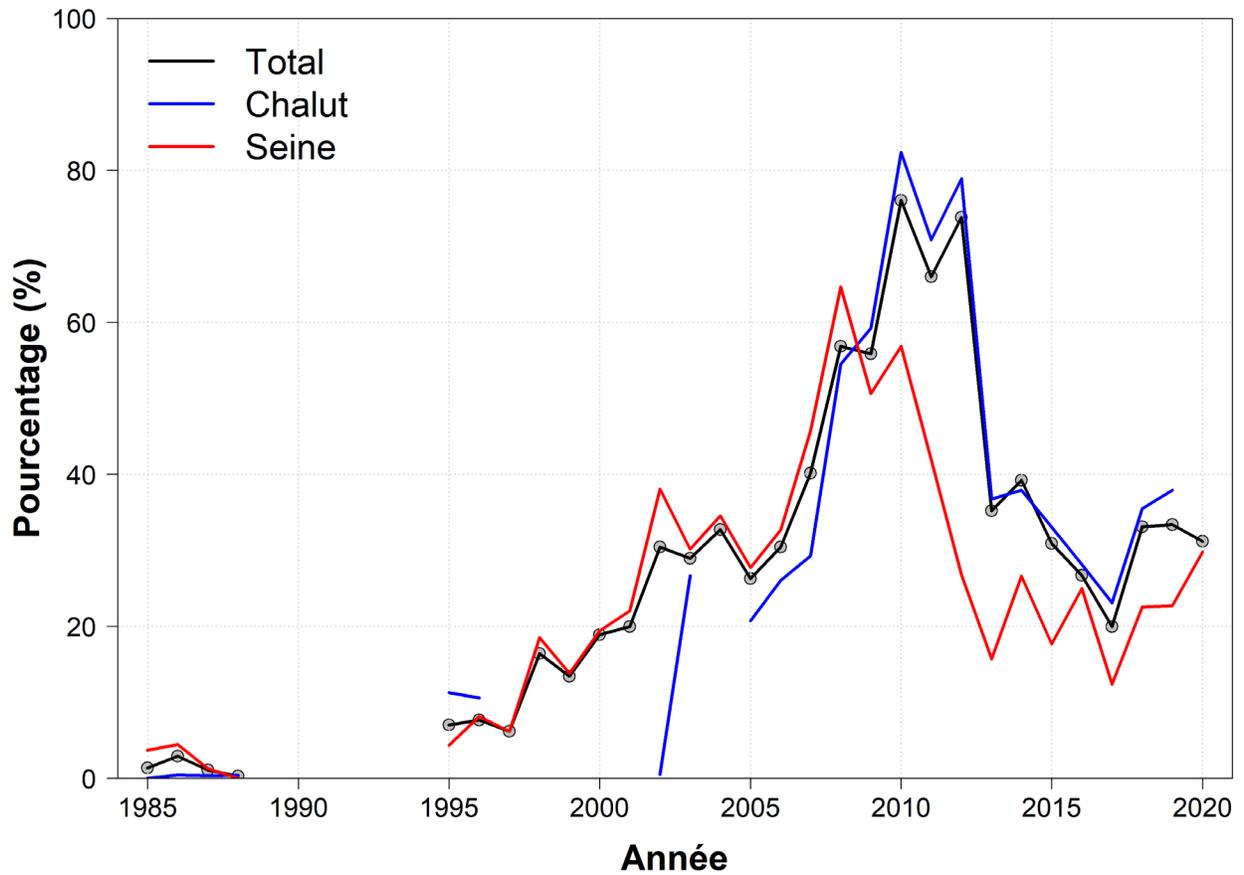


Figure 8. Pourcentages annuels de prises de limande à queue jaune composées de poissons de moins de 25 cm, selon les estimations de prises selon la longueur des captures au chalut, des captures à la senne et des engins combinés.

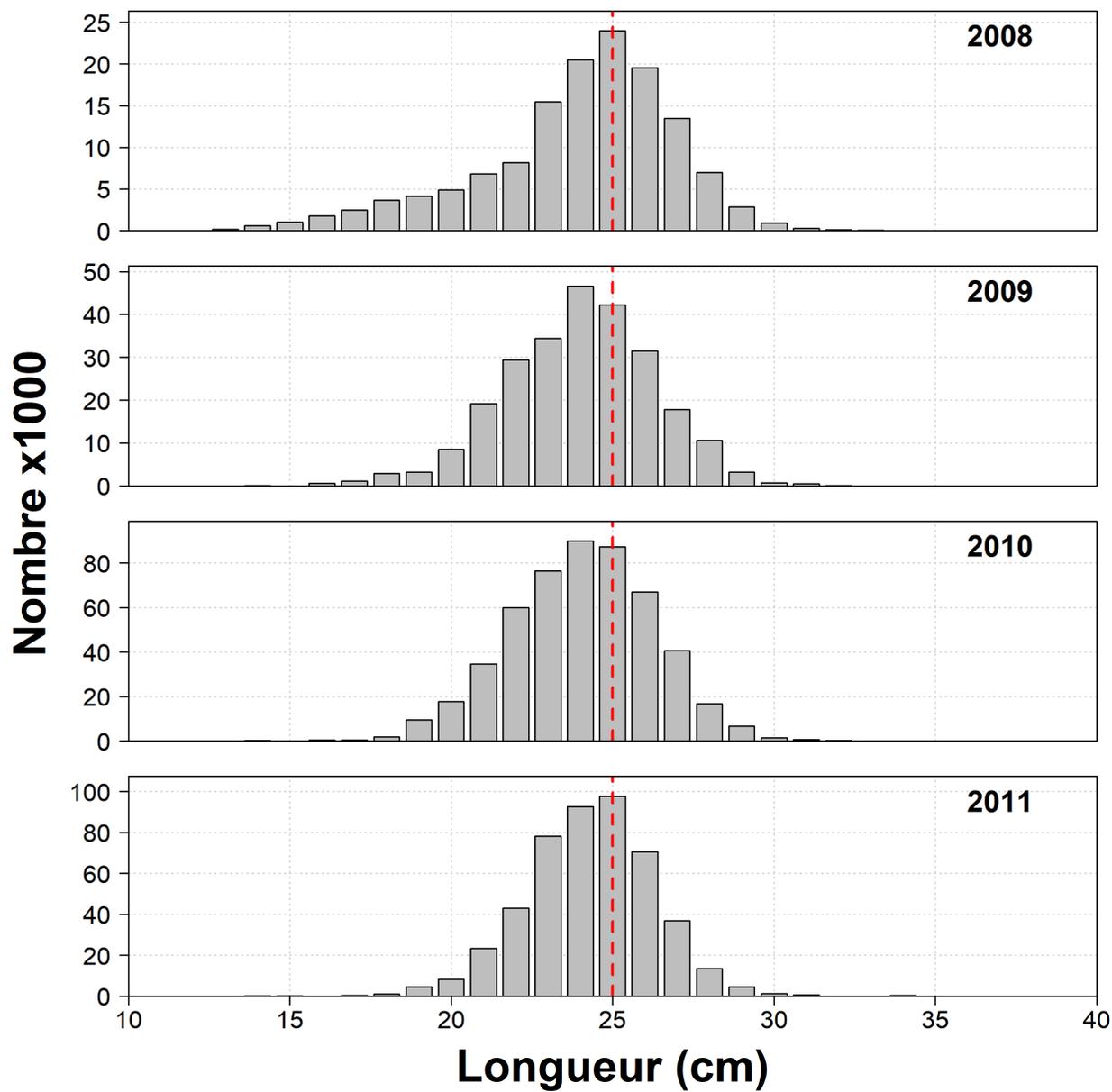


Figure 9. Distributions des fréquences de longueur des échantillons prélevés au port de limande à queue jaune dans la pêche expérimentale d'appâts aux Îles-de-la-Madeleine, 2008 à 2011.

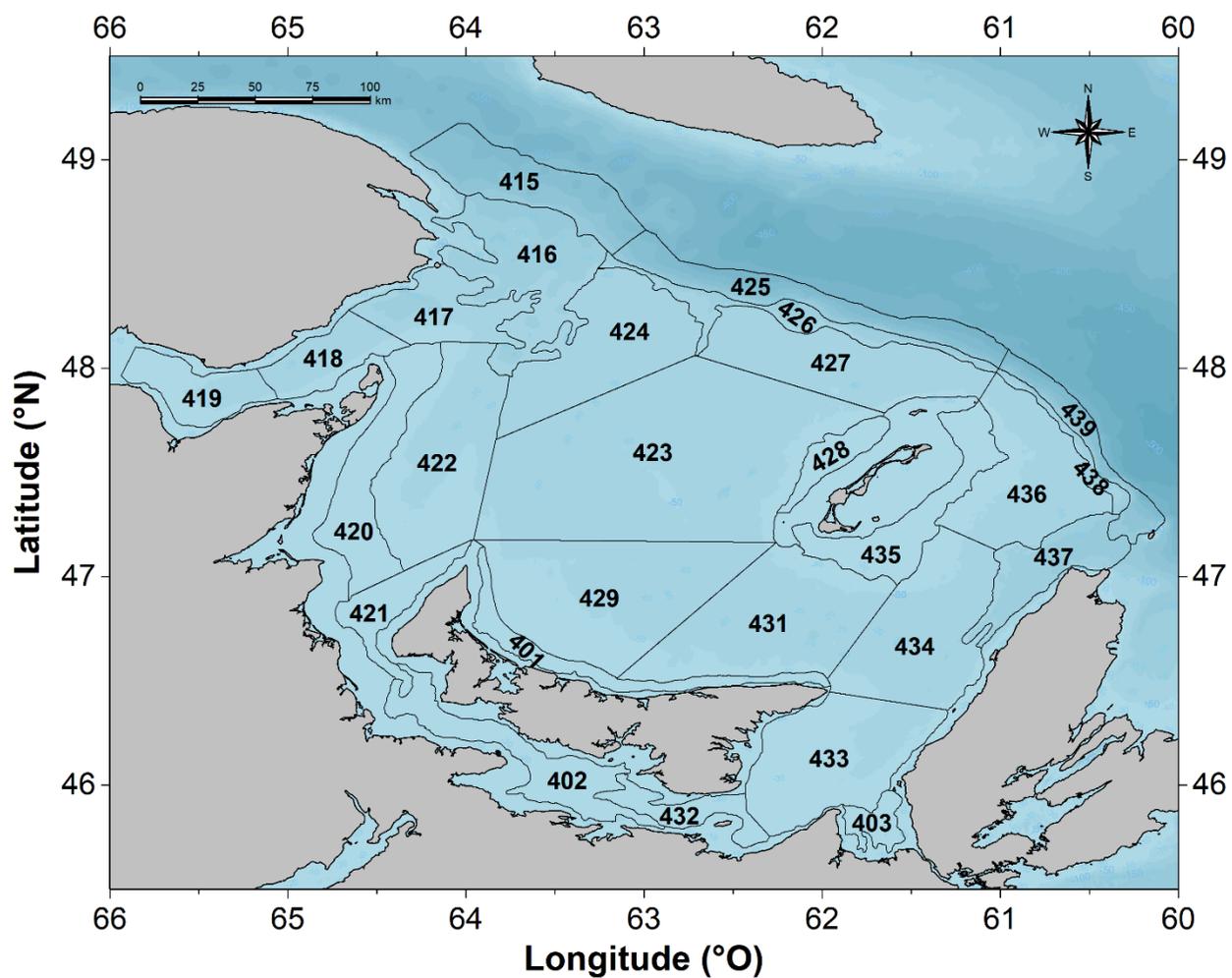


Figure 10. Plan de stratification spatiale utilisé dans les relevés de septembre des pêches sentinelles par engins mobiles et de navires de recherche par chalutage dans le sud du golfe du Saint-Laurent.

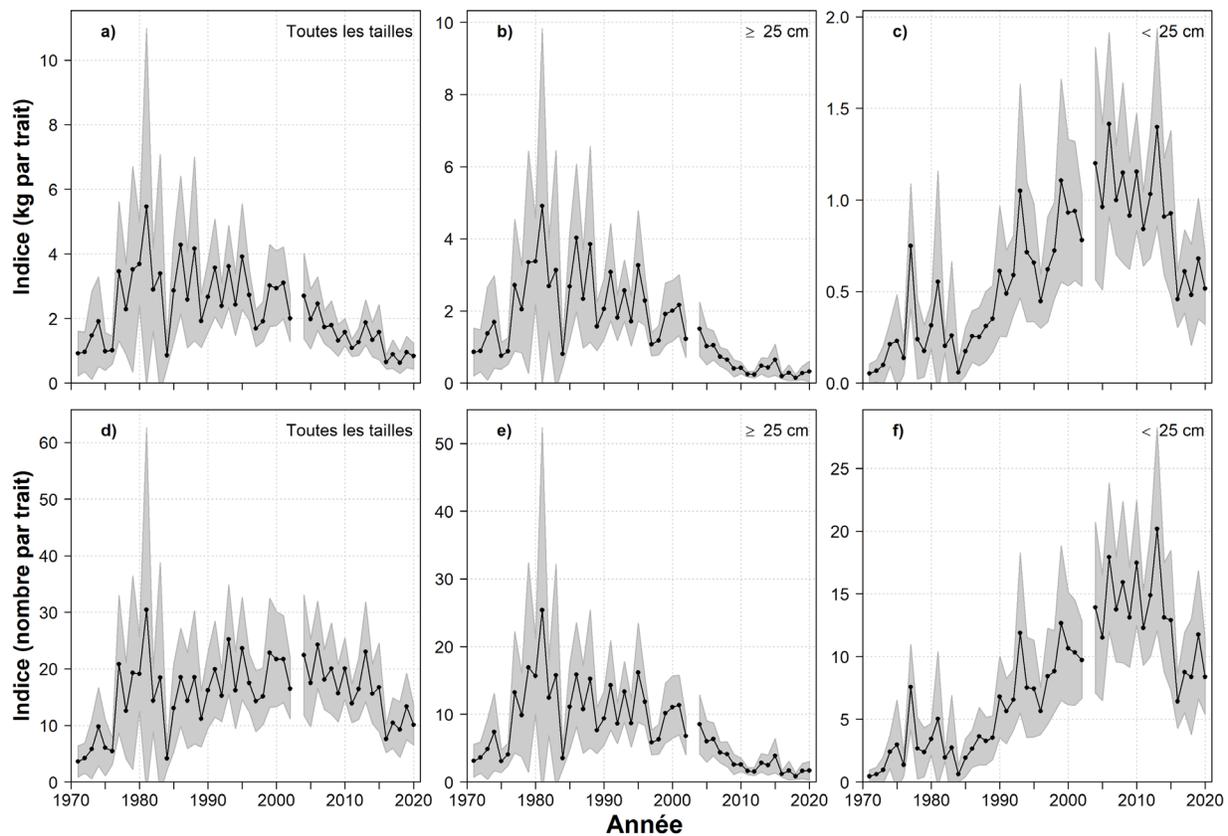


Figure 11. Abondance estimée (kg par trait, panneau supérieur) et biomasse (nombre par trait, panneau inférieur) de la limande à queue jaune d'après le relevé au chalut de fond de septembre du sud du golfe du Saint-Laurent (strates 415 à 439). La zone ombrée représente les intervalles de confiance à 95 % des valeurs moyennes.

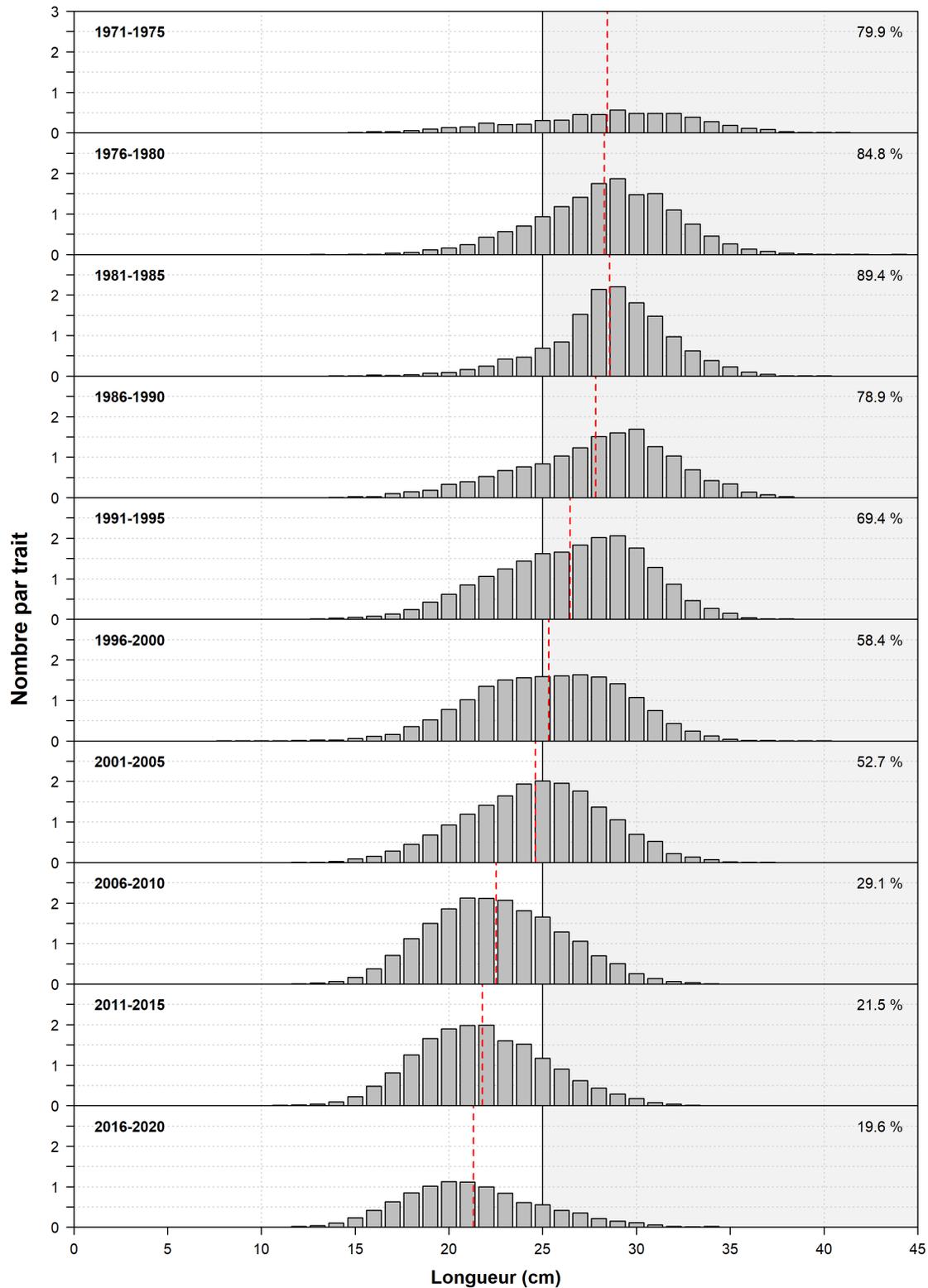


Figure 12. Distributions des fréquences de longueur de la limande à queue jaune, exprimées en nombre par trait, selon le relevé au chalut de fond de septembre dans le sud du golfe du Saint-Laurent, en blocs de cinq ans (de 1971 à 2020). La ligne verticale pointillée montre la longueur moyenne pour chaque période. Le pourcentage de limande à queue jaune de 25 cm de longueur ou plus est également indiqué.

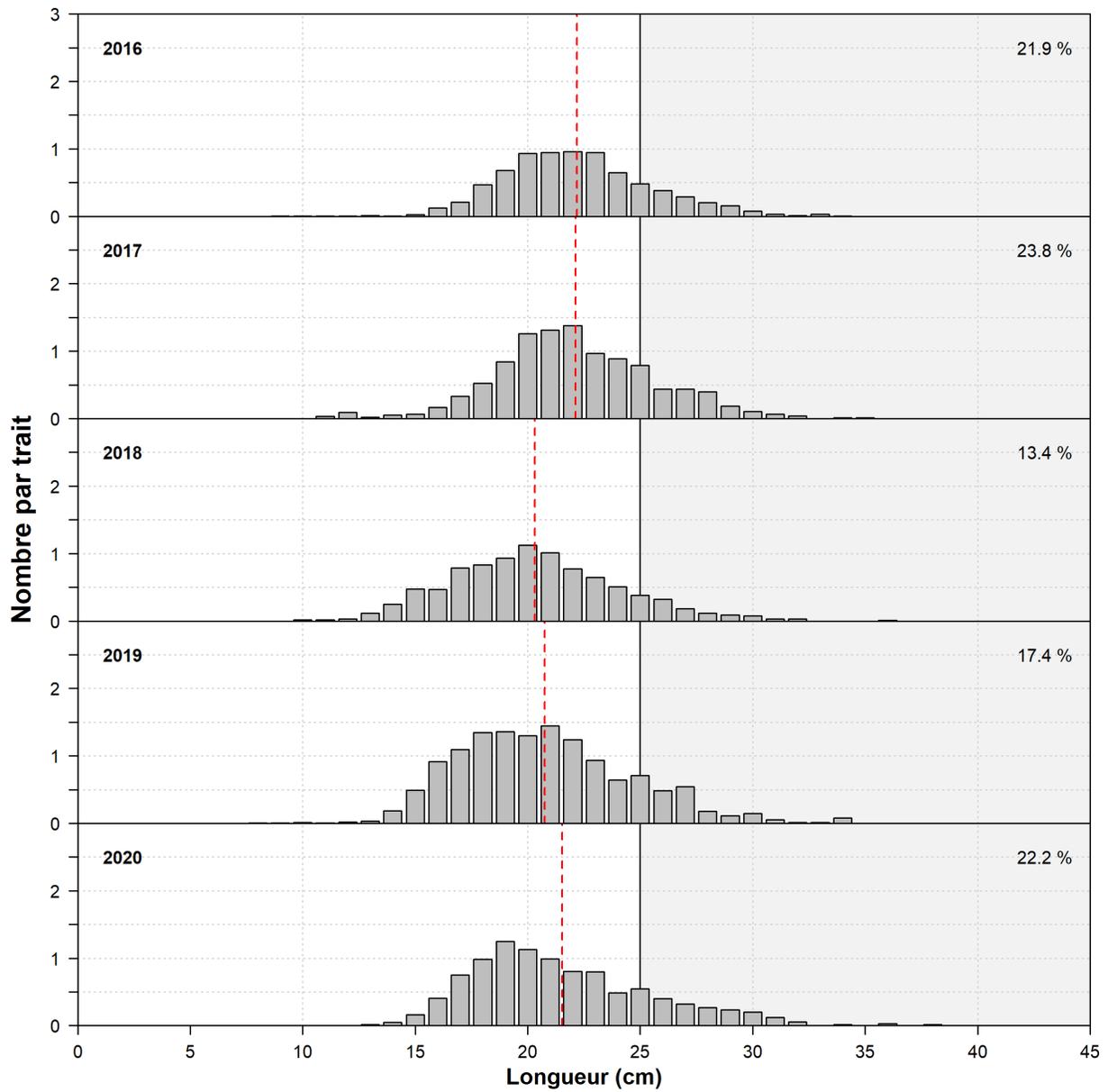


Figure 13. Distributions des fréquences de longueur de la limande à queue jaune, exprimées en nombre par trait, selon le relevé au chalut de fond de septembre dans le sud du golfe du Saint-Laurent, de 2016 à 2020.

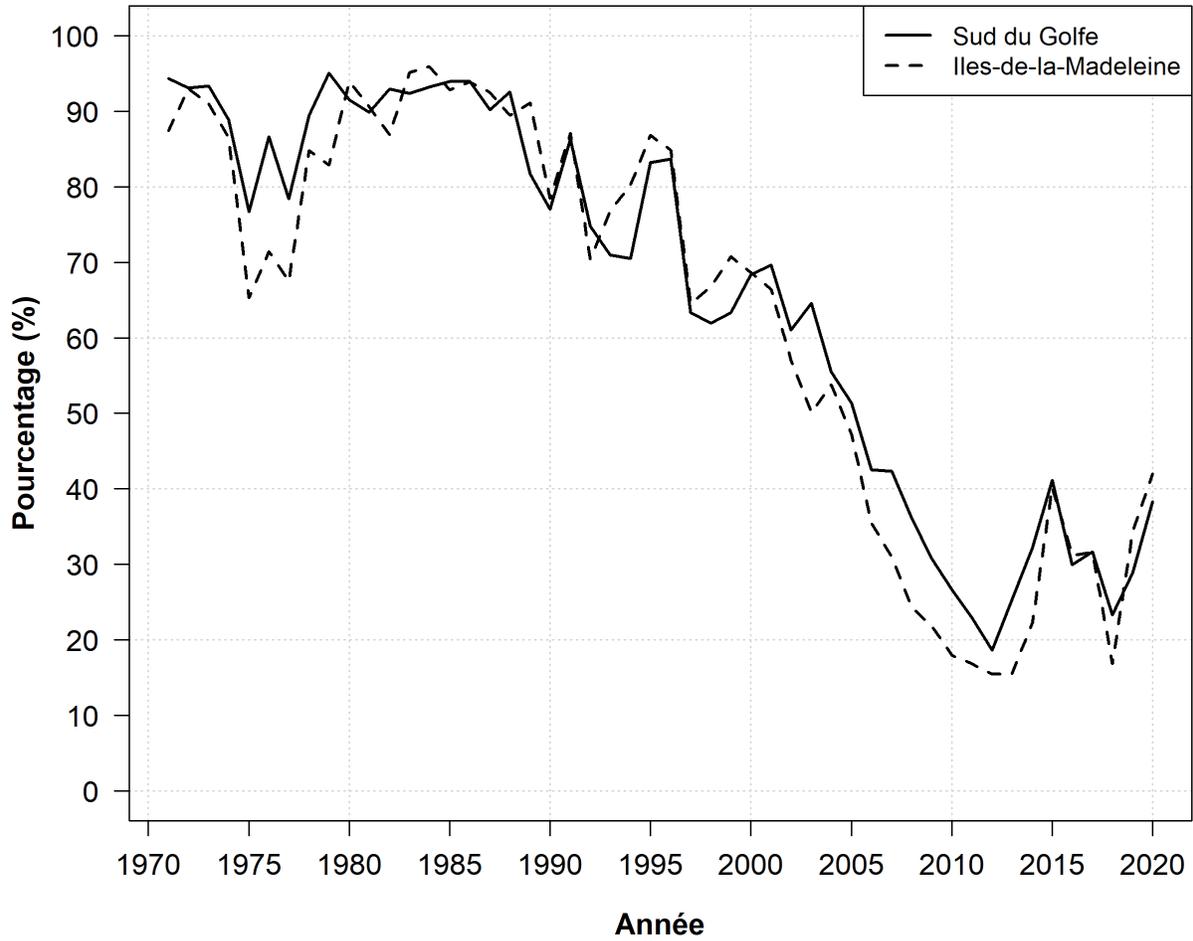


Figure 14. Pourcentages de limande à queue jaune d'une longueur totale de 25 cm ou plus, selon les fréquences de longueur normalisées, dans les prises du relevé au chalut de fond de septembre.

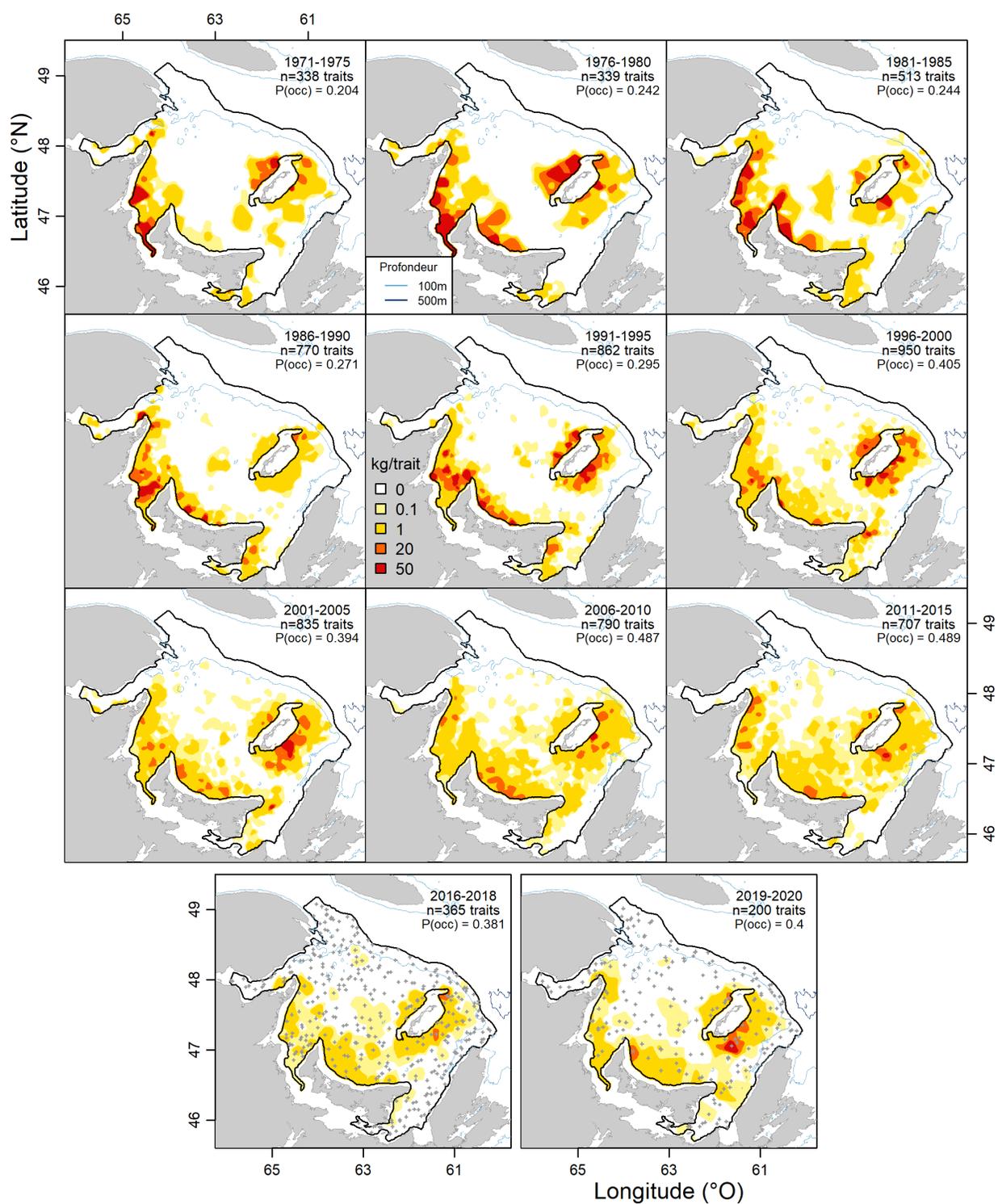


Figure 15. Répartition spatiale des prises du relevé au chalut de fond de septembre (en kg par trait normalisé) de limande à queue jaune, 1971 à 2020.

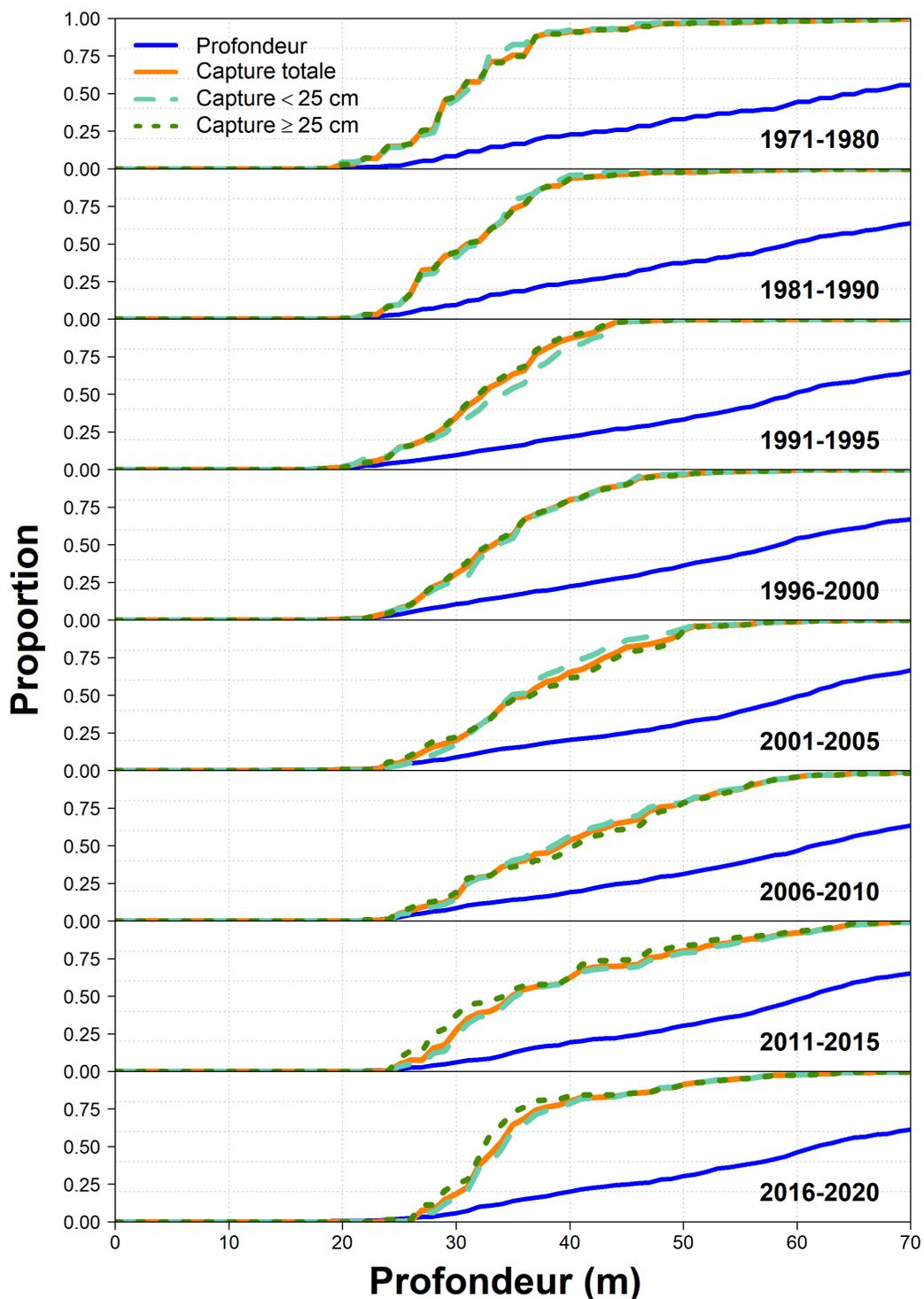


Figure 16. Courbes d'association de l'habitat de la limande à queue jaune en ce qui concerne la profondeur de l'eau d'après les prises provenant du relevé au chalut de fond de septembre, de 1971 à 2020. Les lignes bleues correspondent aux courbes de fréquence cumulatives des stations d'échantillonnage du relevé, tandis que les autres lignes correspondent aux courbes de prise cumulatives pour les prises totales (ligne continue orange foncé), les petits poissons (ligne à longs pointillés chartreuse) et les grands poissons (ligne à petits pointillés vert foncé).

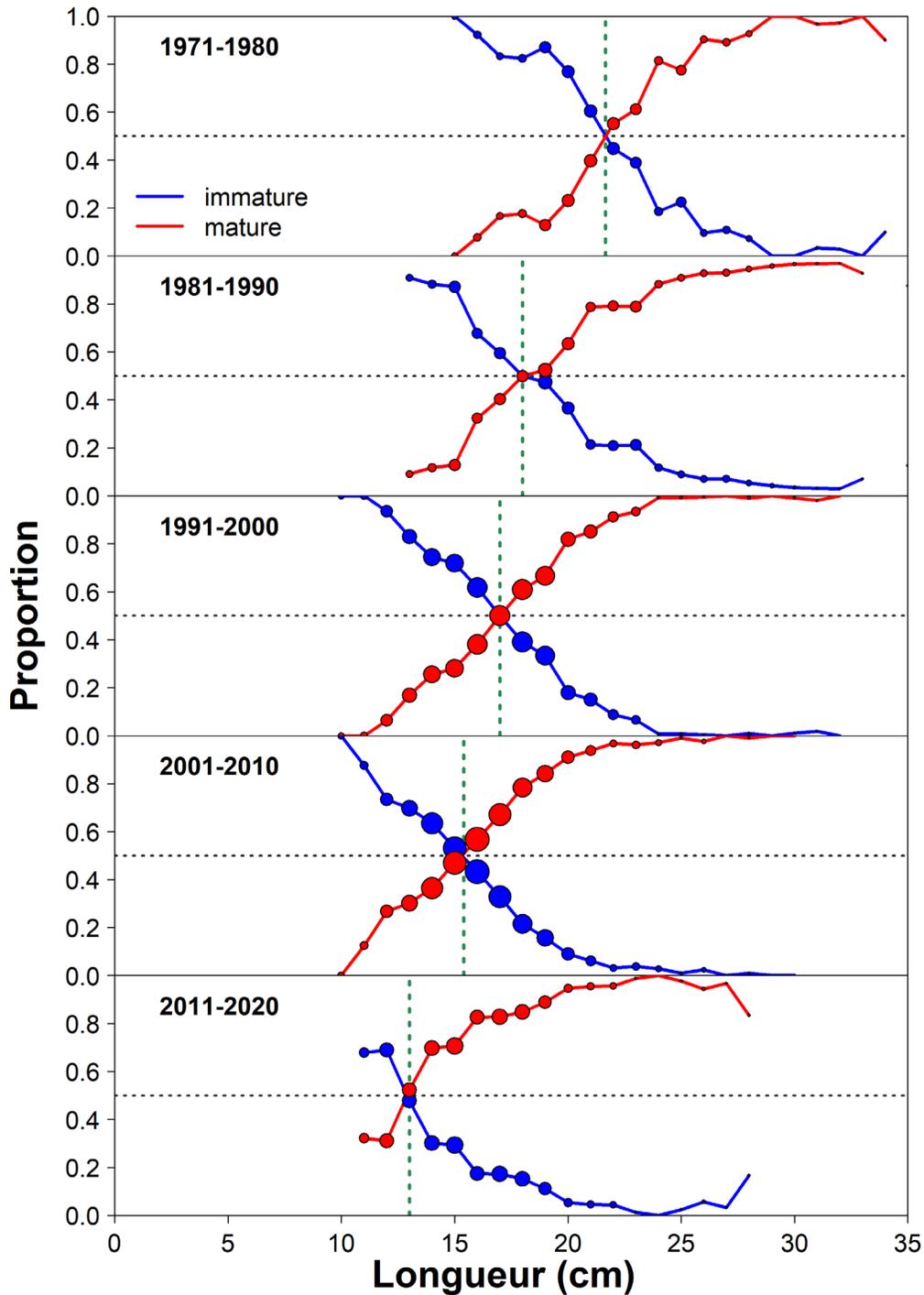


Figure 17. Proportions de maturité selon la longueur observées chez les mâles pour la limande à queue jaune d'après les données du relevé de septembre par navire de recherche dans le sud du golfe du Saint-Laurent. La catégorie « incertain » reflète un codage qui est censé être mature, mais pour lequel les échantillonneurs scientifiques à bord s'attendent à un certain niveau d'erreur de classification. Les périodes qui posent problème sont 1983-1989 et 1990-1997.

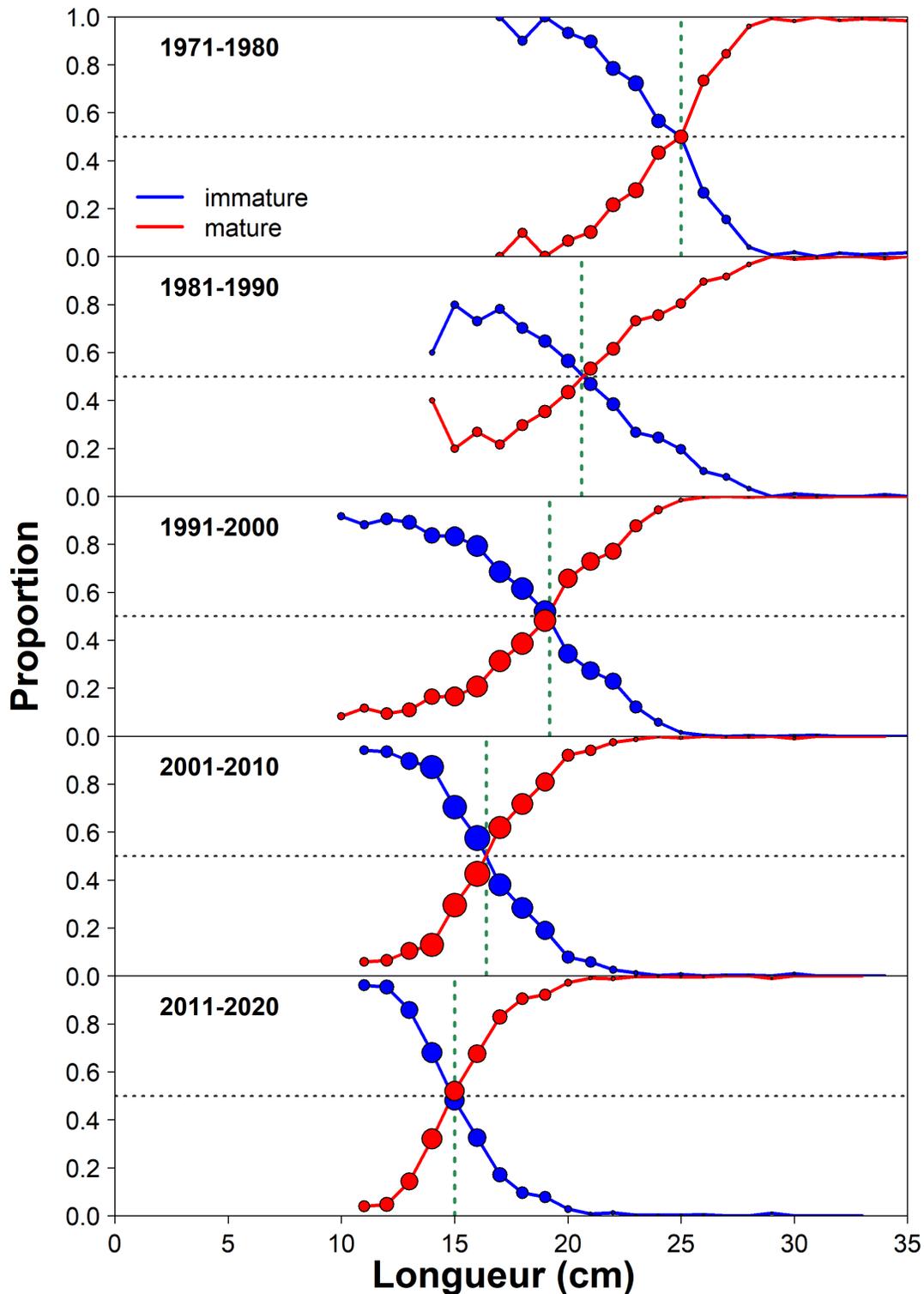


Figure 18. Proportions de maturité selon la longueur observées chez les femelles pour la limande à queue jaune d'après les données du relevé de septembre par navire de recherche dans le sud du golfe du Saint-Laurent. La catégorie « incertain » reflète un codage qui est censé être mature, mais pour lequel les échantillonneurs scientifiques à bord s'attendent à un certain niveau d'erreur de classification. Les périodes qui posent problème sont 1983-1989 et 1990-1997.

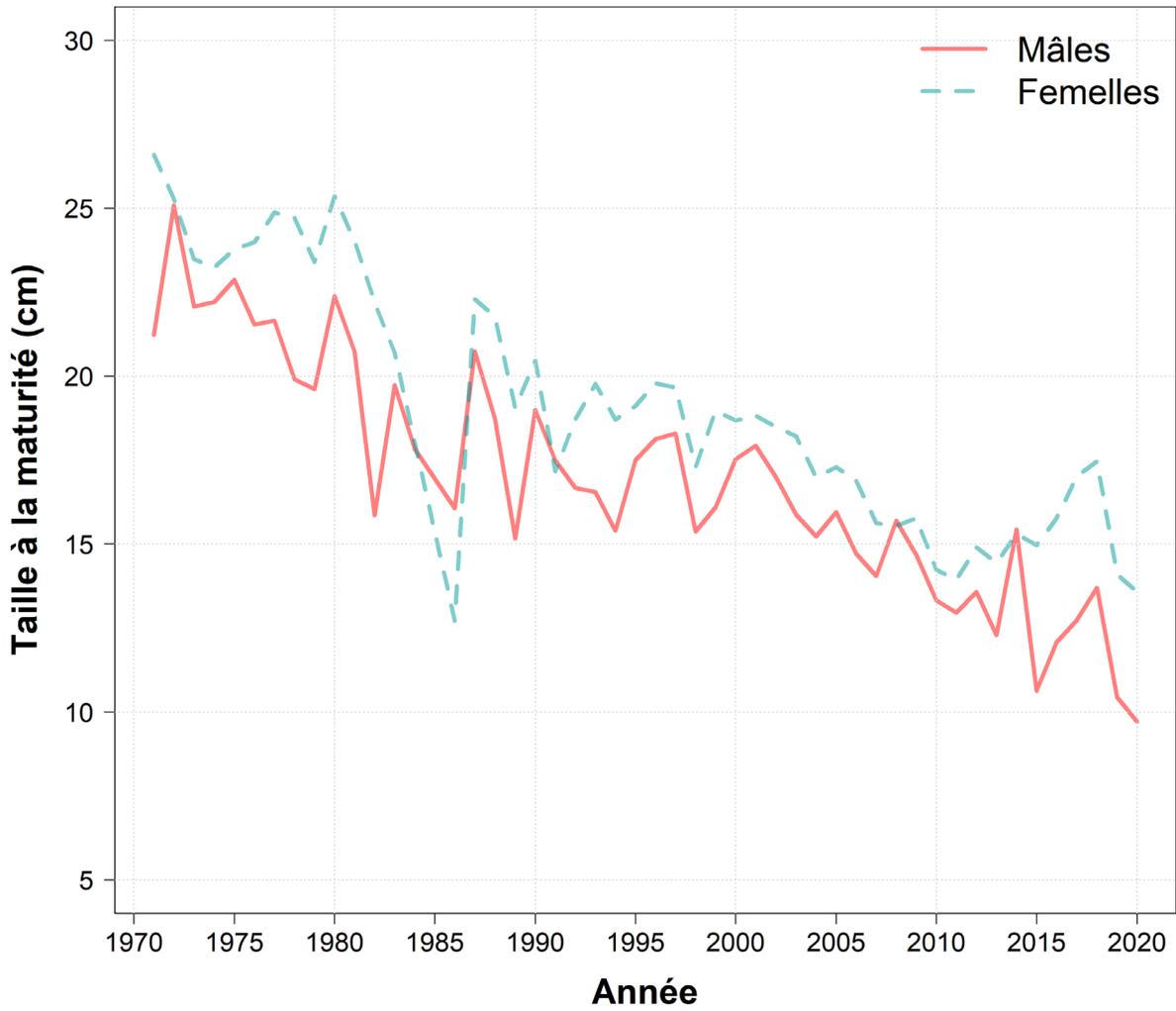


Figure 19. Longueur (cm) à 50 % de maturité de la limande à queue jaune estimée à partir des données biologiques du relevé au chalut de fond de septembre, selon l'année et le sexe, 1971 à 2020.

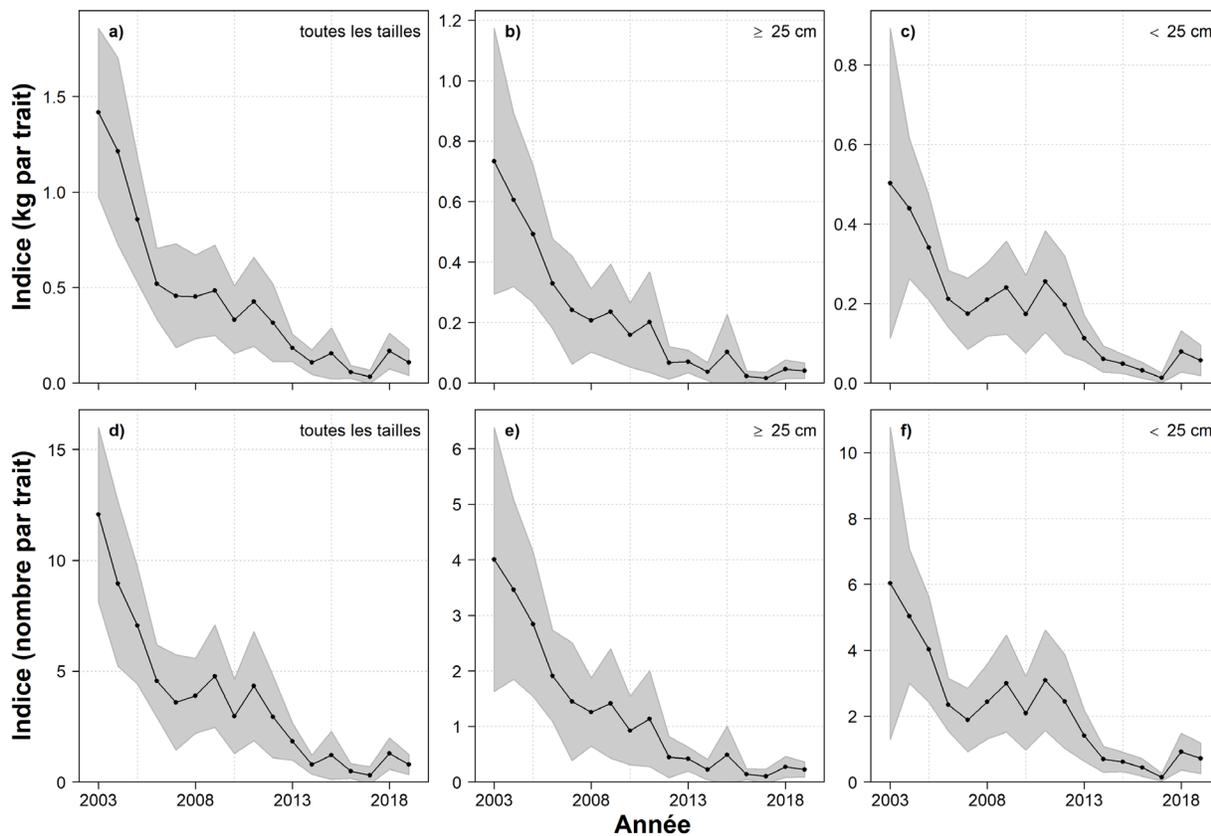


Figure 20. Indices d'abondance (nombre par trait; panneau supérieur) et de biomasse (kg par trait; panneau inférieur) de la limande à queue jaune tirés du relevé des pêches sentinelles par engins mobiles dans le sud du golfe du Saint-Laurent (strates 401-439). La zone ombrée représente les intervalles de confiance à 95 % des valeurs moyennes.

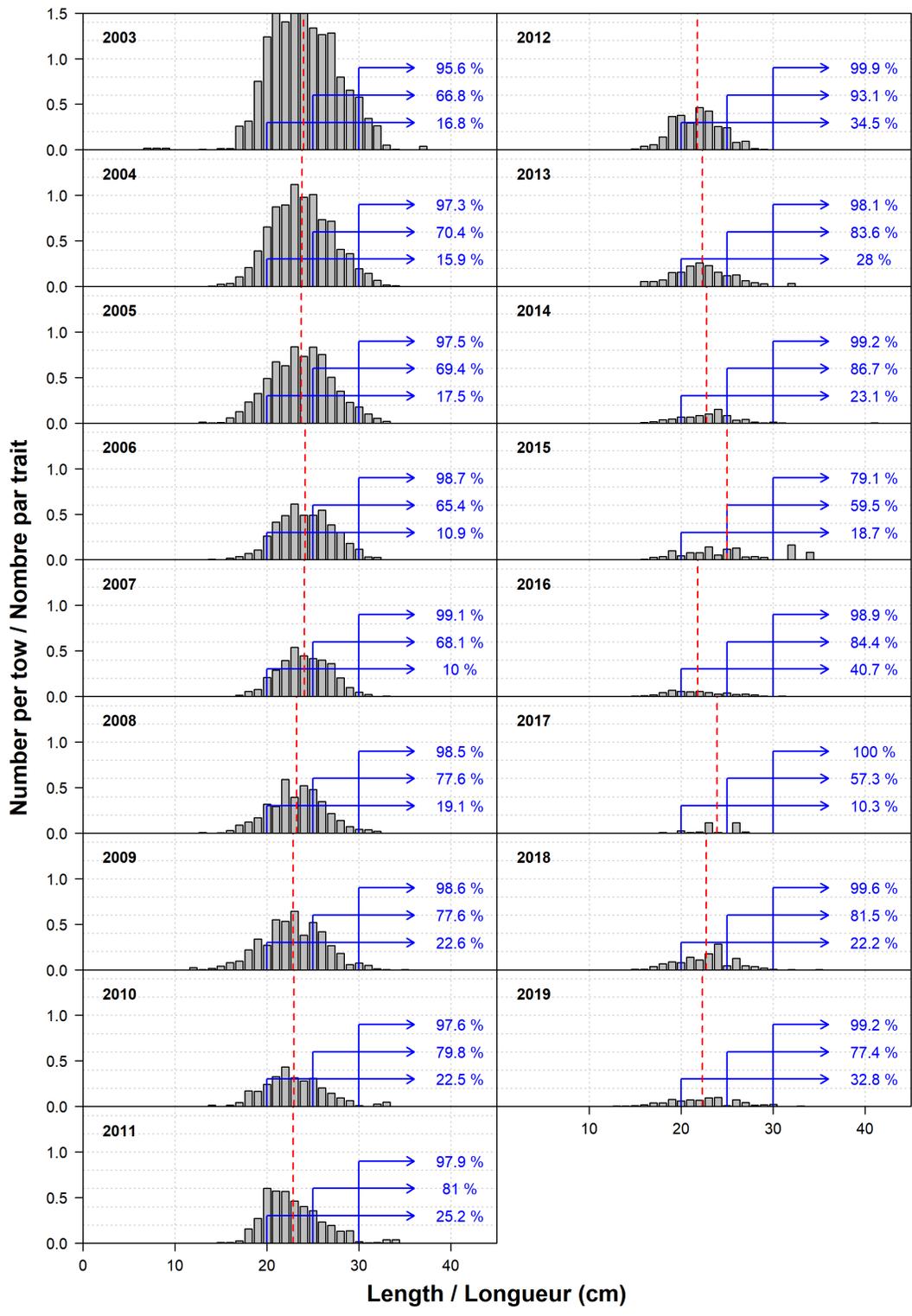


Figure 21. Distributions de fréquence des longueurs dans les relevés des pêches sentinelles par engins mobiles (nombre par trait) de la limande à queue jaune, 2003 à 2019. Les lignes bleues indiquent les valeurs percentiles cumulatives à 20 cm, 25 cm et 30 cm, tandis que la ligne pointillée rouge indique l'emplacement de la valeur moyenne.

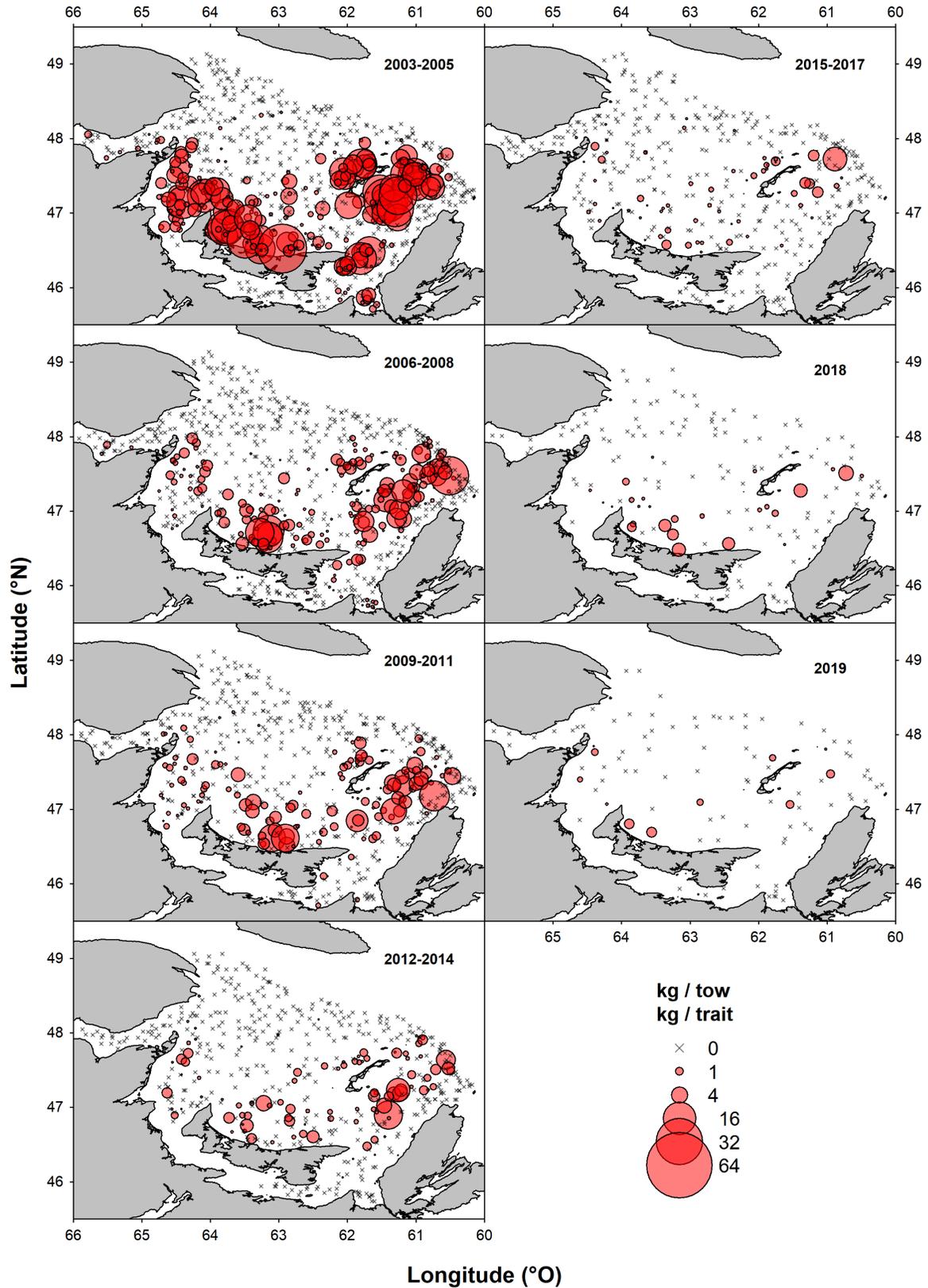


Figure 22. Répartition spatiale des prises normalisées de limande à queue jaune du relevé des pêches sentinelles par engins mobiles (kg par trait normalisé), 2003 à 2019.

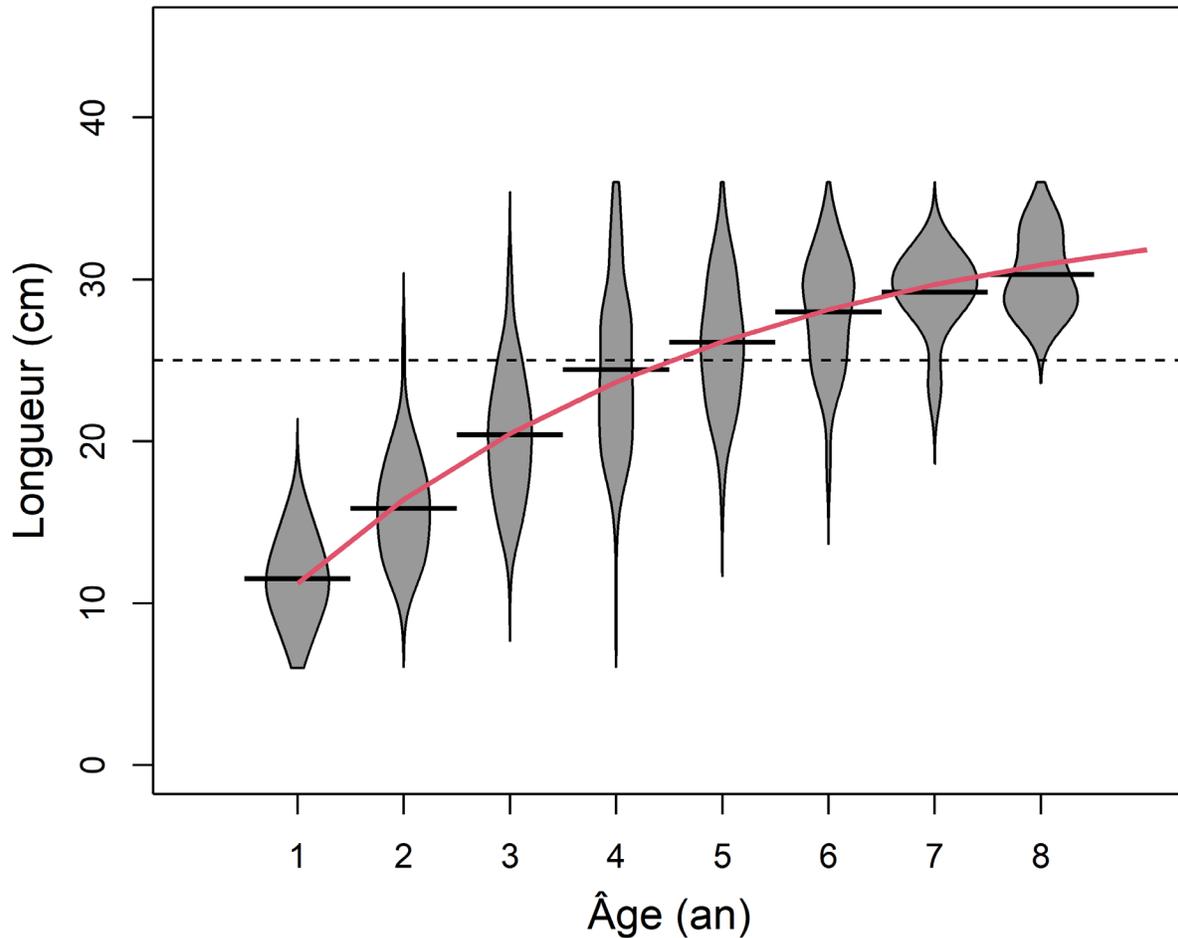


Figure 23. Longueur selon l'âge des spécimens de limande à queue jaune échantillonnés dans le sud du golfe du Saint-Laurent en septembre 2000, 2007, 2013, 2015 et 2017. La zone ombrée illustre la distribution de la longueur selon l'âge, et les lignes horizontales indiquent la longueur moyenne selon l'âge. La ligne rouge correspond à l'ajustement d'un modèle Von Bertalanffy à ces données. La ligne horizontale pointillée montre la division (25 cm) entre les deux groupes de longueur utilisés dans la modélisation de la population.

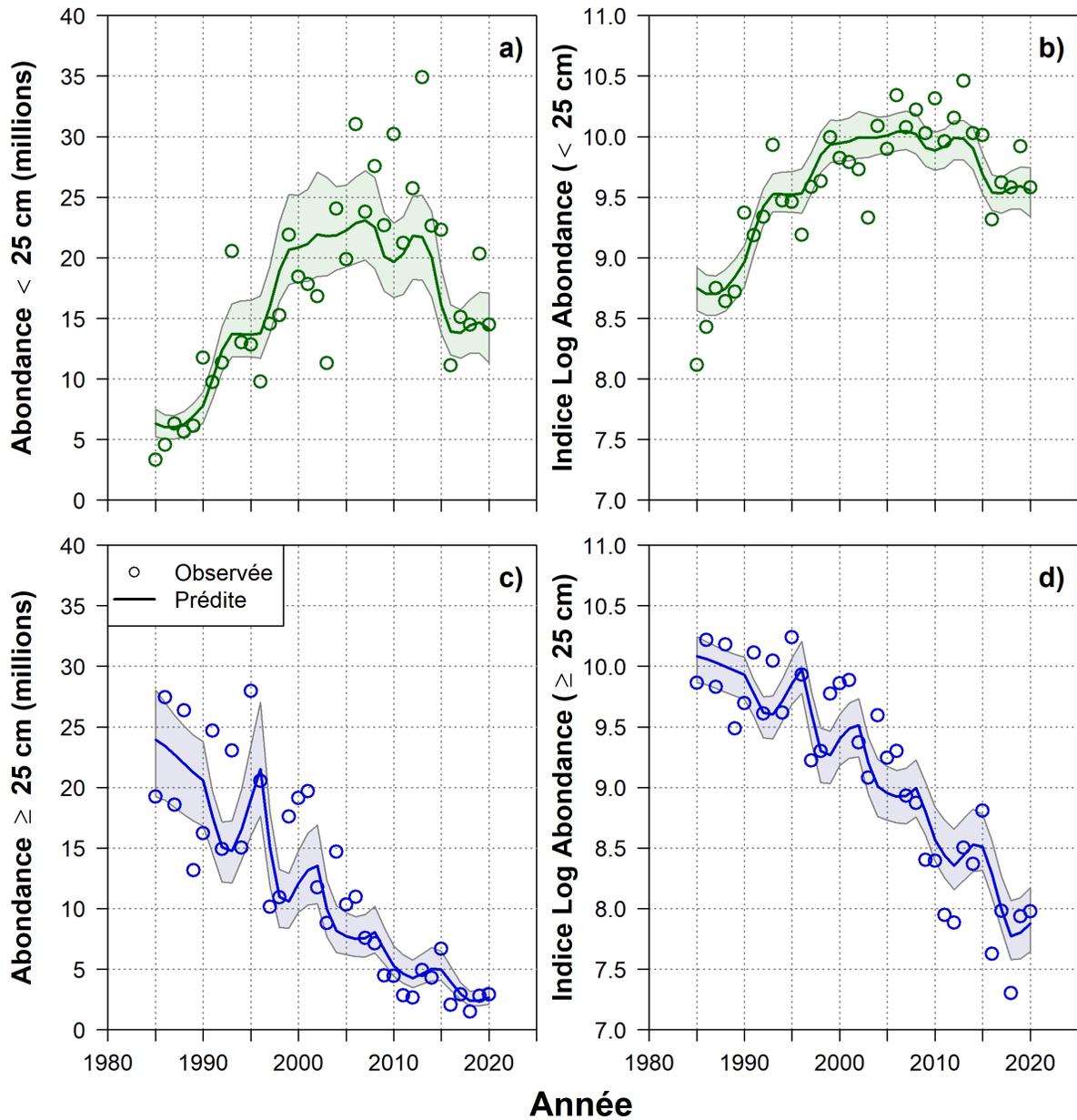


Figure 24. Ajustement du modèle de population aux indices d'abondance tirés des relevés par NR pour les petits (panneaux a et b) et les grands spécimens (panneaux c et d) de limande à queue jaune à l'échelle logarithmique naturelle (panneaux b et d; l'échelle utilisée dans l'ajustement) et à l'échelle naturelle (panneaux a et c). Les cercles indiquent les indices observés. Les lignes et la zone ombragée indiquent la valeur médiane prévue et l'intervalle de confiance à 95 % correspondant.

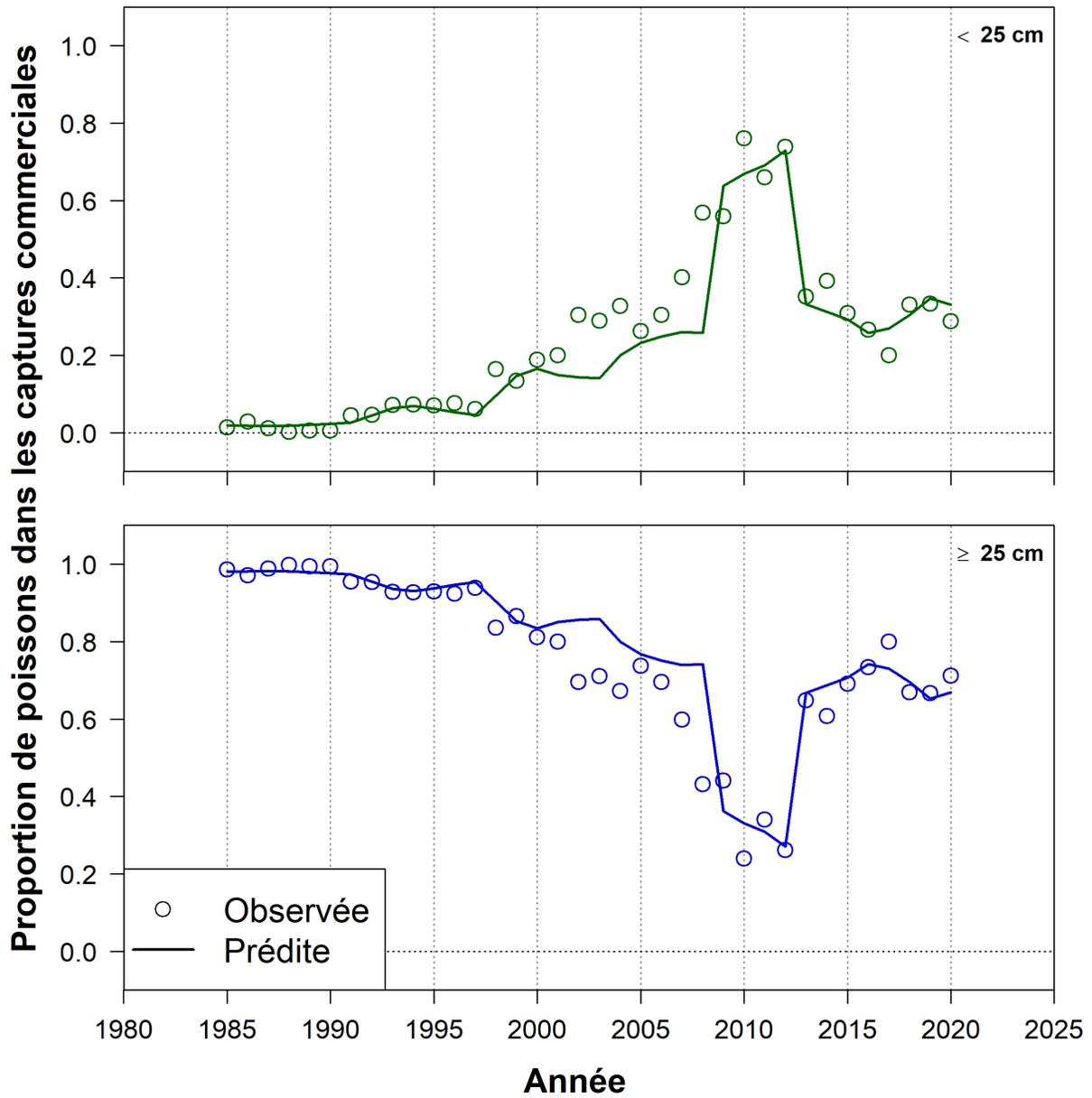


Figure 25. Proportion observée (cercles) et prévue (lignes) de petits poissons (<25 cm) et des poissons de grande taille (≥25 cm) dans les prises de pêche de la limande à queue jaune.

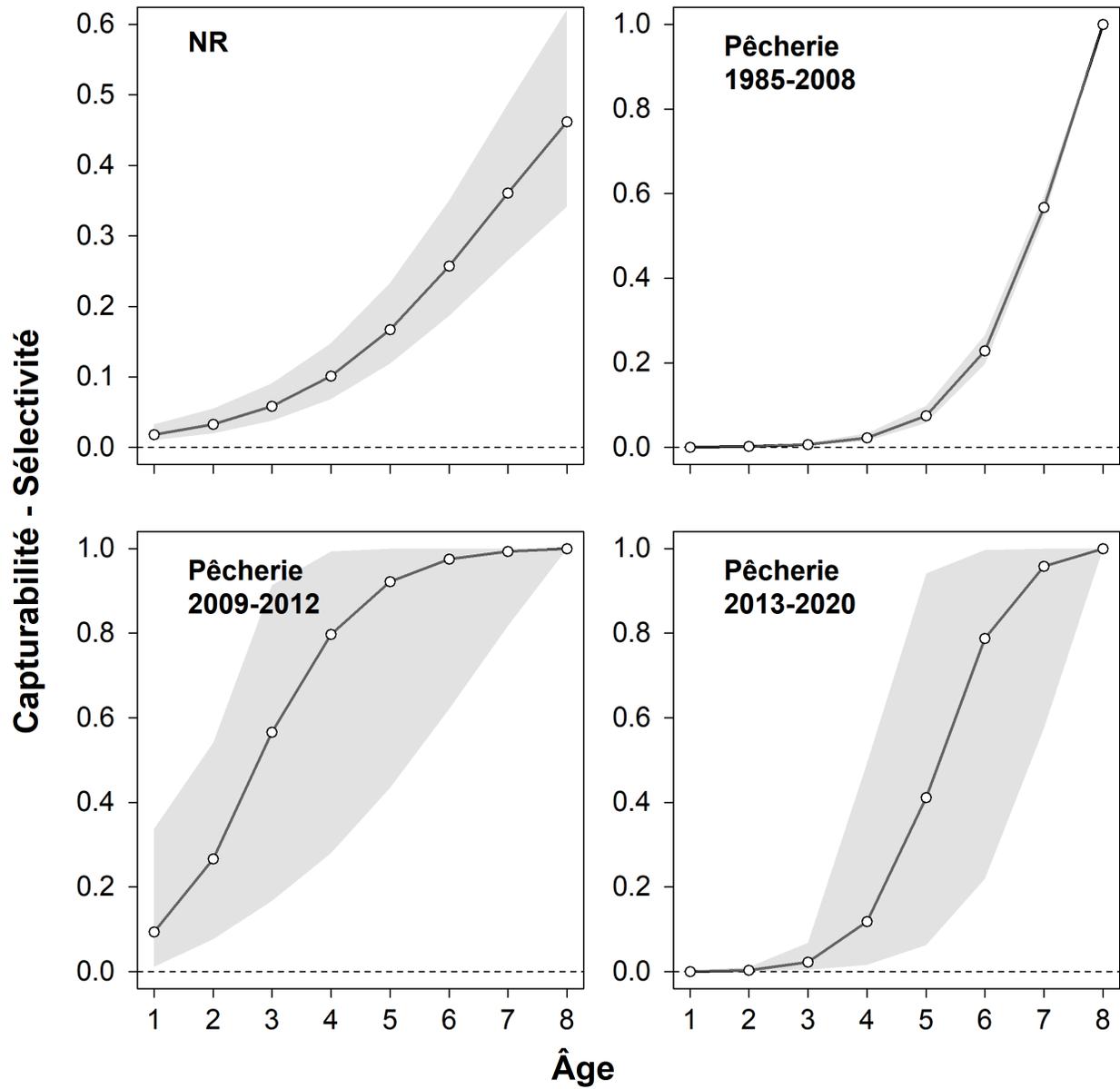


Figure 26. Estimation de la capturabilité selon l'âge du relevé par navire de recherche et de la sélectivité de la pêche en trois périodes pour la limande à queue jaune dans le sud du golfe du Saint-Laurent. Les lignes présentent l'estimation médiane et la zone ombragée représente l'intervalle de confiance à 95 %.

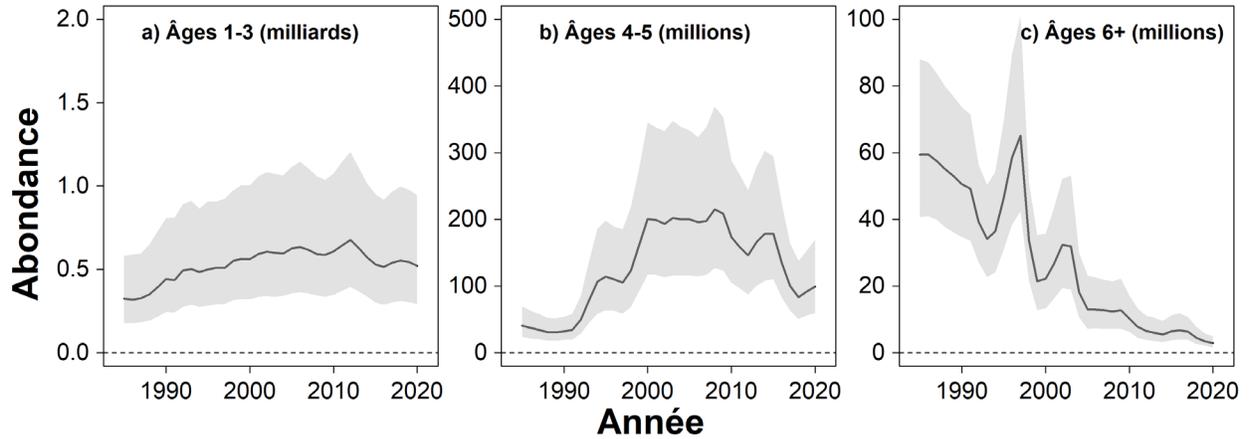


Figure 27. Abondances estimées de trois groupes d'âge de limande à queue jaune dans le sud du golfe du Saint-Laurent. Les lignes présentent les estimations médianes et la zone ombragée représente l'intervalle de confiance à 95 %.

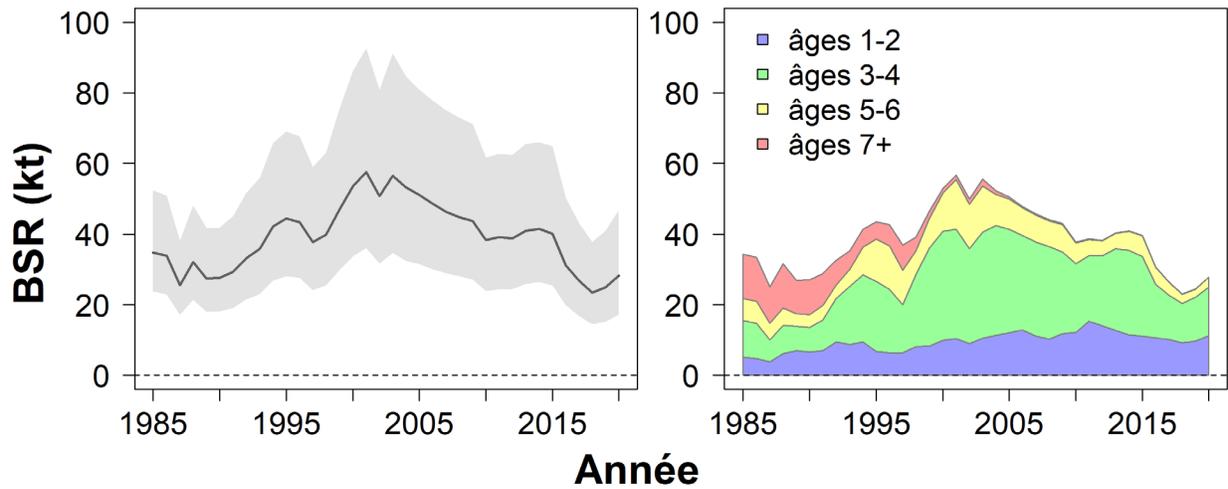


Figure 28. Estimation de la biomasse du stock reproducteur (BSR, kt) de limande à queue jaune dans le sud du golfe du Saint-Laurent (panneau de gauche) et sa composition estimée selon l'âge (panneau de droite). Dans le panneau de gauche, les lignes présentent l'estimation médiane et la zone ombragée représente son intervalle de confiance à 95 %.

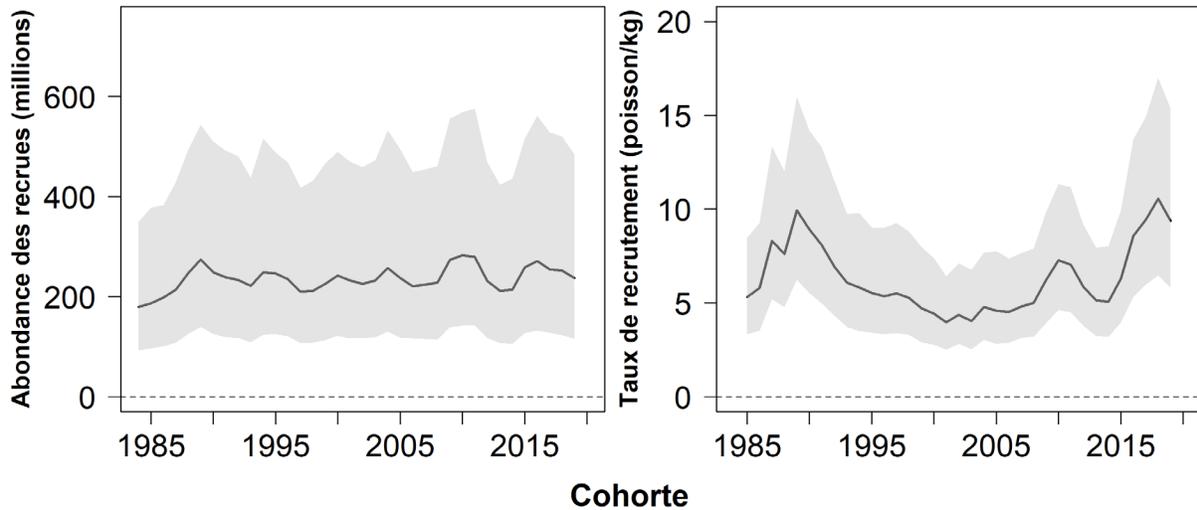


Figure 29. Abondance estimée des recrues (millions) et taux de recrutement (recrues/BSR) de la limande à queue jaune dans le sud du golfe du Saint-Laurent. Les lignes et la zone ombragée indiquent la médiane et son intervalle de confiance à 95 %.

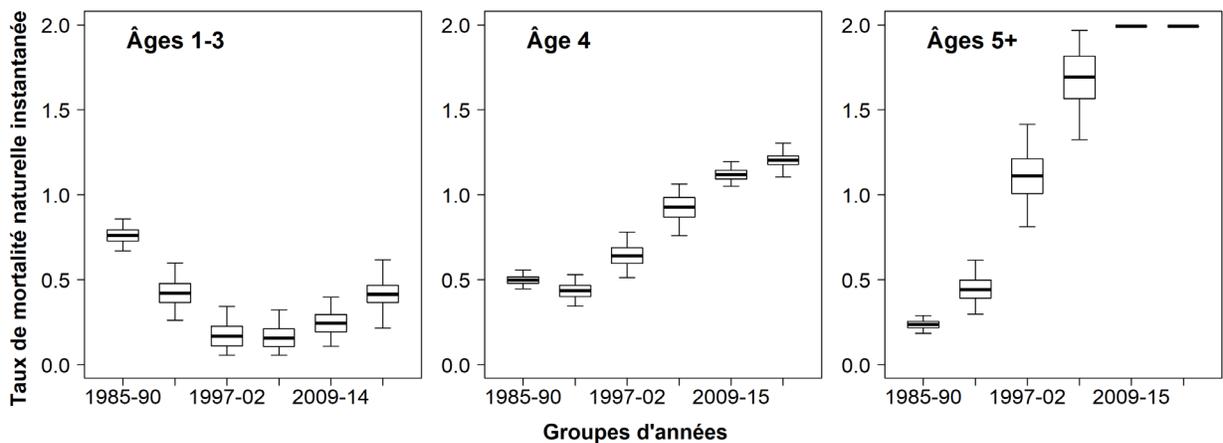


Figure 30. Mortalité naturelle estimée de trois groupes d'âge de la limande à queue jaune pendant cinq périodes dans le sud du golfe du Saint-Laurent. Les lignes horizontales représentent la médiane, les encadrés indiquent l'intervalle interquartile (centiles de 25 à 75), et les barres d'erreur correspondent à l'intervalle de confiance à 95 %.

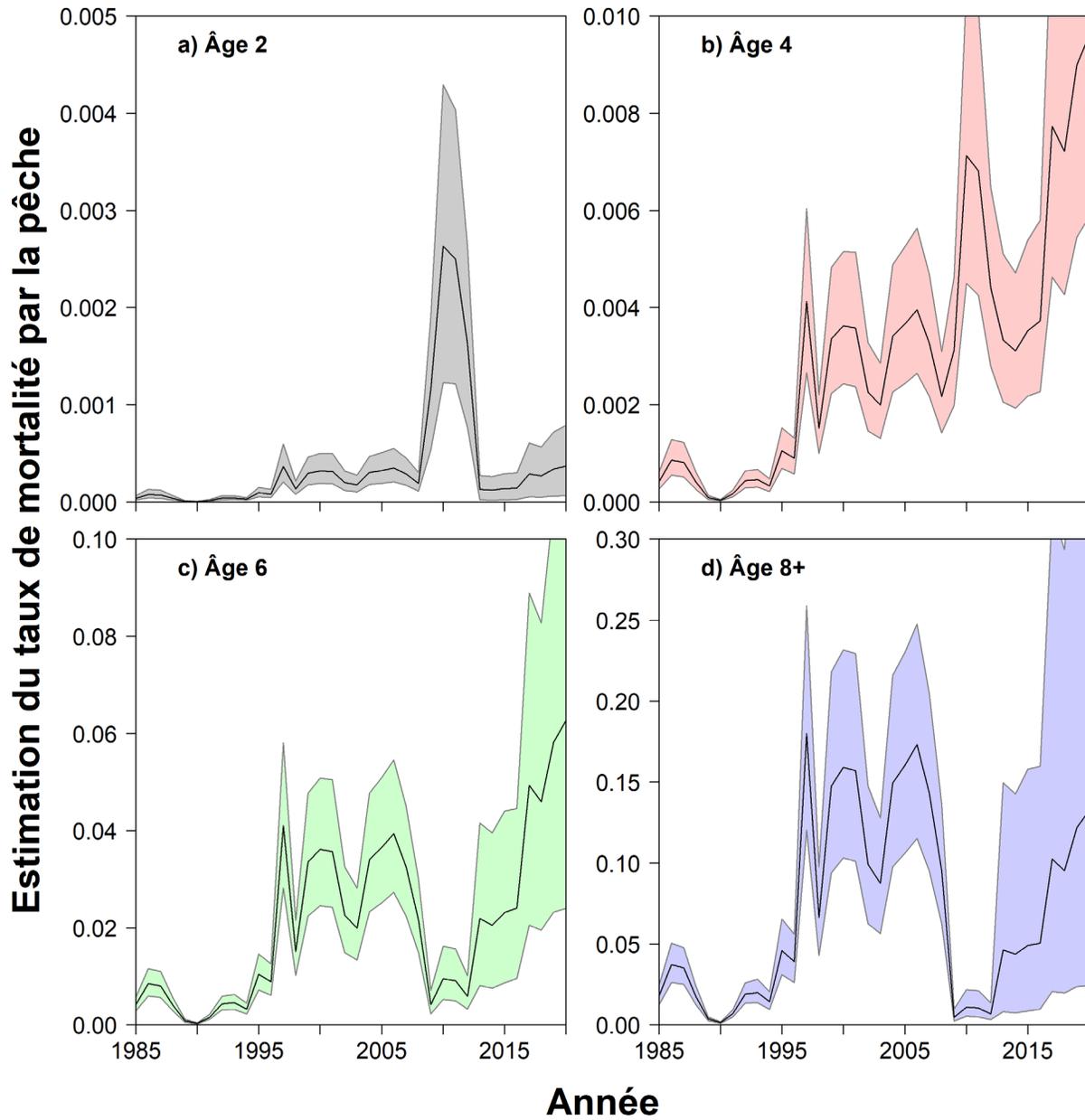


Figure 31. Estimation de la mortalité par la pêche de quatre groupes d'âge de limande à queue jaune dans le sud du golfe du Saint-Laurent. Les lignes pleines présentent la médiane et l'intervalle de confiance à 95 % reposant sur l'échantillonnage fondé sur la méthode MCMC.

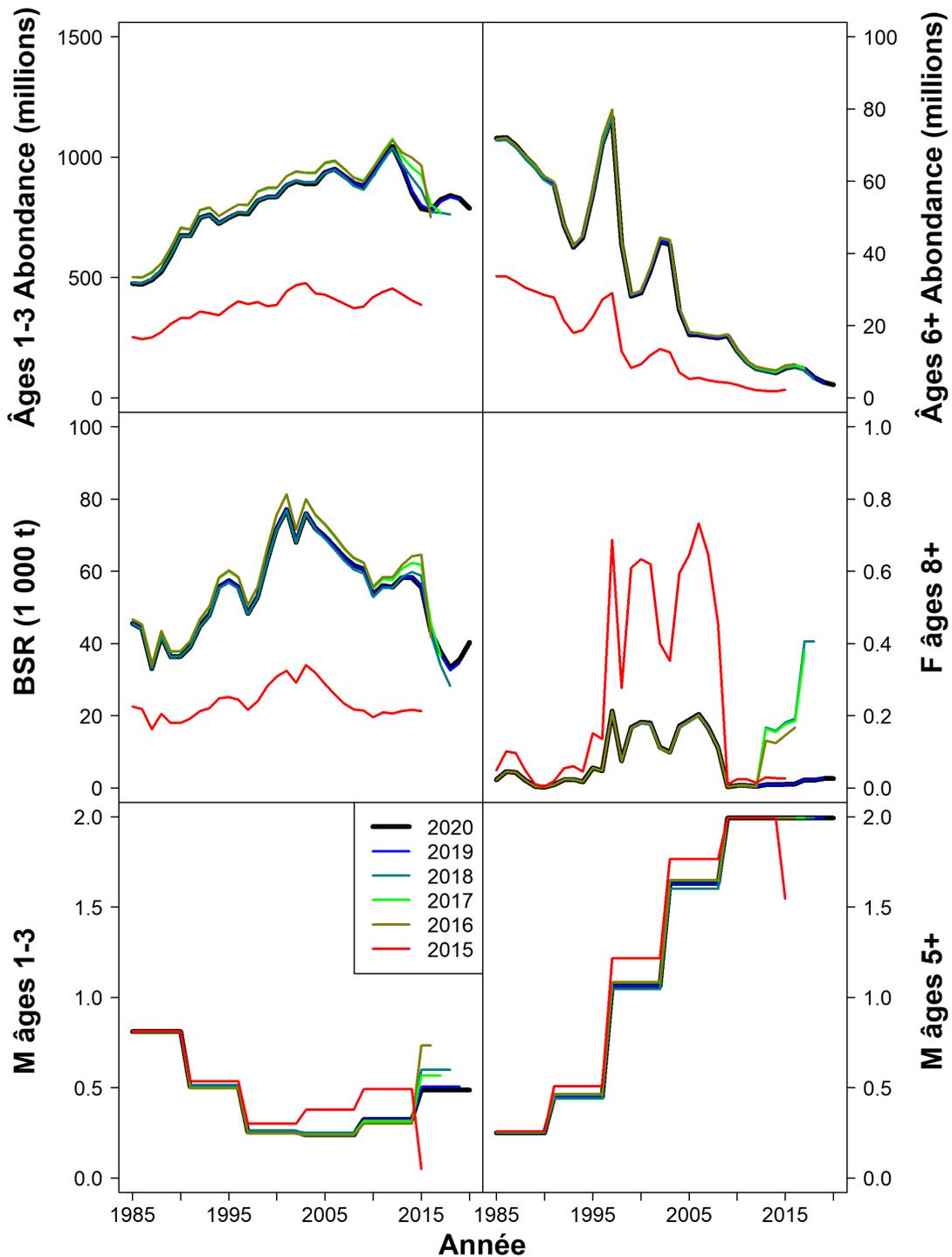


Figure 32. Analyse rétrospective des estimations de l'abondance d'un modèle de population de limande à queue jaune (figures de la rangée supérieure), de la biomasse (figure du milieu à gauche), de la mortalité par la pêche à 8 ans et plus (figure du milieu à droite) et de la mortalité naturelle (figures de la rangée inférieure). Cette analyse montre comment les estimations changent à mesure que des années de données sont ajoutées ou supprimées. La couleur de la ligne indique la dernière année de données comprise dans l'analyse.

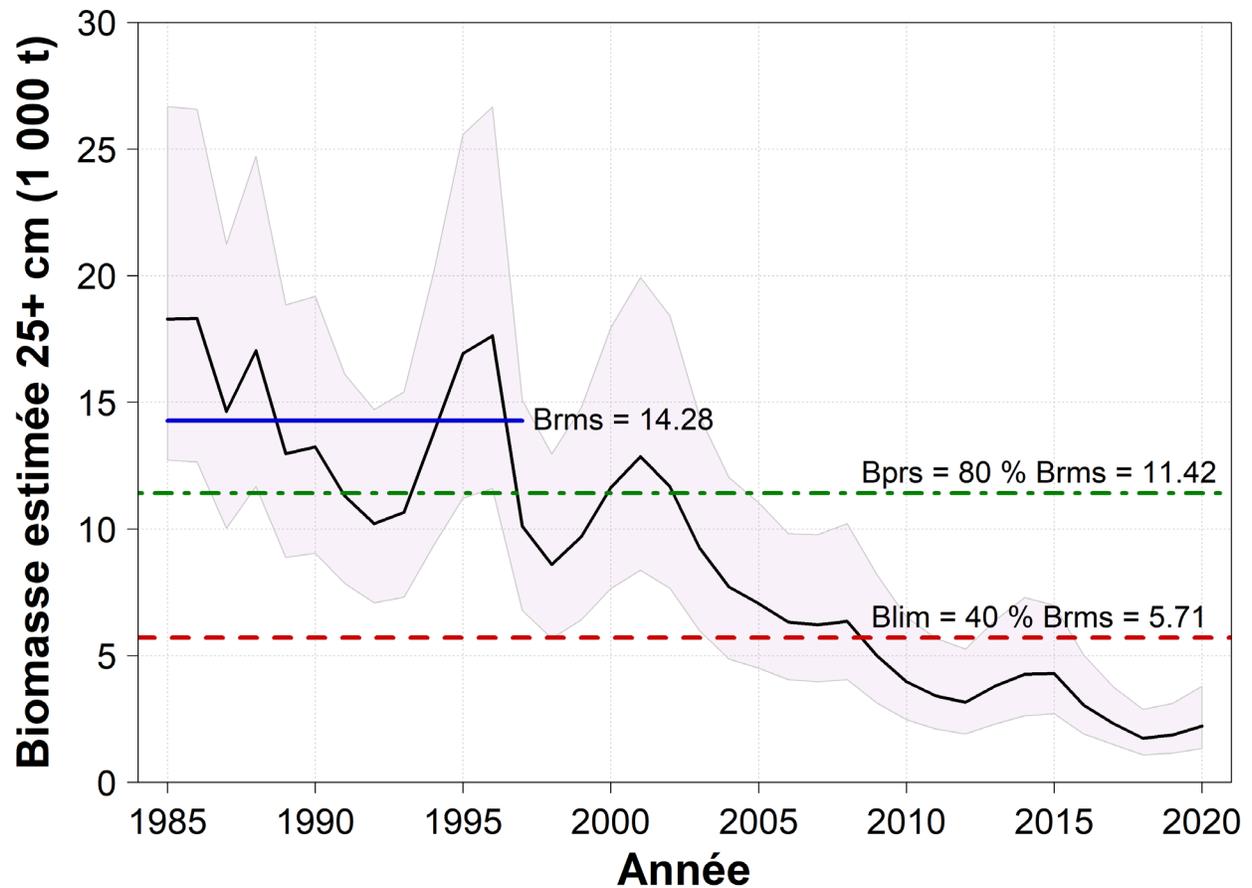


Figure 33. Biomasse estimée de la catégorie de limande à queue jaune de grande taille ( $\geq 25$  cm) en septembre. La ligne noire représente l'estimation médiane et la zone ombragée représente l'intervalle de confiance à 95 %. Les lignes horizontales montrent les estimations médianes des points de référence : bleu foncé,  $B_{msy} = 14,28$  kt; vert foncé,  $B_{pr80} = 11,42$  kt; rouge foncé,  $B_{lim} = 5,71$  kt..

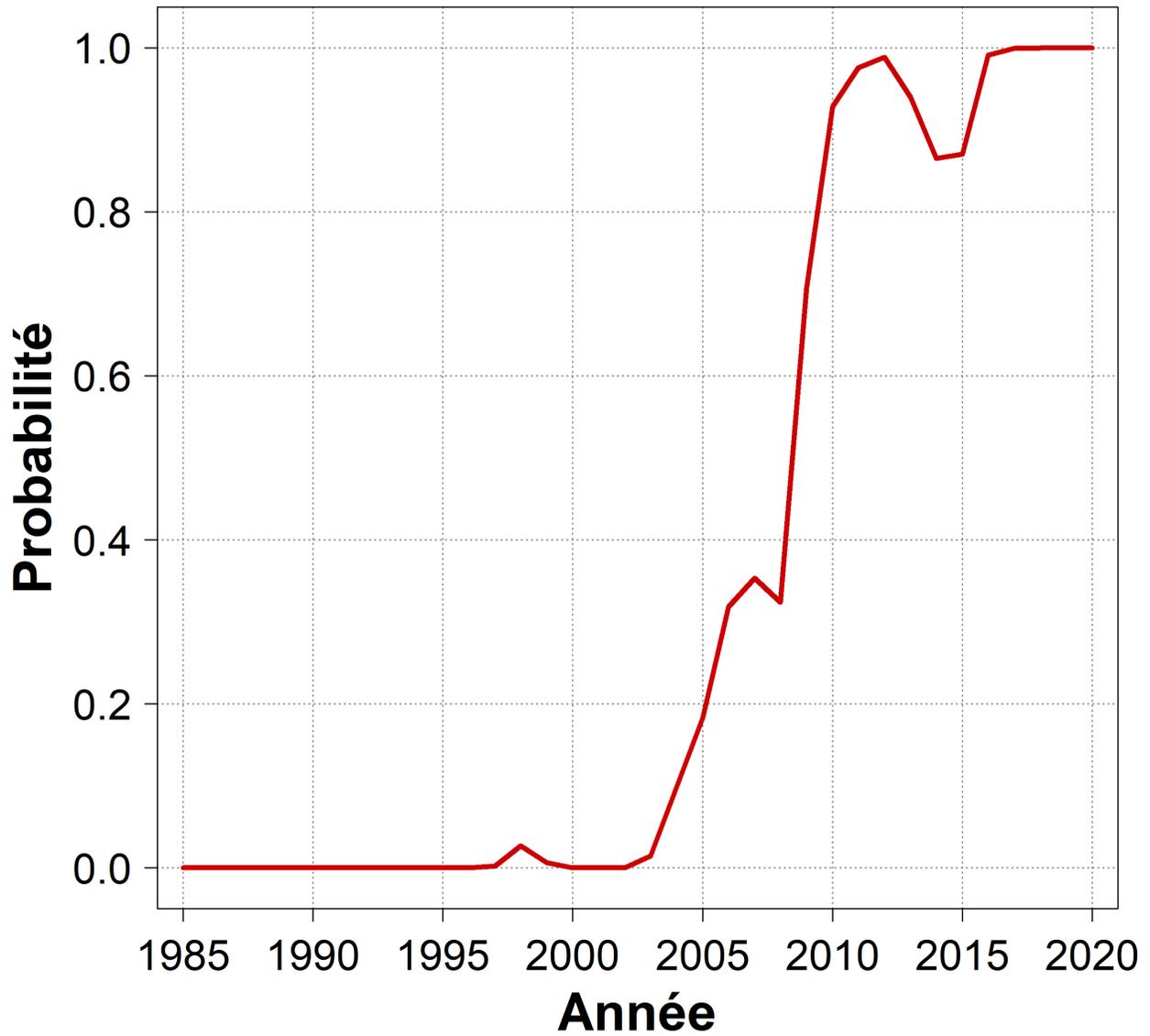


Figure 34. Probabilité estimée que la biomasse de la limande à queue jaune de grande taille ( $\geq 25$  cm) en septembre se situe en deçà de la Blim (le PRL).

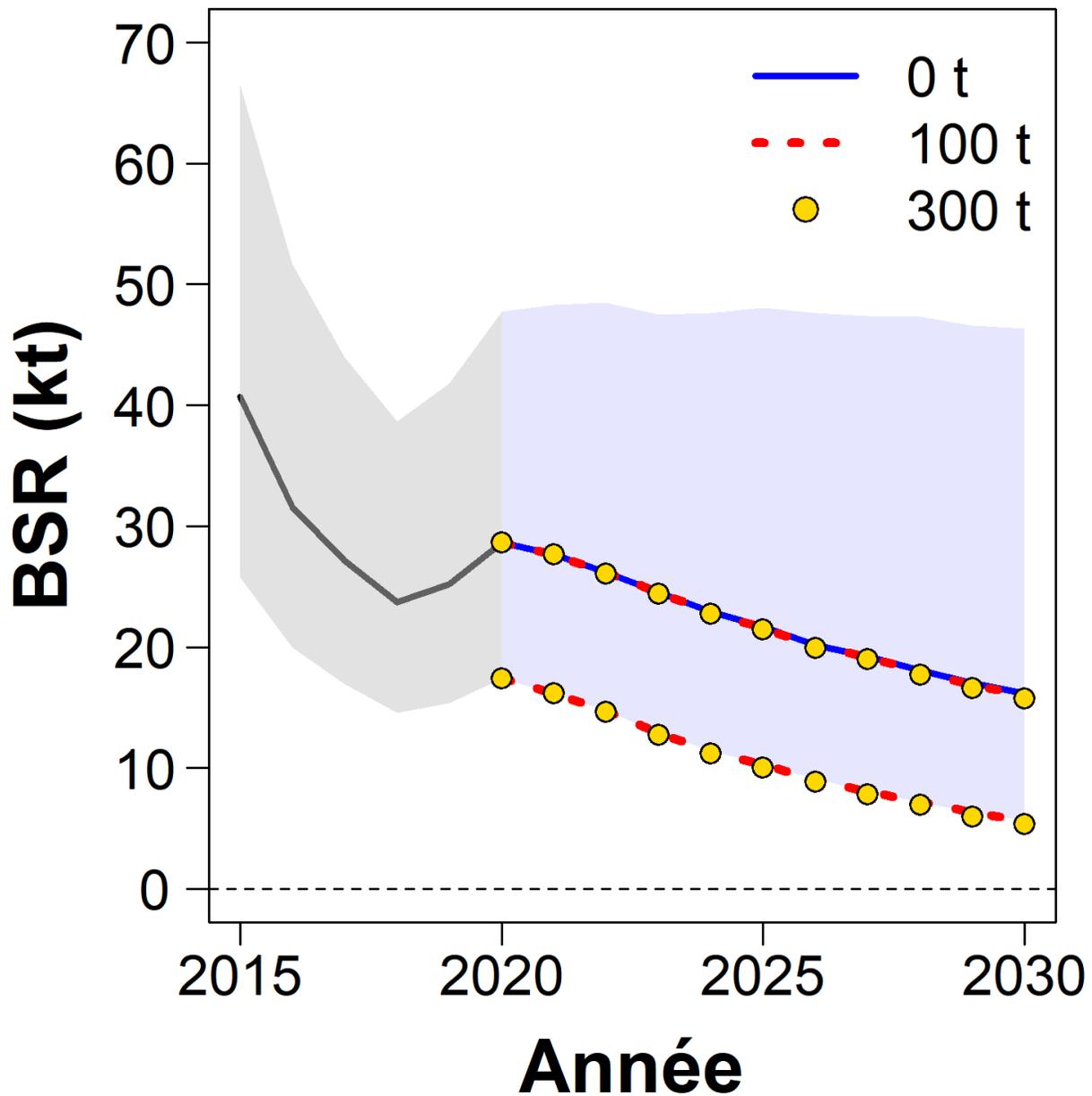


Figure 35. Biomasse du stock reproducteur (kt) projetée de la limande à queue jaune à trois niveaux de prises des pêches. Les lignes noires indiquent les estimations historiques et les lignes de couleur indiquent les estimations projetées (médiane). Les ombrages en gris et en bleu montrent les intervalles de confiance à 95 % pour la période historique et la projection sans prise. Les lignes pointillées rouges et les cercles jaunes indiquent les limites de confiance inférieures et les médianes pour les projections avec des prises de pêche de 100 ou 300 tonnes respectivement.

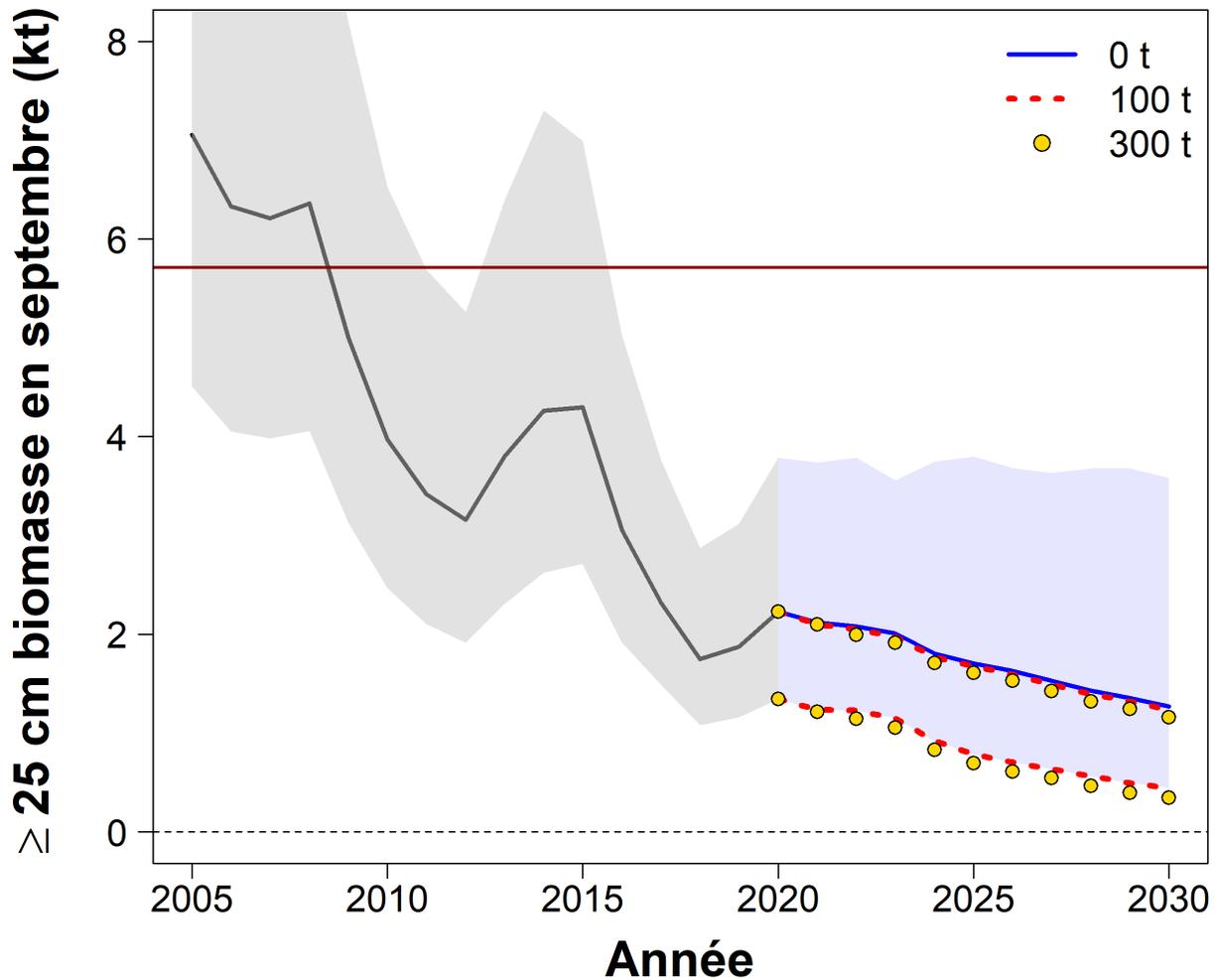


Figure 36. Biomasse projetée de septembre de la catégorie de limande à queue jaune de grande taille ( $\geq 25$  cm). Les lignes noires indiquent les estimations historiques et les lignes de couleur indiquent les estimations projetées (médianes). Les ombrages en gris et en bleu montrent les intervalles de confiance à 95 % pour la période historique et la projection sans prise. Les lignes pointillées rouges et les cercles jaunes indiquent les limites de confiance inférieures et les médianes pour les projections avec des prises de pêche de 100 ou 300 tonnes respectivement. La ligne horizontale rouge représente le point de référence limite (5 710 tonnes).

---

## ANNEXE A. ANALYSE DES CPUE COMMERCIALES

La capture par unité d'effort (CPUE) annuelle de la limande à queue jaune a été calculée à partir des données des journaux de bord pour la période allant de 1985 à 2020 pour la division 4T de l'OPANO. Dans ces données, le temps d'immersion net n'était pas enregistré, ou n'était pas enregistré avec une cohérence et une clarté suffisantes pour être utilisé comme variable de normalisation tout au long de la série chronologique. En particulier, il était souvent impossible de dire si une entrée de temps d'immersion déclarée était limitée à une partie des prises ou si elle représentait l'effort total de la sortie. Par conséquent, les valeurs de CPUE modélisées sont des prises par sortie de pêche.

Au cours de cette période, 17 180 entrées des journaux de bord comprenaient des prises de limande à queue jaune. Aux fins de l'analyse de la CPUE, seules les prises par chalutiers et par senneurs avec des numéros de BPC (bateau de pêche canadien) identifiables et dont la pêche avait eu lieu entre avril et octobre inclusivement ont été retenues aux fins de l'analyse. Les prises découlant du relevé des pêches sentinelles par engins mobiles ont été supprimées de l'analyse. Les prises ont été soumises à une transformation logarithmique, et le nombre d'observations utilisées dans l'analyse de la CPUE était de 16 641. Un modèle linéaire à effets mixtes a été appliqué aux données.

$$\ln(\mu_{ijkl}) = \alpha_i + \beta_j + (\alpha\beta)_{ij} + \gamma_k + v_l + \epsilon_{ijkl} \quad (\text{A.1})$$

$$v_l \sim N(0, \sigma_v^2) \quad (\text{A.2})$$

$$\epsilon_{ijkl} \sim N(0, \sigma_\epsilon^2) \quad (\text{A.3})$$

où  $i \in (1 \dots 41)$  indexe l'année de pêche,  $j \in (1 \dots 2)$  indexe l'engin de pêche,  $k \in (1 \dots 7)$  indexe le mois de pêche et  $l \in (1 \dots 428)$  indexe le bateau de pêche. Les coefficients des effets fixes pour l'année, l'engin de pêche et leur terme d'interaction sont représentés par  $\alpha_i$ ,  $\beta_j$  et  $(\alpha\beta)_{ij}$ , respectivement. Le coefficient d'effet fixe pour le mois est représenté par  $\gamma_k$ . La composante des effets aléatoires du modèle est donnée par les effets du bâtiment  $v_l$  et le terme d'erreur résiduelle  $\epsilon_{ijkl}$ . La prise moyenne par sortie est représentée par  $\mu_{ijkl}$ . Le modèle a été ajusté en utilisant la fonction lme du module nlme du progiciel R (Pinheiro *et al.* 2020; R Core Team 2020).

Le terme d'interaction entre l'année et l'engin était significatif ( $F_{35,16,136} = 21,4$ ,  $p < 0,0001$ ), de même que le terme du mois additif ( $F_{6,16,136} = 23,1$ ,  $p < 0,0001$ ). Les prévisions du modèle pour le mois de juin ont été effectuées sur la série chronologique par type d'engin (figure A.1). Les résidus du modèle pour un certain nombre de covariables sont illustrés à la figure 6. La corrélation entre les catégories pour les effets des bâtiments était de 0,66 pour les chalutiers et de 0,55 pour les senneurs.

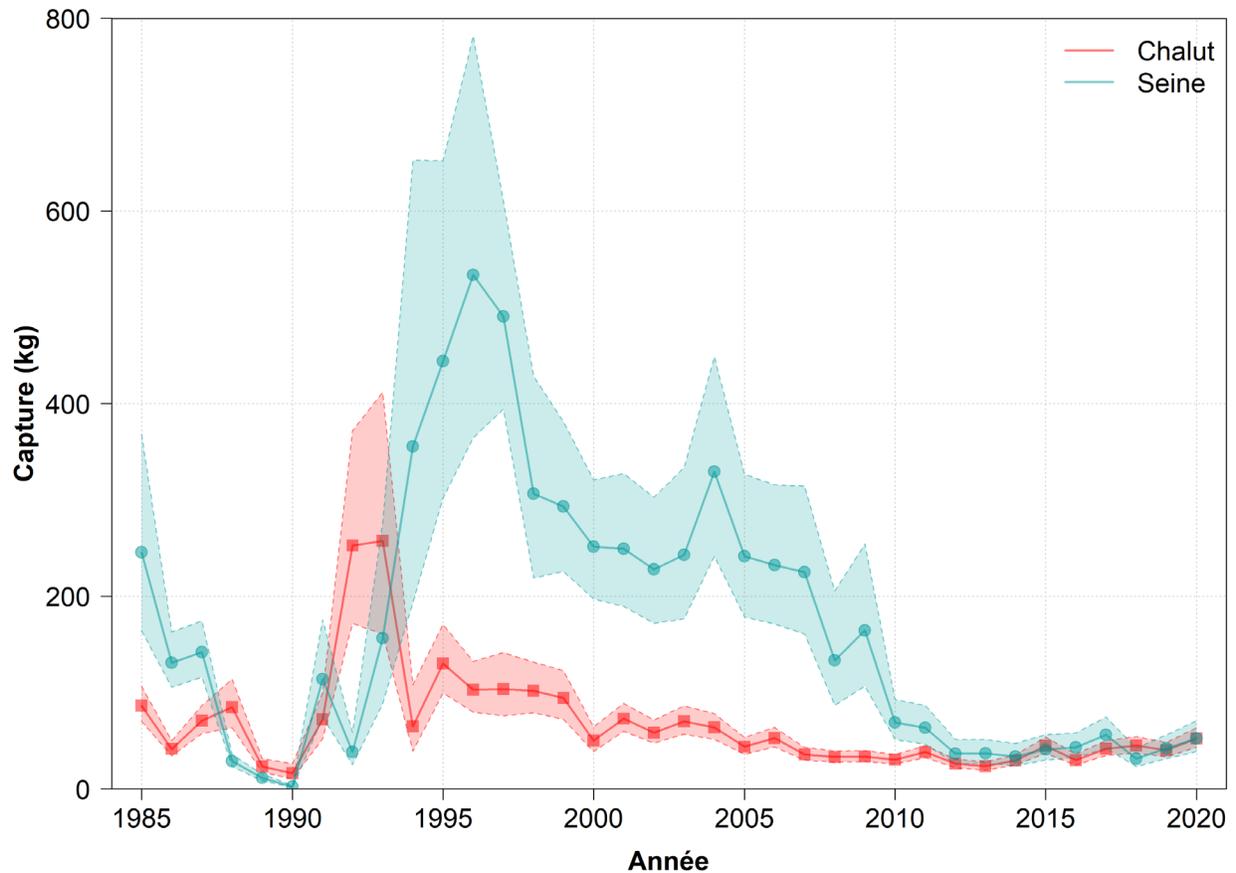


Figure A.1. Prévisions chronologiques du modèle des CPUE commerciales de limande à queue jaune par engin de pêche pour le mois de juin. Les intervalles de confiance (niveau  $p=0.05$ ) sont présentés sous forme de lignes pointillées et de polygones ombragés.

La figure A.2 montre les tracés résiduels à l'échelle logarithmique pour un certain nombre de covariables (c.-à-d. année de pêche, engin de pêche, mois de pêche, bâtiment de pêche) ainsi que les variables auxiliaires (profondeur de l'eau et espèces de pêche cibles). Il n'y a pas de tendances résiduelles dans aucun tracé résiduel.

Les prévisions du modèle montrent une forte diminution de la moyenne des prises par sortie en 1990, suivie d'augmentations dans les deux types d'engins, ayant atteint un sommet d'environ 255 kg entre 1992 et 1993 pour les chalutiers et un sommet d'environ 512 kg entre 1996 et 1997 pour les senneurs. Depuis, les prises ont diminué à des niveaux moyens de moins de 45 kg entre 2015 et 2020.

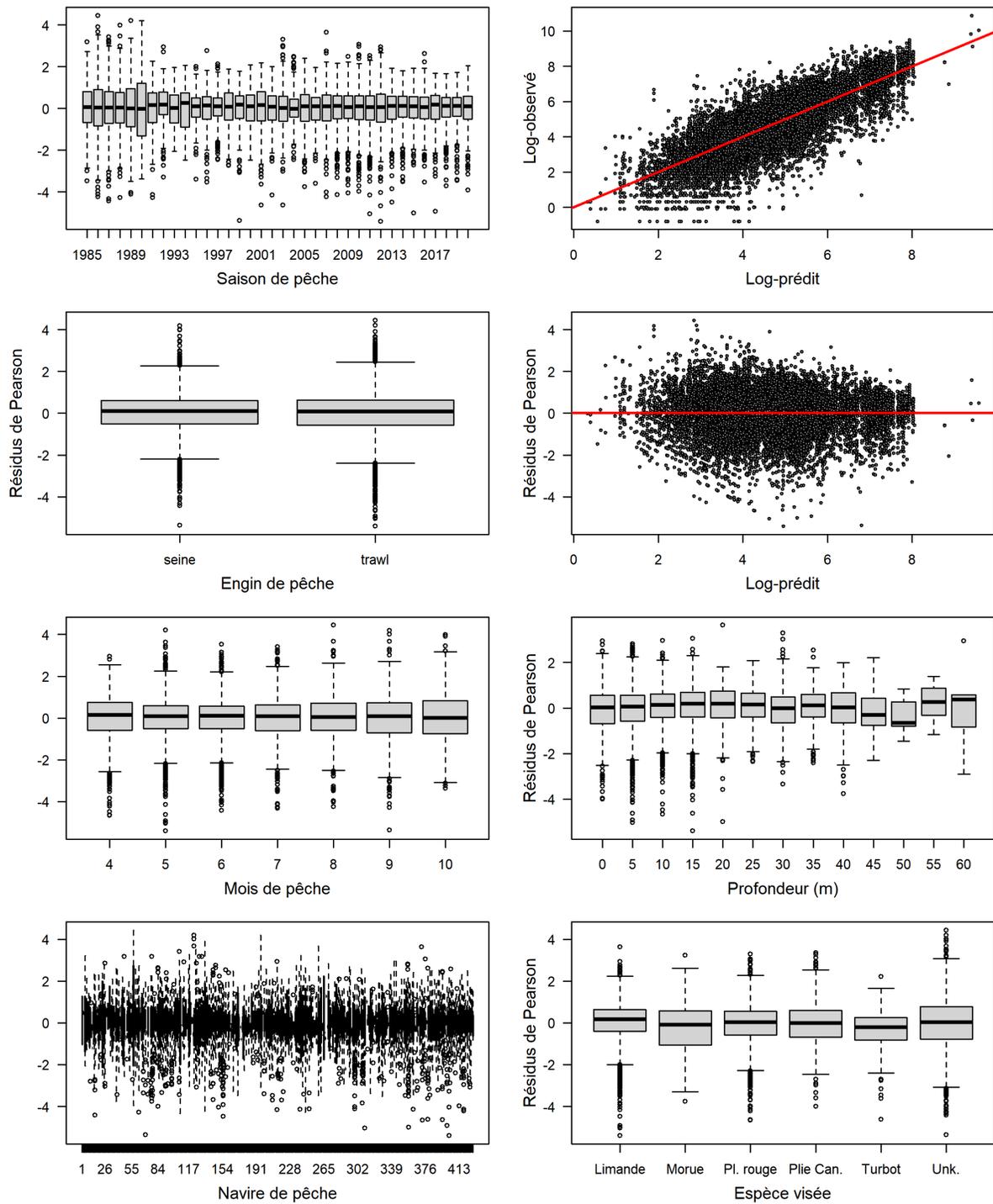


Figure A.2. Tracés résiduels du modèle des CPUE commerciales de limande à queue jaune pour diverses covariables et variables auxiliaires dans le sud du golfe du Saint-Laurent. Le panneau supérieur droit montre le tracé des valeurs observées par rapport aux valeurs prédites pour le modèle.

## TEMPS D'IMMERSION

À titre de renseignement général, la figure A.3 montre le temps moyen d'immersion pour les données disponibles, selon l'année et le type d'engin de pêche. Ces valeurs ont été calculées en établissant la moyenne du temps d'immersion enregistré par bâtiment de pêche et jour de pêche, puis en établissant la moyenne pour les bâtiments de pêche selon l'année et le type d'engin.

Pour les données disponibles, la durée d'immersion était d'environ 10 heures entre 1985 et 2000 avec les chaluts et les sennes. À compter de 2001, le temps d'immersion des chalutiers a connu une diminution marquée, avec l'entrée dans la pêche de nombreux petits navires côtiers. Le temps d'immersion enregistré des senneurs a diminué à environ 7 heures à partir de 2010. Depuis 2015, les deux engins affichent une tendance stable d'environ 8 heures. Il est important de noter que l'exactitude et la validité de ces données doivent être prises en compte dans l'interprétation des résultats.

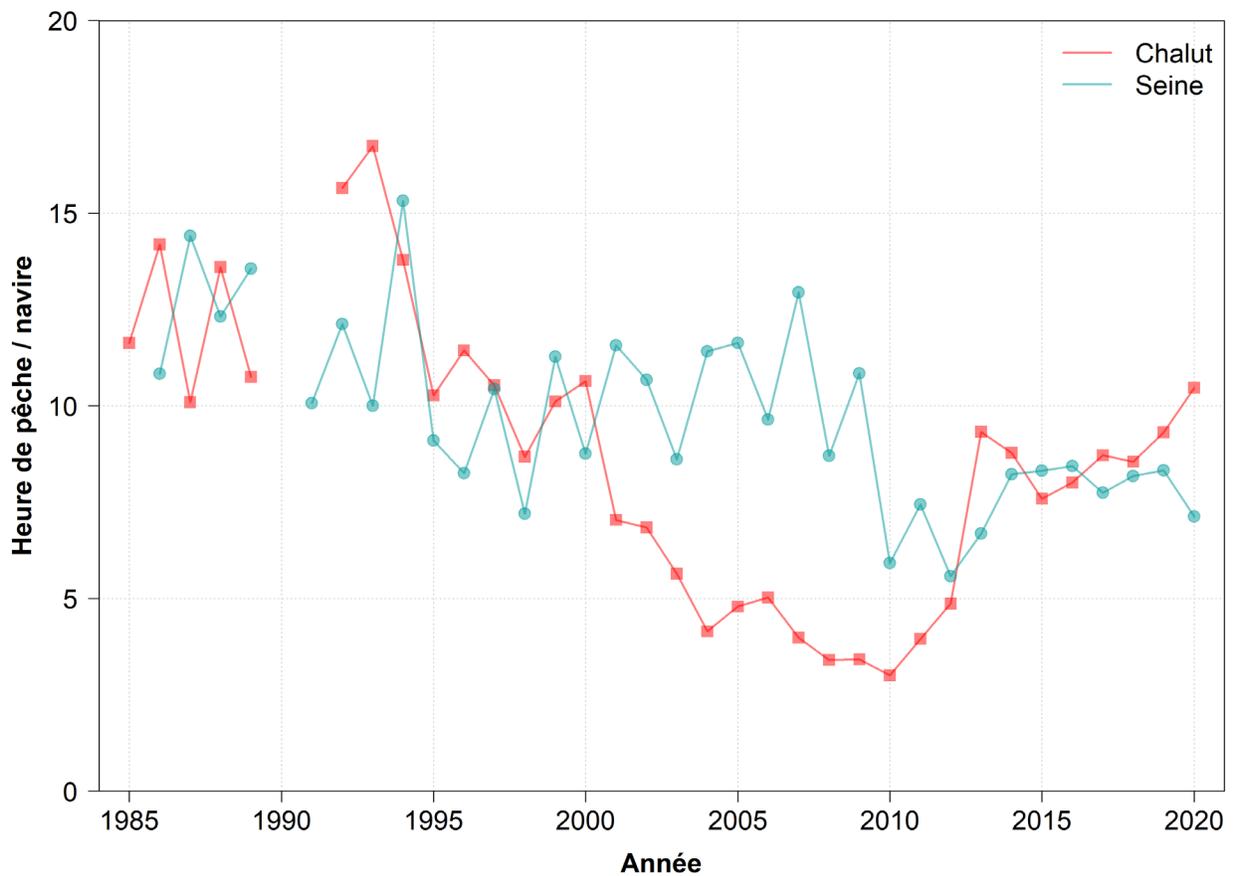


Figure A.3. Moyenne du nombre d'heures de pêche dirigée de la limande à queue jaune par année et par type d'engin de pêche dans le sud du golfe du Saint-Laurent. La moyenne des durées d'immersion a été établie par bateau de pêche, et la moyenne des valeurs résultantes a ensuite été établie pour l'année. Les valeurs manquantes ont été supprimées.

## ANNEXE B. INDICES DES ÎLES-DE-LA-MADELEINE

### RELEVÉ PLURISPÉCIFIQUE DE SEPTEMBRE

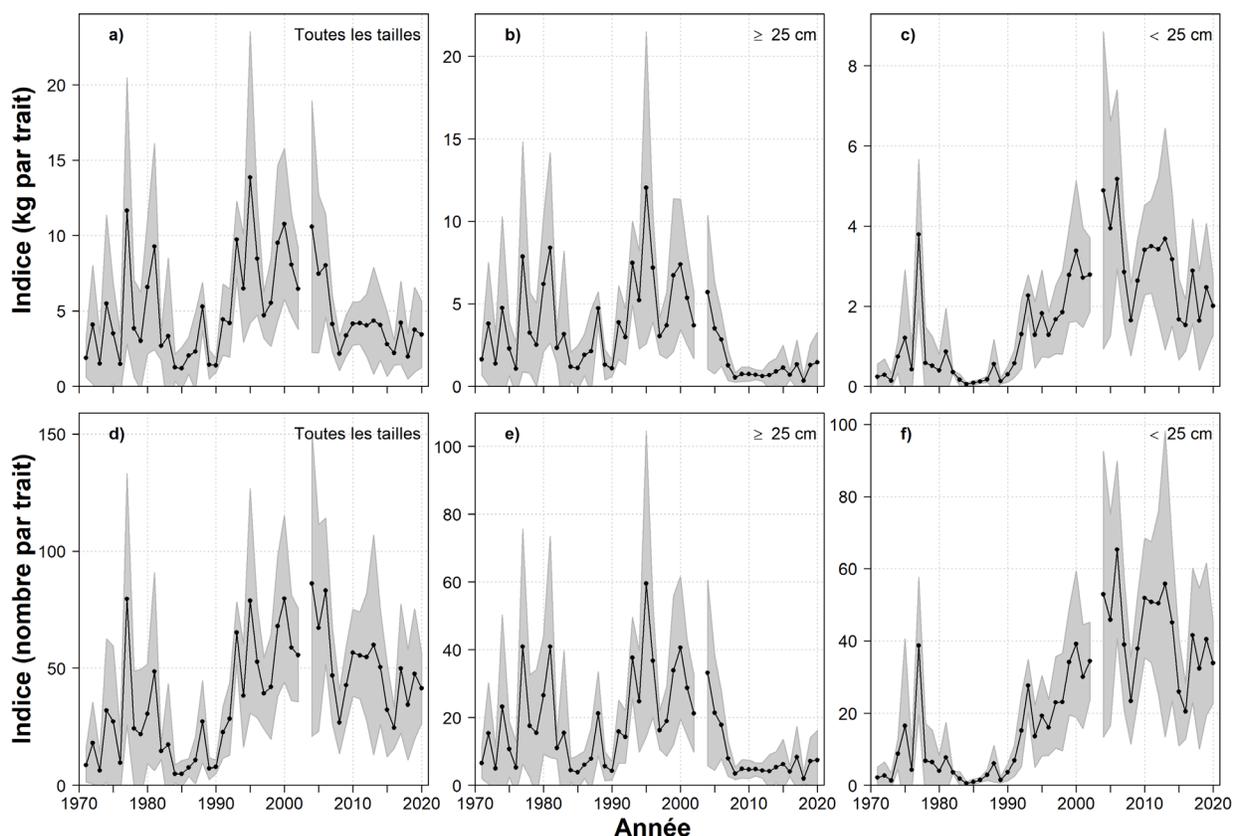


Figure B.1. Abondance estimée (nombre par trait, panneau supérieur) et biomasse (kg par trait, panneau inférieur) de la limande à queue jaune du relevé au chalut de fond de septembre dans le sud du golfe du Saint-Laurent des strates (428, 434, 435 et 436) autour des Îles-de-la-Madeleine. La zone ombrée représente les intervalles de confiance à 95 % des valeurs moyennes.

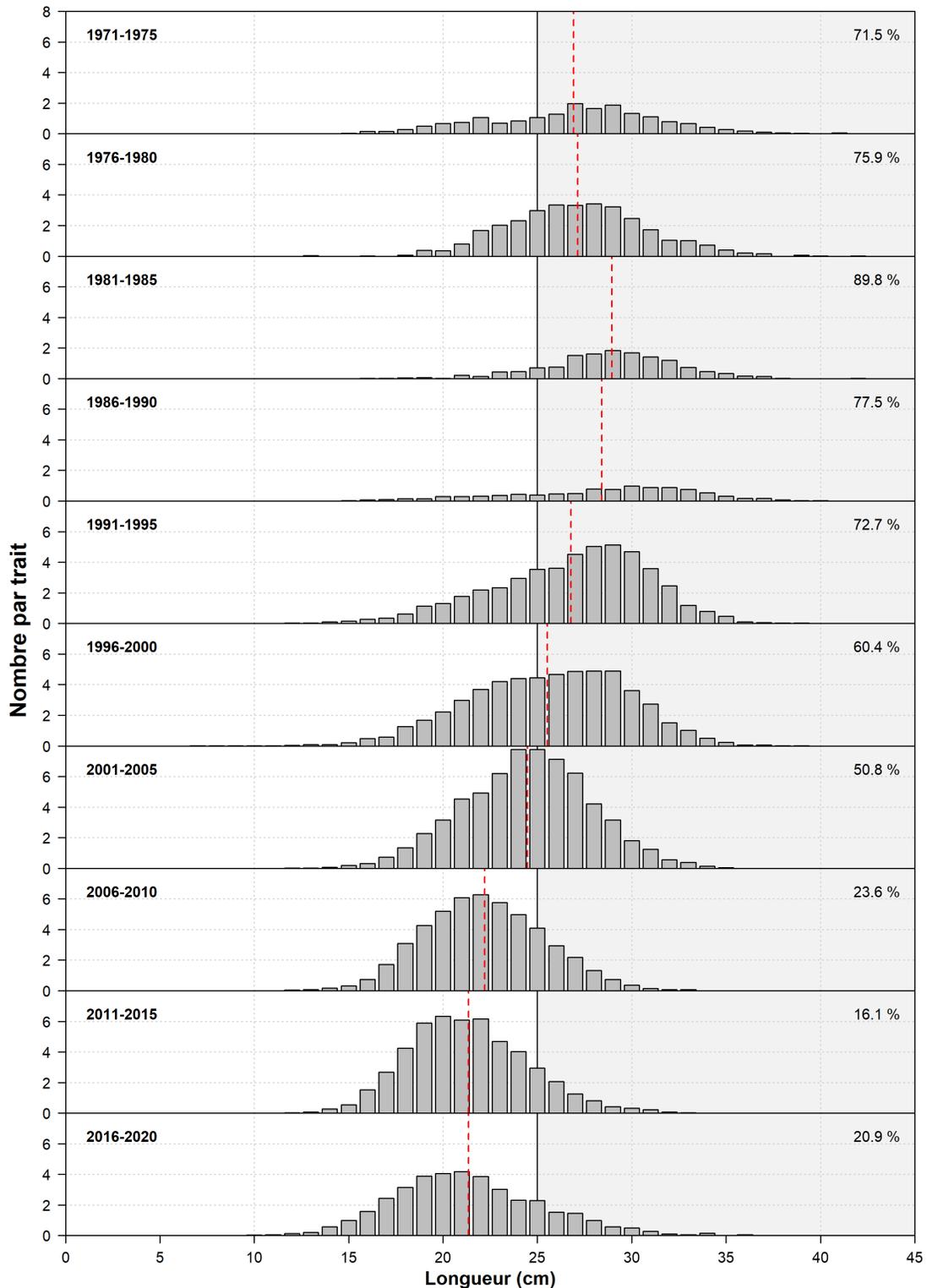


Figure B.2. Distributions des fréquences selon la longueur de la limande à queue jaune (exprimées en nombre par trait) selon les prises du relevé au chalut de fond de septembre dans le sud du golfe du Saint-Laurent (strates 428, 434, 435 et 436) par blocs de cinq ans, de 1971 à 2020.

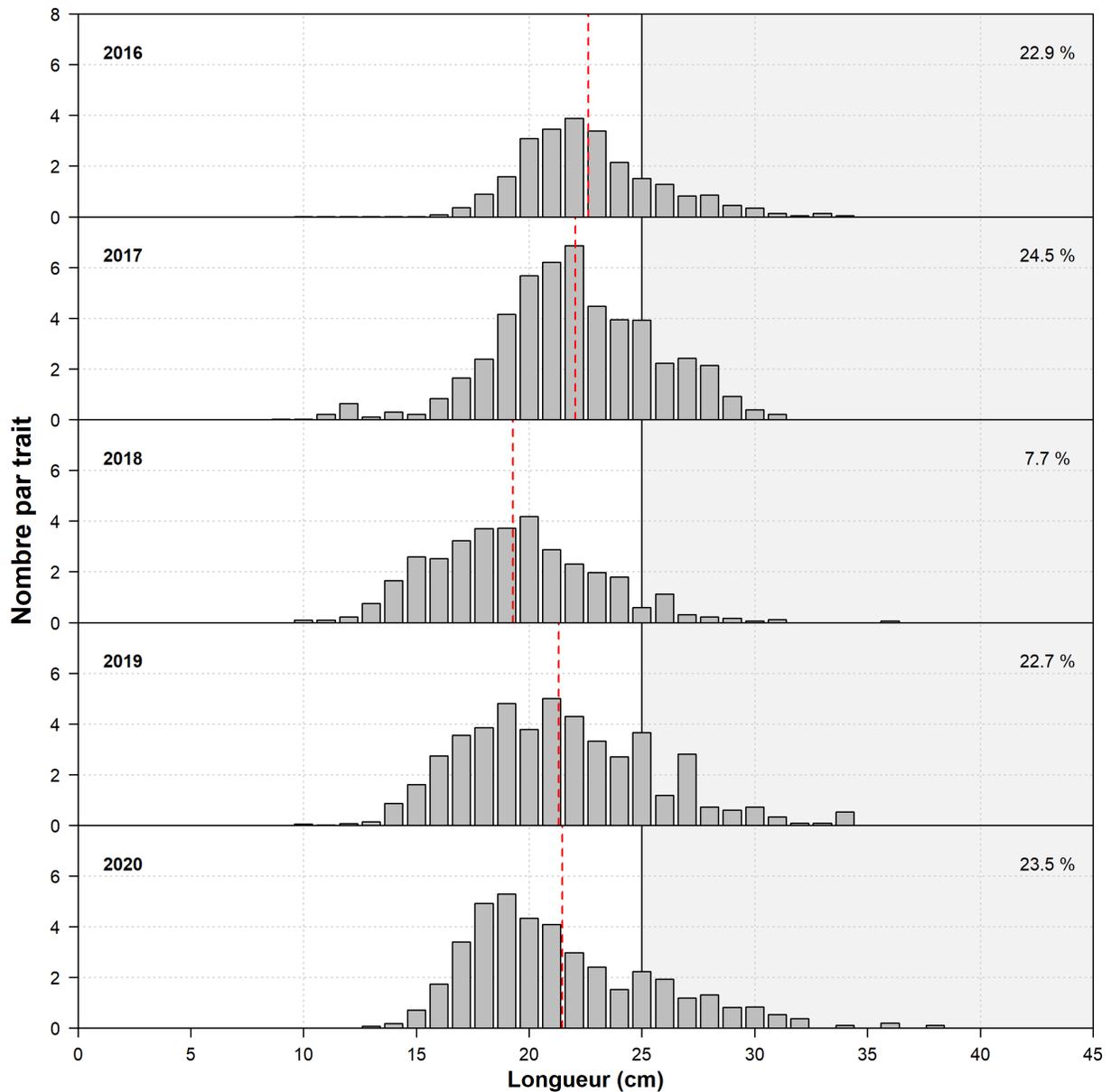


Figure B.3. Distributions des fréquences selon la longueur de la limande à queue jaune (exprimées en nombre par trait) selon les prises du relevé au chalut de fond de septembre dans le sud du golfe du Saint-Laurent (strates 428, 434, 435 et 436), de 2016 à 2020.

## RELEVÉ DES PÊCHES SENTINELLES PAR ENJINS MOBILES

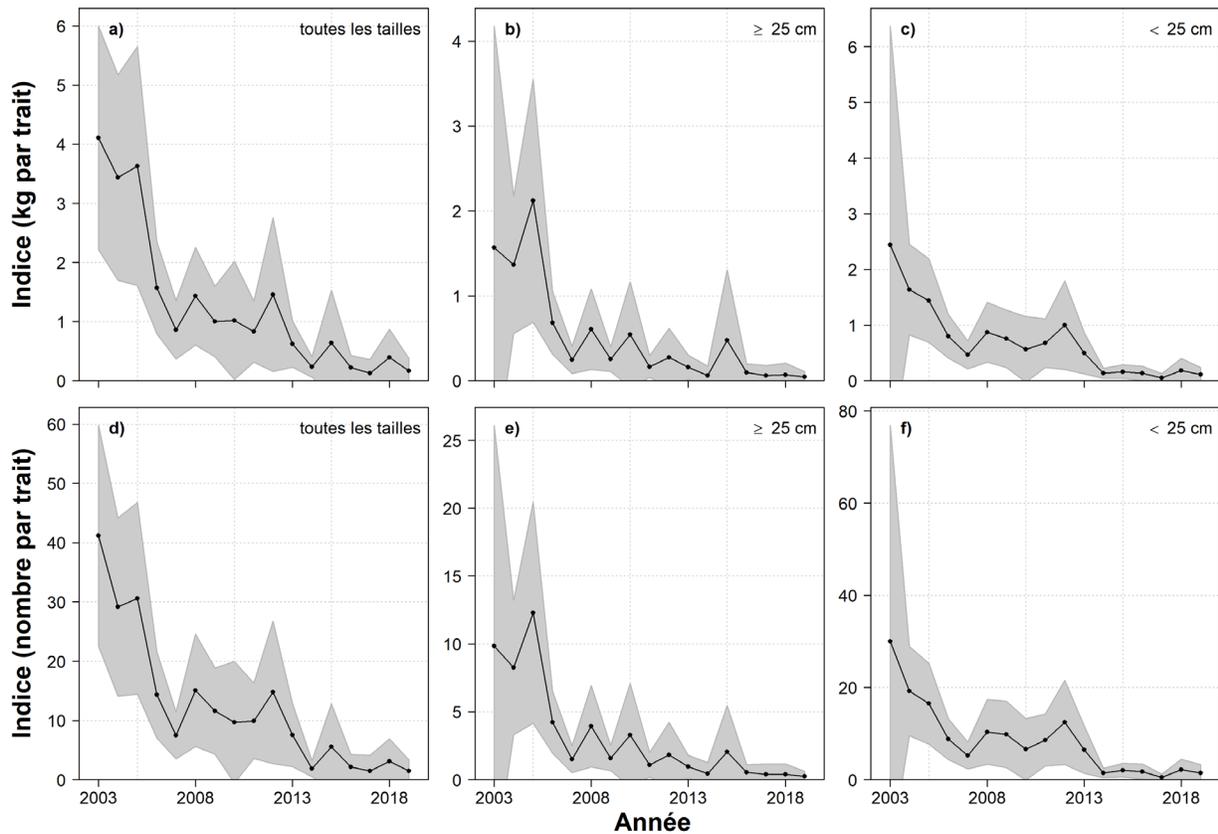


Figure B.4. Indices d'abondance (nombre par trait; panneau supérieur) et de biomasse (kg par trait; panneau inférieur) de la limande à queue jaune aux Îles-de-la-Madeleine selon les relevés des pêches sentinelles par engins mobiles dans le sud du golfe du Saint-Laurent (strates 428, 434, 435 et 436). La zone ombrée représente les intervalles de confiance à 95 % des valeurs moyennes.

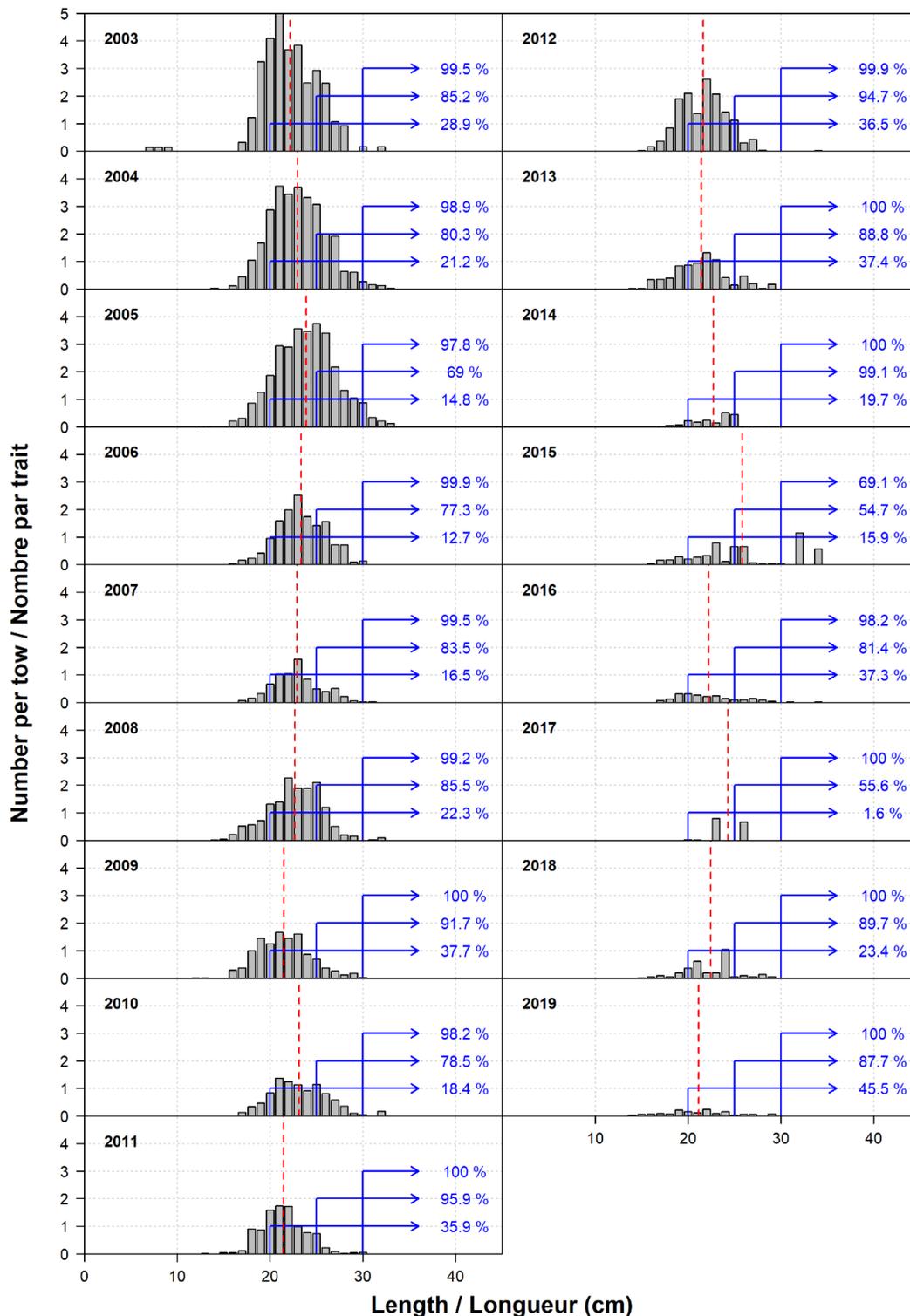


Figure B.5. Distributions de fréquence des longueurs dans les relevés des pêches sentinelles par engins mobiles (nombre par trait) de la limande à queue jaune, de 2003 à 2019, pour les strates (428, 434, 435 et 436) des Îles-de-la-Madeleine. Les lignes bleues indiquent les valeurs cumulatives de centile à 20 cm, 25 cm et 30 cm, tandis que la ligne pointillée rouge indique l'emplacement de la valeur moyenne.

---

## ANNEXE C. MÉTHODE DE DÉTERMINATION DE L'ÂGE

Les données sur la détermination de l'âge de la limande à queue jaune du relevé de septembre remontent jusqu'à 1972, mais la collecte d'otolithes n'a pas été effectuée systématiquement chaque année. Jusqu'en 1982, des otolithes étaient recueillis et la détermination de l'âge était effectuée à la Station biologique de St. Andrews du MPO. De 1983 à 1986, on a procédé à un échantillonnage d'otolithes stratifiés en fonction de la longueur, mais leur âge n'a pas été déterminé. Il n'y a pas eu d'échantillonnage d'otolithes de 1987 à 1999, mais l'échantillonnage a repris en 2000. Entre-temps, de fortes disparités entre les données historiques des différents lecteurs ont été révélées par Surette et Swain (2016), et le modèle utilisé dans l'évaluation précédente des stocks ne reposait que sur trois années (2000, 2007 et 2015) regroupées et dont l'âge a été déterminé par un technicien maintenant retraité de la région du Golfe du MPO, ci-après appelé GLF 1.

Depuis 2019, un nouveau technicien expérimenté (GLF 2) s'est vu confier la tâche d'augmenter notre base de données sur la détermination de l'âge de la limande à queue jaune, et 8 autres années ont été traitées (2001, 2003, 2005, 2009, 2011, 2013, 2017 et 2019). À l'exception de 2019 où l'âge de tous les otolithes recueillis a été déterminé, environ 130 otolithes ont été choisis au hasard de façon à ce que, pour chaque combinaison longueur-sexe, l'âge d'une cible minimale de trois otolithes ait été déterminé par année. Le nombre d'otolithes valides dont l'âge a été déterminé par année, l'âge déterminé et le lecteur ayant effectué la sont présentés dans le tableau 10.

Compte tenu du fait que les âges antérieurs à 2000 ont été retirés de l'évaluation précédente, la même méthodologie a été appliquée pour cette évaluation, limitant ainsi notre nombre d'échantillons pour GLF 1 et GLF 2, le second ayant été formé par GLF 1. Toutefois, les longueurs moyennes selon l'âge par année ont de nouveau révélé des écarts entre les deux GLF (figure C.1). Cette analyse met également en lumière la variation interannuelle à laquelle on peut s'attendre des données du relevé.

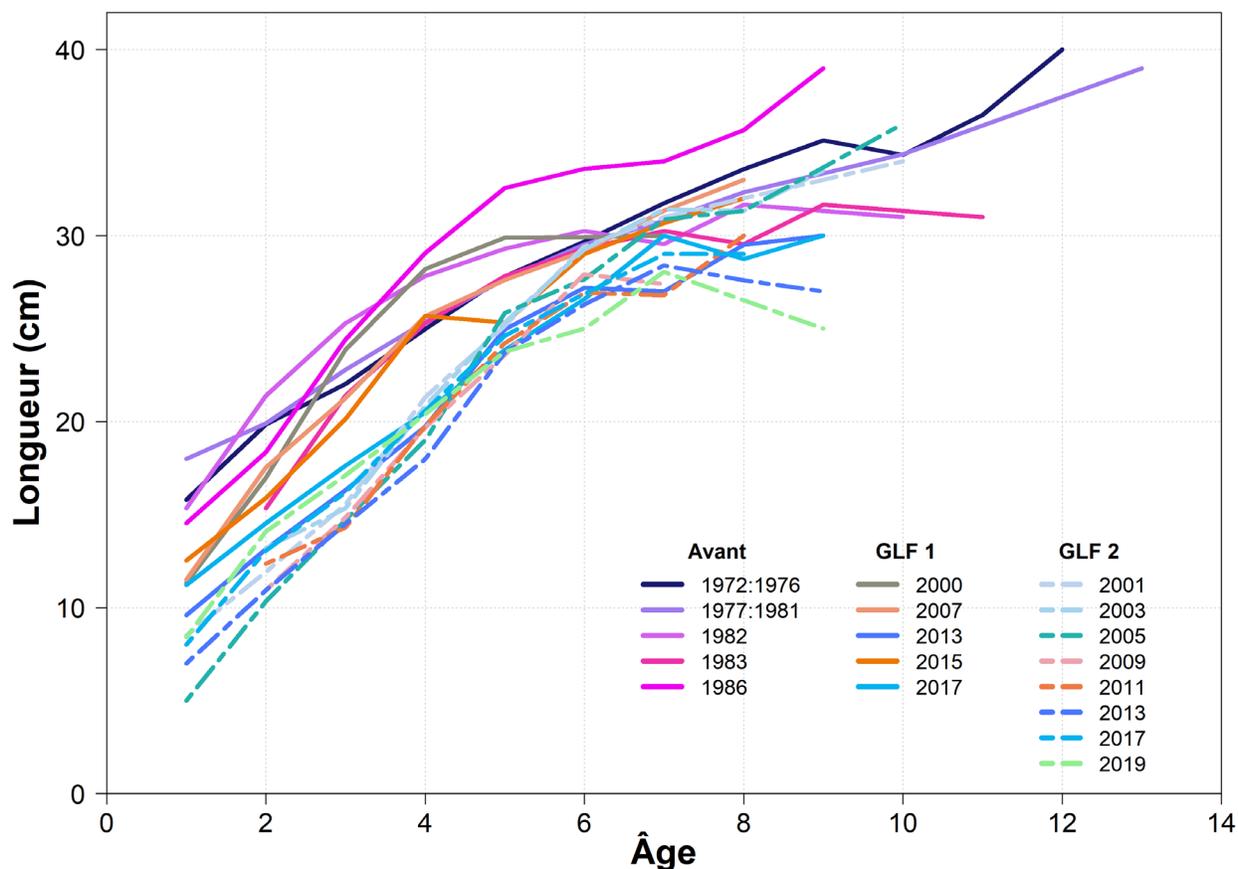


Figure C.1. Longueur moyenne selon l'âge d'après les données sur la longueur et sur l'âge du relevé de septembre dans le sud du golfe du Saint-Laurent.

Afin de mieux évaluer la situation, les otolithes de 2013 et 2017 ont été évalués par GLF 1. Les résultats ont indiqué que les âges déterminés par GLF 2 étaient supérieurs ou inférieurs aux estimations par rapport aux lectures de GLF 1. D'autres discussions ont permis de déterminer que les deux techniciens responsables de la détermination de l'âge ne s'entendaient pas sur la façon d'évaluer le noyau et les bords. Cet écart limitait notre capacité à appliquer un facteur de correction à l'un ou l'autre des techniciens pour pouvoir utiliser la série chronologique complète.

Au moment de cette évaluation, la collection de référence pour la limande à queue jaune n'était pas encore terminée. Avec la récente discussion entre les deux techniciens, cette collection de référence et un protocole régional plus robuste pour la détermination de l'âge des otolithes qui est en cours d'élaboration, de tels écarts ne devraient bientôt plus poser de problème.

En raison de ces incertitudes, les données sur la croissance utilisées pour le modèle de population, qui couvre la période allant de 1985 à 2020, ont été tirées des années 2000, 2007, 2013, 2015 et 2017 et ont été regroupées, et proviennent donc uniquement de notre technicien GLF 1 (figure C.2).

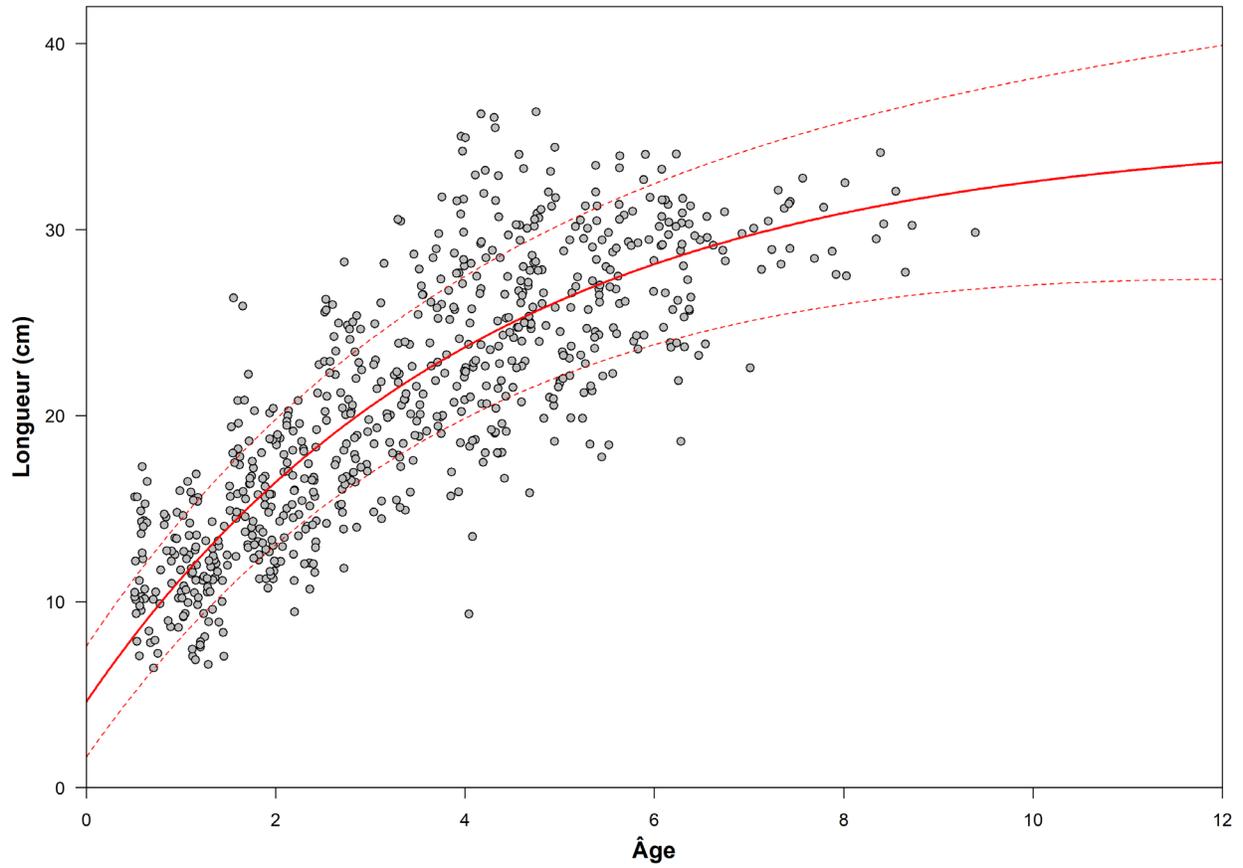


Figure C.2. Modèle de croissance de Von Bertalanffy ajusté aux données sur l'âge de 2000, 2007, 2013, 2015 et 2017 regroupées. Les valeurs des paramètres sont  $L_{\infty} = 35.3$  cm,  $k = 0.243$  et  $t_0 = -0.577$  année. Les points de données ont été déplacés aux fins d'affichage.

---

## ANNEXE D. RELEVÉ DU CRABE DES NEIGES – DONNÉES SUR LE POISSON DE FOND

### DESCRIPTION

Un relevé annuel au chalut du crabe des neiges est effectué dans le sGSL depuis 1988 (Moriyasu *et al.* 2008; Allain *et al.* 2019). Le relevé utilise un chalut Bigouden Nephrops conçu pour creuser légèrement dans des sédiments mous ou sableux. La jupette du cul de chalut possède un maillage de 40 mm. Depuis 2010, les données sur le poids des prises de toutes les espèces de poissons (entre 325 et 355 stations chaque année) sont enregistrées, ainsi que les données sur la fréquence selon la longueur tirées d'un sous-ensemble choisi au hasard de 100 stations.

La figure D.1 montre la zone de relevé, la stratification sous-jacente de la grille et l'emplacement des stations échantillonnées pour le poisson de fond, y compris la limande à queue jaune, de 2010 à 2020. En 2010 et en 2011, les zones de relevé étaient légèrement plus petites puisqu'une région du Nord-Est le long du chenal Laurentien n'a pas été échantillonnée. Comme cette région ne représente qu'une petite fraction du secteur de relevé plus vaste, on ne s'attend pas à ce que les résultats présentés ici soient touchés négativement par ce changement de la couverture de l'enquête. Vous trouverez plus de renseignements sur ce relevé dans les rapports de Moriyasu *et al.* (2008) et de Allain *et al.* (2019).

Ce relevé est conçu pour avoir une répartition homogène sur le plan spatial, de sorte que les indices d'abondance (figure D.2) ont été calculés comme étant l'abondance moyenne par km<sup>2</sup> après normalisation des prises par la zone de relevé calculée de chaque trait de chalut. De même, les fréquences moyennes selon la longueur (figure D.3) sont présentées pour les traits où l'échantillonnage de longueur a été effectué.

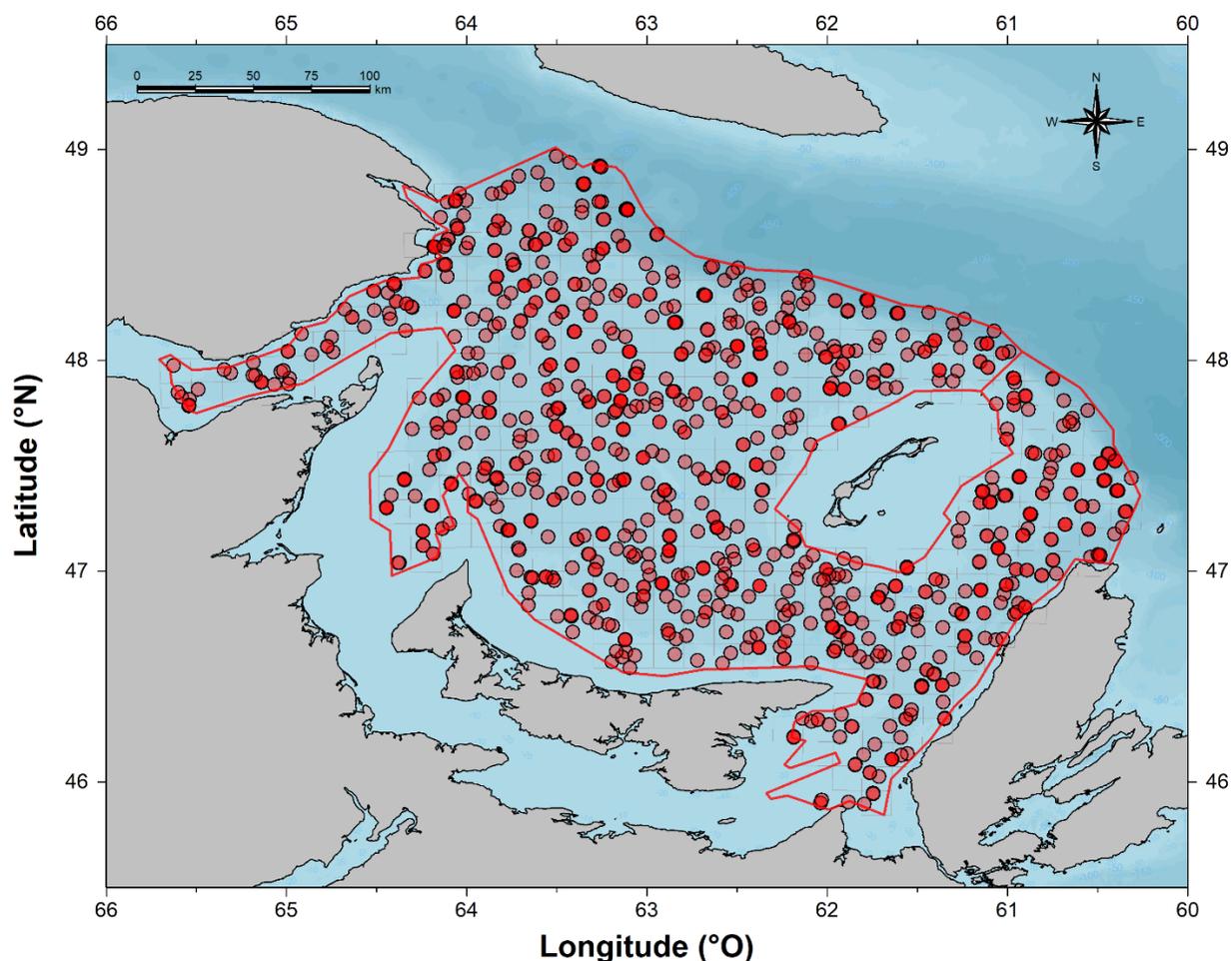


Figure D.1. Zone de relevé du crabe des neiges (ligne rouge), grilles d'échantillonnage (carrés gris) et emplacement des 1 088 stations (points rouges) échantillonnées pour le poisson de fond de 2010 à 2020.

## INDICE D'ABONDANCE

Les prises moyennes de limande à queue jaune dans les relevés de crabe des neiges de 2012 à 2020 sont indiquées à la figure D.2. On note une légère diminution de la densité moyenne au cours de la série chronologique, qui est passée d'environ 5 000 poissons par km<sup>2</sup> en 2012 à environ 3 500 poissons par km<sup>2</sup> en 2020. Les intervalles de confiance pour ces estimations sont assez importants en raison du faible nombre de stations d'échantillonnage avec prises de la limande à queue jaune. Toutefois, la diminution observée est conforme à celle observée dans la dernière partie de l'indice d'après le relevé des pêches sentinelles par engins mobiles.

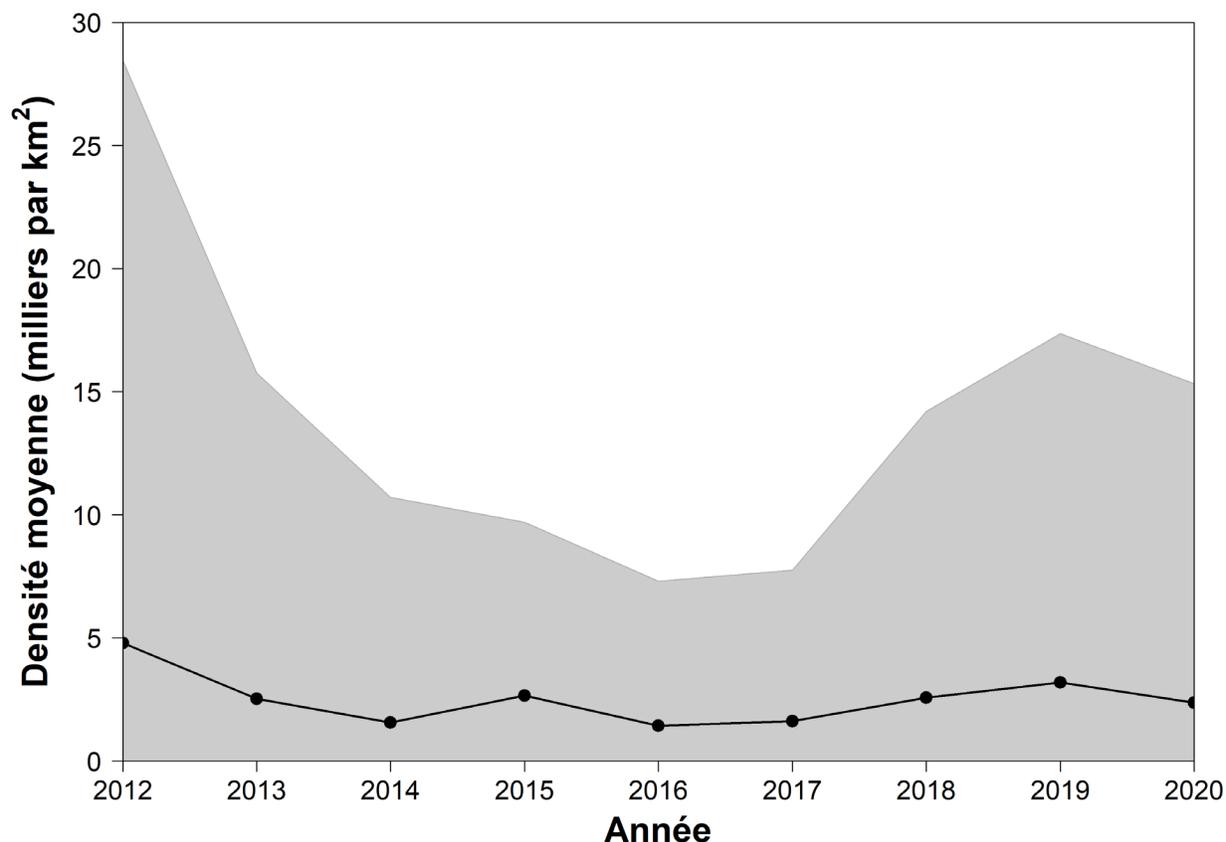


Figure D.2. Nombre moyen par km<sup>2</sup> et intervalles de confiance (95 %) du total de la limande à queue jaune dans le relevé sur le crabe des neiges.

## FRÉQUENCES DE LONGUEUR

La figure D.3 montre les distributions de la fréquence selon la longueur de la limande à queue jaune par année. Bien que le relevé sur le crabe des neiges et les relevés des pêches sentinelles par engins mobiles aient des mailles identiques dans le cul de chalut (40 mm), des poissons plus petits sont retenus dans le relevé sur le crabe des neiges, probablement en raison de l'accumulation de débris pendant la durée du trait.

À l'exception de la tendance à la baisse globale, les distributions de la fréquence selon la longueur de la limande à queue jaune pour les données du relevé sur le crabe des neiges ressemblent à celles du relevé de septembre (maillage du cul de chalut de 19 mm, figure 12). Comme ce fut le cas pour le relevé de septembre et le relevé des pêches sentinelles, il n'y a pas de changement apparent dans la taille des poissons entre 2010 et 2020. Bien qu'il semble y avoir une diminution de l'abondance dans la courte série chronologique, l'erreur importante associée aux estimations empêche toute inférence formelle de ce changement.

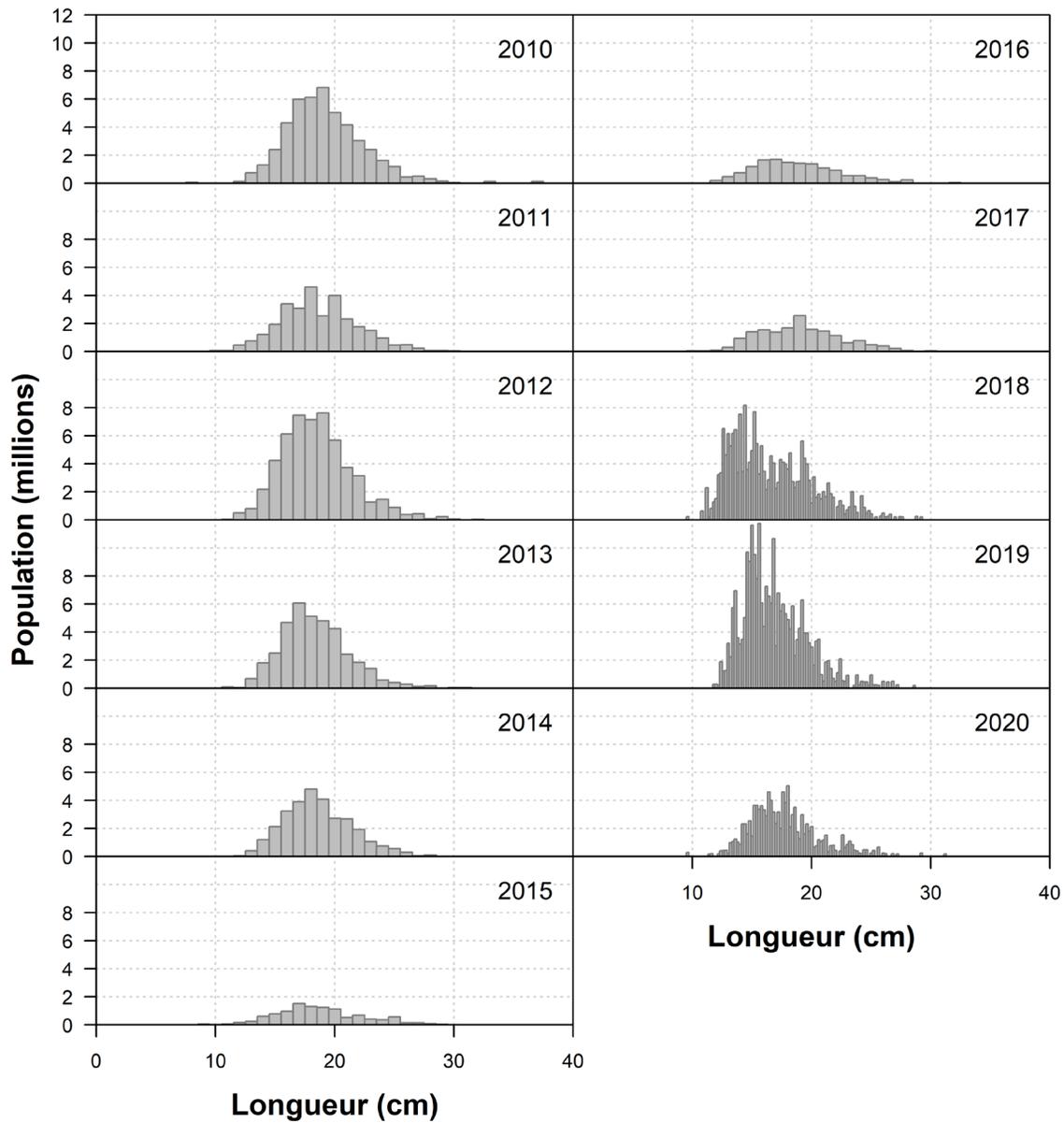


Figure D.3. Distributions moyennes de la fréquence des longueurs (nombre par km<sup>2</sup>) de la limande à queue jaune tirées du relevé sur le crabe des neiges, 2010 à 2020.

## RÉPARTITION SPATIALE

La figure D.4 montre la répartition spatiale des prises de limande à queue jaune dans le relevé sur le crabe des neiges de 2010 à 2020.

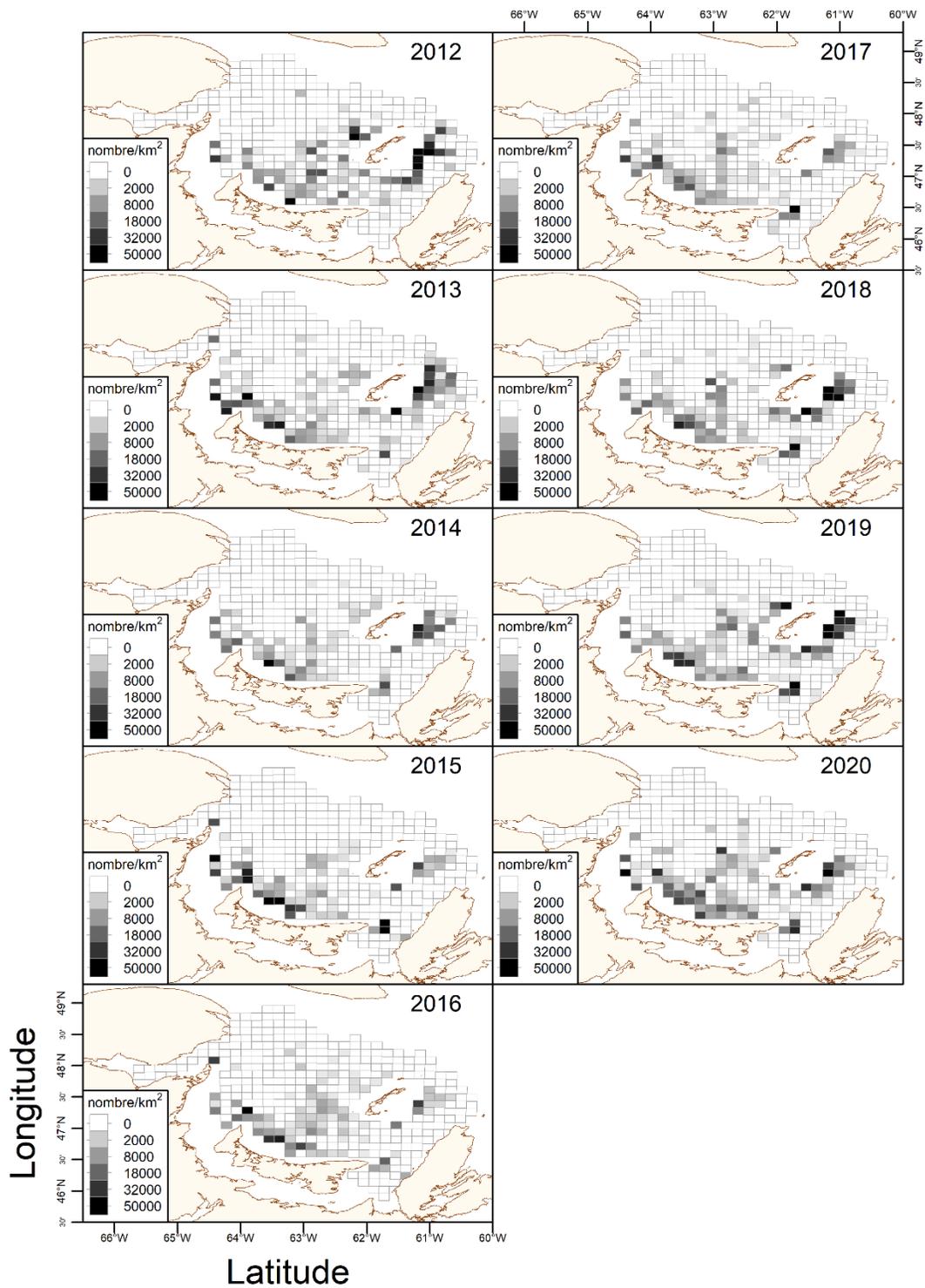


Figure D.4. Répartition spatiale des prises de limande à queue jaune dans les relevés sur le crabe des neiges, 2012 à 2020. Les unités sont en nombre par km<sup>2</sup>.