



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 2022/024

Région des Maritimes

Modifications des indices du relevé et conséquences pour l'évaluation de l'aiguillat commun (*Squalus acanthias*) dans l'Atlantique Nord-Ouest

G.M. Fowler et H.D. Bowlby

Laboratoire de recherche sur les requins du Canada atlantique
Institut océanographique de Bedford
Pêches et Océans Canada
C.P. 1006, 1, promenade Challenger
Dartmouth (Nouvelle-Écosse) B2Y 4A2

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



© Sa Majesté la Reine du chef du Canada, 2022

ISSN 2292-4272

ISBN 978--0-660-43171-0 N° cat. Fs70-5/2022-024F-PDF

La présente publication doit être citée comme suit :

Fowler, G.M. et Bowlby, H.D. 2022. Modifications des indices du relevé et conséquences pour l'évaluation de l'aiguillat commun (*Squalus acanthias*) dans l'Atlantique Nord-Ouest. Secr. can. des avis sci. du MPO. Doc. de rech. 2022/024. iv + 74 p.

Also available in English:

Fowler, G.M. and Bowlby, H.D. 2022. Changes to Survey Indices and Implications for Assessment of Spiny Dogfish (*Squalus acanthias*) in the Northwest Atlantic. DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2022/024. iv + 73 p.

TABLE DES MATIÈRES

RÉSUMÉ.....	iv
INTRODUCTION	1
PÊCHE.....	2
INTRANTS	2
PRISES COMMERCIALES.....	4
Canada.....	4
États-Unis.....	5
Prélèvements par la pêche	5
RELEVÉS PAR NAVIRE DE RECHERCHE	5
Relevé estival par navire de recherche du MPO.....	6
Relevé printanier par NR du NMFS	6
ÉVALUATION DES INTRANTS	6
INTÉGRATION DES DONNÉES RÉCENTES.....	6
Série chronologique du relevé	6
Composition des prises commerciales.....	7
FACTEURS INFLUANT SUR LA CAPTURABILITÉ DE L'AIGUILLAT	8
Navire de relevé	8
Tendances nycthémerales	9
Échantillonnage sur le talus extérieur	9
ÉVALUATION MÉTHODOLOGIQUE.....	11
Navire de relevé	11
Tendances nycthémerales	12
Strates du talus	14
Approches combinées.....	14
Approche d'étalonnage	15
CONCLUSIONS.....	16
RÉFÉRENCES CITÉES	17
TABLEAUX	20
FIGURES	42

RÉSUMÉ

Les aiguillats communs des zones 2 à 6 de l'OPANO sont considérés comme formant un seul stock, la plus grande concentration de la population se trouvant dans les eaux territoriales étatsuniennes. Le principal indice d'abondance utilisé pour l'évaluation par les États-Unis et le Canada est tiré du relevé au chalut effectué au printemps par le National Marine Fisheries Service (NMFS), qui utilise un nouveau navire doté de nouveaux protocoles de surveillance ces dernières années.

Le présent document fournit des informations sur les données qui serviront à évaluer l'aiguillat commun dans la partie II d'un nouveau cadre d'évaluation. Il comprend des résumés des prises commerciales et des indices d'abondance des relevés par rapport à la définition du stock de l'aiguillat commun. Il fournit également une évaluation complète des facteurs qui peuvent influencer sur la capturabilité de l'aiguillat ainsi qu'une analyse de leurs effets sur le relevé printanier du NMFS et de leurs conséquences pour l'évaluation de la population. Les différences de capturabilité dues au navire de relevé, à la strate d'échantillonnage, au stade biologique de l'aiguillat, au sexe, aux habitudes diurnes et nocturnes et à la combinaison de tous ces éléments ont été étudiées. Une approche d'étalonnage propre au stade biologique est proposée pour comparer les captures du nouveau navire de relevé à celles de l'ancien, permettant ainsi de dégager, pour les dernières années, une tendance de l'indice d'abondance qui est plus réaliste sur le plan biologique. Cet indice étalonné de l'abondance stratifiée selon la longueur sera comparé à l'aide d'une série fractionnée non étalonnée dans le modèle de dynamique des populations axé sur les stades biologiques de la partie II du cadre. D'autres changements à la structure du modèle d'évaluation avaient été suggérés par les données, soit intégrer une erreur d'échantillonnage propre au sexe aux captures des relevés et rendre l'erreur de processus proportionnelle au niveau d'échantillonnage réalisé dans les strates influentes de l'aiguillat commun le long du talus extérieur.

INTRODUCTION

L'aiguillat commun (*Squalus acanthias*) est un petit requin squaliforme qui vit dans les régions côtières tempérées des océans. La population de l'Atlantique Nord-Ouest, qui s'étend généralement de Terre-Neuve-et-Labrador à la Géorgie, est la plus abondante le long du plateau continental qui s'étire de la Nouvelle-Écosse au cap Hatteras (Nammack *et al.* 1985, NEFSC 2006). La population migre de façon saisonnière : elle se concentre dans les eaux du centre de l'Atlantique jusque vers le sud du banc de Georges en hiver et au printemps, se déplace vers le nord en été, puis retourne dans le sud de la Nouvelle-Angleterre, dans le banc de Georges et le golfe du Maine en automne (Fowler et Campana 2015). Cependant, le marquage, tant dans le passé (MPO 2007) qu'aujourd'hui (Carlson *et al.* 2014), laisse entrevoir une structure de la population dans toute son aire de répartition, avec des composantes résidentes et migratrices. Les déplacements entre les eaux canadiennes et étatsuniennes ne sont pas la tendance prédominante. Dans l'ensemble de l'aire de répartition, les aiguillats ont tendance à se regrouper par taille et par sexe à mesure qu'ils approchent la maturité. Dans l'Atlantique Nord-Ouest, l'aiguillat commun est présent dans des eaux dont la température est de 0 à 12 °C (de 6 à 11 °C de préférence) et à des profondeurs de 0 à 350 m (de 50 à 200 m de préférence). Le potentiel reproductif de la population est faible en raison du faible taux de croissance, de l'âge de maturité tardif et de la longue période de gestation, soit de 22 à 24 mois (Jensen *et al.* 1961, Nammack *et al.* 1985, Campana *et al.* 2009), ce qui la rend vulnérable à l'exploitation. Au Canada, l'aiguillat commun a été désigné « espèce préoccupante » par le Comité sur la situation des espèces en péril au Canada (COSEPAC 2010).

Les aiguillats communs sont considérés comme formant un seul stock dans les zones 2 à 6 de l'OPANO (figure 1), la majorité de la population se trouvant dans les eaux étatsuniennes. À l'origine, les composantes étatsunienne et canadienne du stock étaient évaluées séparément. En 2010, on a tenté de modéliser l'ensemble de la population de l'Atlantique Nord-Ouest lors d'une réunion conjointe du Comité d'évaluation des ressources transfrontalières (CERT), comité canado-étatsunien, mais aucun modèle d'évaluation n'a pu faire consensus (Rago et Sosebee 2010). Depuis, les États-Unis ont choisi de satisfaire à leurs exigences en matière de gestion nationale en procédant à une évaluation des stocks exclusivement étatsunienne. Le Canada a tenté de poursuivre l'évaluation à l'échelle de la population. Le dernier examen du cadre du MPO et la dernière évaluation de l'aiguillat commun dans l'Atlantique Nord-Ouest remontent à 2014, et des données sont disponibles jusqu'en 2010 (Fowler et Campana 2015). Le modèle accepté était un modèle prévisionnel de la dynamique des populations axé sur les stades biologiques, spatialement explicite et fonctionnant selon deux intervalles de temps.

Les efforts visant à intégrer des données plus récentes dans le modèle du cadre n'ont pas abouti, dans la mesure où les estimations de l'abondance de l'aiguillat sont devenues invraisemblablement élevées (MPO 2016). Puisque le principal indice utilisé pour mettre à l'échelle les captures commerciales par rapport à l'abondance totale dans le modèle est dérivé du relevé printanier du National Marine Fisheries Service (NMFS), les modifications de l'indice du relevé qui influent sur la capturabilité de l'aiguillat pourraient expliquer cet écart.

Les objectifs de la composante « Intrants » de la révision du cadre pour l'aiguillat commun de l'Atlantique du Nord-Ouest sont les suivants : 1) décrire les sources de données des États-Unis et du Canada dépendantes et indépendantes de la pêche utilisées pour évaluer la population; 2) évaluer les facteurs influant sur la capturabilité de l'aiguillat dans le relevé printanier du NMFS et décrire leurs conséquences pour l'évaluation des stocks; 3) proposer des méthodes pour normaliser l'indice d'abondance du relevé printanier du NMFS afin de l'intégrer dans un modèle d'évaluation à l'échelle de la population. Le modèle d'évaluation sera élaboré pour une réunion distincte, durant laquelle il sera examiné.

PÊCHE

Les débarquements totaux d'aiguillats étaient relativement faibles tout au long de la période 1922–1955 (Jensen *et al.* 1961), restant inférieurs à 100 tm la plupart des années avant 1956. La première exploitation d'envergure de l'aiguillat était une pêche visant à obtenir de la vitamine A durant la Seconde Guerre mondiale, subventionnée par le gouvernement des États-Unis, qui s'est déroulée principalement en 1940–1941. La pêche industrielle entre le milieu des années 1950 et le milieu des années 1960, la plus grande pêche dirigée de l'aiguillat de l'époque, a conduit aux nombres de prises accessoires d'aiguillat les plus élevés de la série chronologique, mais ceux-ci ont diminué en raison de la concurrence du marché au fur et à mesure de l'expansion de la pêche péruvienne à l'anchois dans les années 1960 (MPO 2014). L'intérêt commercial pour l'aiguillat s'est considérablement accru avec l'arrivée de flottilles de pêche étrangères dans l'Atlantique Nord-Ouest, qui ont capturé un nombre appréciable d'aiguillats entre 1966 et 1977. Les débarquements déclarés avant l'élargissement de la zone réglementée en 1977 étaient dominés par l'URSS (Russie) et d'autres pays européens, et ils ont atteint un pic d'environ 25 000 tm en 1975 (figure 2). Depuis 1977, les débarquements commerciaux des États-Unis représentent la majeure partie des prises déclarées. Une forte intensification de la pêche commerciale étatsunienne a commencé en 1990, atteignant un sommet de plus de 28 000 tm en 1996 (NEFSC 2006). Les débarquements canadiens ont constitué une proportion relativement faible du total des prises jusqu'en 2000; ils représentent une part plus importante du total depuis l'introduction cette année-là de quotas restrictifs aux États-Unis (MPO 2014).

Les débarquements canadiens d'aiguillats communs n'étaient pas limités avant 2002 et provenaient surtout de la pêche commerciale aux poissons de fond à la palangre et au filet maillant (Fowler et Campana 2015). De 2004 à 2013, le total autorisé des captures (TAC) était fixé à 2 500 tm. Un TAC de 10 000 tm a été établi pour 2015 (équivalent approximativement aux débarquements étatsuniens de 2013 et 2014), sans aucune restriction sur les rejets ou les prises accessoires d'aiguillats communs dans les autres pêches (MPO 2016). L'aiguillat commun est principalement vendu sur les marchés européens, qui exigent une certification écologique des débarquements. La flottille dirigée des États-Unis a obtenu la certification du Marine Stewardship Council (MSC) en 2012, mais la flottille canadienne ne l'a pas encore. Ainsi, depuis 2009, les débarquements des flottilles canadiennes n'ont jamais dépassé 200 tm, ce qui rend le TAC canadien non restrictif (MPO 2016).

INTRANTS

Le présent document examine les sources de données qui ont été intégrées dans la dernière évaluation du cadre canadien pour l'aiguillat commun (Fowler et Campana 2015). Il s'agit notamment des indices d'abondance et de l'échantillonnage des tailles provenant du relevé estival de Pêches et Océans Canada (MPO) et du relevé printanier du NMFS, ainsi que des données sur les débarquements et des estimations des rejets totaux des flottilles commerciales des deux pays. Les données sur les prises commerciales étatsuniennes ont été fournies par le Northeast Fisheries Science Center (NEFSC) avant cette évaluation.

Les captures commerciales, les débarquements et les rejets d'aiguillats communs, répartis par saison (novembre à avril; mai à octobre) et par pêche, sont transformés en nombre de prélèvements par sexe et par stade de maturité avant d'être saisis dans le modèle d'évaluation du cadre actuel (Fowler et Campana 2015). De même, des proportions sexospécifiques de la maturité selon la longueur sont appliquées à l'abondance stratifiée selon la longueur tirée des relevés pour produire des indices d'abondance par sexe et par stade de maturité. Les stades de maturité sont déterminés par la longueur de l'aiguillat (le stade 1 représente les juvéniles, et le

stade 2, les adultes). De plus amples détails sur la délimitation du stade de maturité sont donnés dans Fowler et Campana (2015).

Les caractéristiques biologiques de la pêche étatsunienne (pour déterminer les prises selon la longueur) sont bien échantillonnées depuis 1989, et les pêches canadiennes ont été correctement échantillonnées de 1998 à 2006, période de déclin de la pêche dirigée. Pour estimer la composition des prises commerciales des années où l'échantillonnage était inadéquat, nous avons utilisé les fréquences des longueurs établies d'après la méthode du plus proche voisin des années ayant fait l'objet d'un échantillonnage adéquat, réparties si possible entre chaque type de pêche. Les estimations deviennent de pures hypothèses lorsque l'échantillonnage a été nul ou très faible sur de longues périodes contiguës, comme entre 1922 et 1982. Les prises des relevés des deux pays sont bien échantillonnées en ce qui concerne les caractéristiques biologiques de l'aiguillat depuis 1970 pour le relevé estival, et depuis 1990, pour le relevé printanier. Aucun échantillonnage de poissons individuels n'a été effectué dans le cadre du relevé printanier avant 1990, mais nous considérons qu'il pourrait y avoir plus de données que celles fournies par la base de données (p. ex., l'échantillonnage du cycle biologique dans Nammack *et al.* (1985) provenait principalement du relevé printanier de 1980–1981, mais ces données n'apparaissent pas dans la base de données). Les compositions selon la longueur sont disponibles pour les deux relevés toutes les années, à l'exception de 1973–1979 dans le relevé printanier du NMFS, qui n'a pas pris de mesures sexospécifiques de la longueur des aiguillats.

Pour le modèle d'évaluation, on applique les équations de croissance et de maturité à l'abondance selon la longueur dans le relevé afin de déterminer l'abondance par stade de maturité (juvénile, adulte), ainsi que les thêtas annuels de transition de maturité (la proportion de la population qui passe du stade juvénile au stade adulte). L'aiguillat commun présente un dimorphisme sexuel de croissance, les femelles parvenant plus tardivement à maturité et affichant des tailles maximales plus élevées que les mâles (Campana *et al.* 2009). Des courbes de croissance de Von Bertalanffy différentes sont utilisées pour les données du Canada et des États-Unis (tableau 1). Le modèle canadien est dérivé des données des relevés et des prises commerciales recueillies entre 2002 et 2005, mises à jour jusqu'en 2012 (Fowler et Campana 2015). Le modèle étatsunien provient des données du relevé printanier du NEFSC recueillies entre 1980 et 1981 (Nammack *et al.* 1985). De même, les ogives de maturité représentant la proportion d'aiguillats communs matures selon la longueur diffèrent pour le Canada et les États-Unis (figure 3). La longueur où 50 % des individus sont matures ($L_{50\%}$) a été déterminée par régression logistique pour les données canadiennes (Campana *et al.* 2009), tandis que les États-Unis ont utilisé une fonction arc sinus de la longueur à la fourche, et non de la longueur totale. Il n'a pas été possible de reproduire la méthodologie étatsunienne par rapport à la longueur totale pour pouvoir comparer les relations entre les données canadiennes et étatsuniennes (Fowler et Campana 2015). De ce fait, une fonction logistique présumant la même constante (ordonnée à l'origine) que celle des données canadiennes et des valeurs $L_{50\%}$ pour les mâles et les femelles de l'analyse arc sinus étatsunienne a été appliquée aux données étatsuniennes (figure 3).

PRISES COMMERCIALES

Les débarquements d'aiguillats communs par les flottilles commerciales au Canada font l'objet d'une vérification à quai à 100 % et les caractéristiques biologiques des prises débarquées sont déterminées par échantillonnage au port. Les informations sur les débarquements aux États-Unis proviennent de la base de données du NEFSC sur les pêches commerciales. Aux États-Unis, il existe une importante pêche récréative à l'aiguillat commun, dont les débarquements et les rejets sont estimés à partir des rapports des journaux de bord dans le cadre du programme d'information sur la pêche récréative en mer. Les débarquements récréatifs d'aiguillats communs au Canada sont minimes et ne sont pas pris en compte dans la présente évaluation.

Les informations sur les rejets proviennent des programmes d'observation des pêches pour les navires commerciaux, lancés en 1977 au Canada et entièrement mis en œuvre dans les eaux étatsuniennes en 1989. Les rejets observés, par année, par pêche et par saison, sont mis à l'échelle des totaux des pêches à l'aide d'un estimateur de ratio des prises rejetées par rapport aux prises conservées (débarquées), dans lequel la composante conservée est mise à l'échelle des débarquements totaux d'aiguillats dans les composantes de la pêche (NEFSC 2006). Une méthodologie similaire (c'est-à-dire un rapport prises rejetées/prises conservées, d/k) est utilisée pour estimer le total des rejets canadiens lors des sorties où un observateur est présent, mais les ratios sont propres aux aiguillats rejetés par rapport aux prises conservées (Fowler et Campana 2015). La présence des observateurs est variable parmi les flottilles canadiennes qui interceptent l'aiguillat. Pour chaque type d'engin qui capture des aiguillats, les deux pays calculent les rejets morts en multipliant les totaux annuels par les taux de mortalité propres à l'engin. Ces taux de mortalité ont été acceptés lors de la réunion du CERT de 2010 (CERT 2010) et sont reproduits dans le tableau 2. Même si, selon les prévisions, les dragues à pétoncles provoquent une mortalité de 100 % au Canada, les rejets sont minimes et n'ont pas été intégrés dans la présente évaluation. À titre d'exemple, 12 000 tm de pétoncles ont été débarquées dans la Région des Maritimes en 2014, dont 2 tm de prises accessoires d'aiguillats. La mortalité totale de l'aiguillat commun aurait été estimée à 11 tm.

Canada

Les débarquements canadiens d'aiguillats communs étaient généralement faibles avant 1999 (tableau 3). Les flottilles étrangères pêchant en eaux canadiennes ont débarqué d'importantes quantités d'aiguillats dans les années 1970, avec un pic juste en dessous de 10 000 tm en 1974 (tableau 3, figure 4). Entre 1998 et 2008, les débarquements des flottilles canadiennes ont augmenté d'un ordre de grandeur, atteignant un sommet de 3 578 tm en 2001, avec une moyenne de 2 300 tm. La plupart des poissons ont été capturés dans le cadre de la pêche dirigée de l'aiguillat commun à la palangre; les quantités provenant des pêches au filet maillant et au chalut à panneaux étaient moindres. Depuis 2009, les débarquements de toutes les pêches canadiennes sont très faibles (< 125 tm) et étaient essentiellement nuls en 2015 (tableau 3).

Les estimations des rejets des pêches canadiennes aux poissons de fond au chalut à panneaux, au filet maillant et à la palangre sont disponibles depuis le début des années 1960. De 1946 à 1962, il a été présumé que les rejets annuels totaux demeuraient à environ 3 500 tm (figure 4). Dans les eaux canadiennes, les rejets sont la principale source de mortalité par pêche, à l'exception de la pêche dirigée étrangère dans les années 1970 et de la pêche dirigée canadienne au début des années 2000 (tableau 3; figure 4). Les estimations des rejets totaux sont en baisse depuis les années 1990, probablement en raison des mesures de gestion plus rigoureuses et des TAC plus bas dans les pêches aux poissons de fond. L'estimation la plus basse des rejets dans la série chronologique a été faite en 2015, avec 51 tm (tableau 3). Une

fois la mortalité par rejet en fonction de l'engin prise en compte, les rejets de poissons morts par les flottilles canadiennes n'ont jamais dépassé 2 000 tm annuellement (figure 4).

États-Unis

Entre 1962 et 1979, les débarquements étatsuniens étaient en moyenne d'environ 400 tm par an, tandis que les débarquements des flottilles étrangères opérant en eaux étatsuniennes ont augmenté, pour dépasser 25 000 tm au début des années 1970 (tableau 4; figure 4). Avec l'arrivée de la pêche dirigée aux États-Unis en 1990, les débarquements ont atteint en moyenne 17 900 tm entre 1990 et 2000, avant de retomber à une moyenne de 2 200 tm entre 2001 et 2008 en raison de l'imposition de quotas. Depuis l'obtention de la certification du MSC en 2012, les débarquements étatsuniens d'aiguillats communs ont augmenté, pour atteindre environ 10 000 tm par an (MPO 2016). Les débarquements de la pêche récréative ont toujours été très faibles (200 tm en moyenne entre 1981 et 2008), bien que les rejets de cette pêche aient été beaucoup plus élevés (1 500 tm en moyenne entre 1981 et 2008). Des estimations quantitatives des rejets sont disponibles pour les différentes pêches étatsuniennes à partir de 1989 (TRAC 2010). Les rejets de 1964 à 1988 ont été estimés en utilisant le rapport entre les rejets d'aiguillats et les débarquements totaux. Les estimations de la mortalité par rejet varient entre 2 900 et 22 800 tm, en fonction des taux de mortalité par engin. Ces dernières années, les rejets étatsuniens ont été beaucoup plus faibles qu'avant le milieu des années 1990 (tableau 4).

Prélèvements par la pêche

Les prélèvements totaux par la pêche sont plus élevés dans les eaux territoriales étatsuniennes que dans les eaux territoriales canadiennes tout au long de la série chronologique (tableau 5; figure 5). La contribution des rejets aux prélèvements totaux est importante et explique pourquoi les prélèvements étatsuniens sont restés élevés tout au long des années 1960 jusqu'à la fin des années 1990, même si les débarquements étaient faibles pendant les années 1980 (cf. figures 4 et 5). Si l'on compare la composition des prises au Canada et aux États-Unis, les prélèvements annuels par la pêche pour chaque stade de maturité et chaque sexe sont nettement plus élevés en eaux étatsuniennes (figure 6). Les femelles juvéniles sont plus abondantes dans la composition des prises étatsuniennes que les mâles juvéniles, mais c'est le contraire pour les mâles et les femelles adultes (figure 6).

RELEVÉS PAR NAVIRE DE RECHERCHE

Deux relevés par navire de recherche fournissent des estimations de l'abondance de l'aiguillat commun. Le relevé printanier du NMFS en eaux étatsuniennes sert d'indice d'abondance principal puisque la majeure partie de la population est considérée comme étant disponible pour ce relevé. Le relevé estival du MPO en eaux canadiennes sert d'indice de migration et d'abondance du stock local. Les évaluations préliminaires et la modélisation durant l'examen du CERT en 2010 ont porté sur au plus douze relevés comme indices possibles pour l'aiguillat commun, mais seuls le relevé printanier du NMFS et le relevé estival du MPO ont été retenus pour l'évaluation à l'échelle de la population (Fowler et Campana 2015). Depuis l'examen du CERT, seul le relevé printanier du NMFS a été utilisé dans les évaluations étatsuniennes (p. ex., Rago et Sosebee 2015). Les deux relevés au chalut de fond sont effectués par échantillonnage aléatoire stratifié, avec une couverture qui se chevauche partiellement dans le banc de Georges. Les estimations de l'abondance ou de la biomasse de l'aiguillat commun sont calculées en tant que nombre ou poids stratifié par trait, après normalisation en fonction de la distance de trait.

Relevé estival par navire de recherche du MPO

Les estimations de l'abondance stratifiée pour tous les groupes de l'aiguillat commun (sexe et stade) étaient faibles au début de la série chronologique du relevé, augmentant durant les années 1980 jusqu'à la fin des années 1990, avant de diminuer progressivement jusqu'en 2010 (figure 7). Ces dernières années, on a observé un pic extrêmement élevé en 2012–2013, qui a diminué depuis. La majorité des prises du relevé au Canada sont des mâles adultes, avec un nombre inférieur, mais semblable, de juvéniles mâles et femelles. Les femelles adultes forment la plus petite composante des prises du relevé dans l'ensemble de la série chronologique. On pense que le relevé estival du MPO permet principalement d'indexer les changements de la répartition lorsque la population se déplace vers le nord pendant les mois d'été (Fowler et Campana 2015).

Relevé printanier par NR du NMFS

Les tendances de l'abondance de l'aiguillat commun tirées du relevé printanier aux États-Unis ont augmenté tout au long des années 1980, ont diminué graduellement entre le début des années 1990 et le début des années 2000, ont augmenté rapidement entre le milieu des années 2000 jusqu'en 2013, puis ont baissé de façon marquée les deux dernières années. Depuis la fin des années 1990, les mâles adultes sont la composante prédominante des prises du relevé, et les abondances des juvéniles et des femelles adultes sont similaires (figure 7). Les plus fortes abondances de la série chronologique ont eu lieu en 2012 et 2013, puis ont chuté brusquement en 2014 et de nouveau en 2015. Des problèmes mécaniques ont empêché l'échantillonnage dans plusieurs strates en 2014, ce qui a conduit à exclure 2014 des évaluations étatsuniennes les plus récentes de l'aiguillat commun (Rago et Sosebee 2014, 2015).

ÉVALUATION DES INTRANTS

Le cadre d'évaluation de l'aiguillat commun (Fowler et Campana 2015) a été élaboré au moyen des relevés et des données sur la composition des captures commerciales des États-Unis et du Canada jusqu'en 2010. Depuis, deux changements majeurs ont été apportés à l'indice du relevé étatsunien, ce qui a des conséquences pour l'évaluation de l'aiguillat commun. Le premier est l'utilisation depuis 2009 d'un nouveau navire de recherche équipé d'un nouveau type d'engin pour mener les relevés (Miller *et al.*, 2010). Le second est la détermination des différences nyctémérale de la capturabilité de l'aiguillat; cette détermination s'applique à toutes les années du relevé et s'est donc répercutée sur les séries chronologiques historiques (Sagarese *et al.* 2016). Ces changements ont modifié notre perception de la dynamique de la population d'aiguillats communs par rapport au cadre d'évaluation, et étaient suffisants pour justifier une demande de révision des intrants.

INTÉGRATION DES DONNÉES RÉCENTES

Série chronologique du relevé

Avant 2015, on mettait à jour la série chronologique du relevé printanier du NMFS pour les évaluations canadiennes en obtenant les estimations de la biomasse et les compositions selon la taille auprès du NMFS, et en dérivant les abondances annuelles selon la longueur d'après les relations longueur-poids sexospécifiques de l'aiguillat (Fowler et Campana 2015). En 2015, un accès direct aux bases de données des relevés du NMFS a été obtenu, et l'abondance selon la longueur tirée du relevé stratifié a été estimée directement pour la série chronologique du relevé printanier du NMFS.

Les séries chronologiques d'abondances du relevé dérivées pour les évaluations précédentes à partir des données sur la biomasse ne correspondaient pas aux séries chronologiques calculées en 2015 (figure 8) en raison des relations longueur-poids qu'utilisent le NMFS et le MPO pour convertir l'abondance en biomasse et la biomasse en abondance, respectivement. Si l'on compare les deux séries de données, la divergence moyenne des estimations de 1980–1981 est beaucoup moins importante que pour les années ultérieures (presque 0 avant la répartition par stade). Cela donne à penser que la relation longueur-poids utilisée pour calculer les séries d'abondances pour le cadre canadien précédent pourrait être tirée de Nammack *et al.* (1985). Cette relation publiée a également été utilisée pour reconvertir la biomasse en abondance pour l'évaluation canadienne. Bien que la plupart des données utilisées par Nammack *et al.* (1985) aient été recueillies lors du relevé printanier, la base de données à laquelle nous avons actuellement accès ne contient aucune donnée d'échantillonnage sur des aiguillats individuels avant 1992.

Si l'on suppose que la relation longueur-poids est statique sur toutes les années, les changements de la relation entre la longueur et le poids de l'aiguillat au fil du temps peuvent expliquer la divergence des estimations. Par exemple, le poids prévu d'un aiguillat de 65 cm (la longueur la plus fréquente dans la série chronologique) peut présenter une variation interannuelle à long terme importante par rapport au poids indiqué par Nammack *et al.* (1985) les années faisant l'objet de données tirées de poissons individuels (figure 9). Pour le présent cadre d'évaluation, nous proposons d'utiliser des estimations de l'abondance selon la longueur issues du relevé stratifié pour toutes les années pour lesquelles des données sur la longueur sont disponibles, plutôt que de mettre à jour les séries précédentes dérivées des estimations de la biomasse. Cette méthode est conforme à la méthode d'estimation utilisée pour le relevé estival canadien et à la structure du modèle de population canadien. Pour les années où aucune information sur la longueur n'est disponible (1973–1979), les estimations resteront celles fournies pour le modèle du cadre original (Fowler et Campana, 2015).

Au cours de cette étude, nous avons également remarqué que le coefficient de variation (CV) de l'abondance selon la longueur dans les relevés pouvait diverger considérablement entre les sexes (figure 10). En plus de la variabilité annuelle, il y a eu des périodes contiguës où un sexe est mieux estimé que l'autre. Dans le relevé printanier, les femelles sont généralement mieux estimées que les mâles entre 1984 et 1993, et c'est le contraire la plupart des années depuis 2007. Dans le relevé estival canadien, les femelles sont généralement mieux estimées que les mâles. Bien que le modèle du cadre actuel estime l'abondance séparément par sexe, on relève la même structure d'erreur pour les mâles et les femelles. Pour le présent cadre d'évaluation, nous proposons d'autoriser des structures d'erreur séparées par sexe également.

Composition des prises commerciales

Il n'y a pas eu d'accord officiel d'échange de données sur l'aiguillat commun entre les États-Unis et le Canada depuis l'évaluation du CERT de 2010. Toutefois, la composition des prises commerciales étatsuniennes jusqu'en 2015 a été fournie pour cette évaluation. Pour les mises à jour des évaluations entreprises par le Canada dans les années intermédiaires (MPO 2014, MPO 2016, Fowler et Campana 2015), la composition des prises commerciales des pêches étatsuniennes a été estimée à partir des statistiques sommaires figurant dans les documents d'évaluation étatsuniens (Rago et Sosebee 2013, 2014, 2015). La composition réelle par sexe et par taille des prélèvements de 2011 à 2014 diffère sensiblement de celle qui est présumée, avec des écarts pouvant atteindre 50 % pour un sexe et un stade de maturité donnés (figure 11). Des approches différentes d'approximation de la composition des prises à partir des statistiques sommaires pourraient améliorer la représentation des prélèvements pour les années ne faisant pas l'objet de données sous-jacentes. Nous n'avons pas exploré cette

possibilité et proposons que les futures mises à jour soient basées uniquement sur les tendances des indices du relevé printanier lorsque les données sur la composition des prises ne sont pas disponibles.

FACTEURS INFLUANT SUR LA CAPTURABILITÉ DE L'AIGUILLAT

Navire de relevé

Un nouveau navire de relevé doté d'un nouveau type de chalut, le *Henry B. Bigelow*, remplace l'*Albatross IV* depuis 2009. Le *Bigelow* est plus grand, plus silencieux, tire un filet plus grand et suit des protocoles d'échantillonnage différents de ceux de l'*Albatross* (Rago et Sosebee 2015). Une étude d'étalonnage à grande échelle par traits appariés a été menée en 2008 pour comparer les captures entre les deux navires, le *Bigelow* reproduisant les traits de l'*Albatross* lors des relevés de printemps, d'été (traits propres à un site en juin et juillet) et d'automne. On a appliqué aux traits appariés une compensation temporelle et spatiale suffisante pour réduire au minimum l'effet d'un trait sur l'autre, tout en maintenant équivalentes les densités de poissons disponibles pour chaque navire.

Le plan initial de l'étude recommandait d'utiliser comme facteur d'étalonnage une estimation du rapport des prises moyennes stratifiées entre les deux navires, mais elle ne précisait pas l'estimateur approprié. Des aiguillats communs ont été observés dans plus de 30 stations durant chacun des relevés de printemps et d'automne (c'est-à-dire qu'ils étaient abondants et fréquents), ce qui a conduit à la recommandation d'utiliser un estimateur bêta binomial pour le facteur d'étalonnage des dénombrements (Miller *et al.* 2010). Cependant, il a été reconnu que l'applicabilité de cet estimateur dépendrait en partie de l'ampleur de la variabilité d'une station à l'autre, ainsi que du fait que l'on prévoyait ou non des différences de capturabilité par le *Bigelow* et par l'*Albatross* entre les strates. Par la suite, Miller (2013) a proposé un cadre méthodologique pour estimer la capturabilité relative par taille, en tenant compte de la variation extrabinomiale des moyennes entre les observations appariées, en prenant l'exemple de l'étude du NMFS par traits appariés de chalut. La prise en compte de la variation aléatoire de la capturabilité relative entre les paires en utilisant des effets mixtes hiérarchiques était importante pour toutes les espèces considérées, tandis que les modèles permettant une dispersion extrabinomiale (bêta binomiale conditionnelle) ont donné de meilleurs résultats pour plus de la moitié.

Les méthodes d'étalonnage proposées par Miller (2013) étaient particulièrement intéressantes pour l'aiguillat commun, étant donné les différences de distribution des tailles des prises entre les navires et les relevés. La capturabilité associée à un relevé comprend trois composantes : la présence d'une espèce dans une zone, la proportion d'individus rencontrés par l'engin et la proportion d'individus capturés par l'engin (Sagarese *et al.* 2016). Ainsi, on peut s'attendre à ce que des changements de la répartition saisonnière ou du comportement pélagique (par opposition au comportement démersal) influent sur les prises d'aiguillats communs selon la longueur dans les relevés du NMFS de printemps et d'automne. De plus, les analyses du régime alimentaire indiquent que les aiguillats immatures et de petite taille sont principalement pélagiques, tandis que les individus matures et de grande taille deviennent démersaux (Alonso *et al.* 2002). Cependant, la distribution des longueurs des prises du relevé printanier est bimodale, contenant un nombre relativement élevé de nouveau-nés et de jeunes juvéniles dans certaines strates, en particulier dans le cas du *Bigelow* (figure 12). On pense que le relevé printanier se déroule en même temps que la mise bas, et les prises du relevé donnent à penser que les aiguillats communs nouveau-nés sont brièvement démersaux, avant de devenir pélagiques. En revanche, les prises du relevé d'été et d'automne présentent rarement une bimodalité importante de la longueur.

Tendances nycthémerales

Un autre facteur influant sur les estimations des relevés a été mis en évidence dans une étude récente, qui évaluait les profils de capturabilité de l'aiguillat dans les relevés de printemps et d'automne du NMFS (Sagarese *et al.* 2016). Cette analyse a utilisé un modèle linéaire généralisé (MLG) quasi binomial pour estimer la capturabilité relative par les relevés diurnes de l'aiguillat commun (Benoit et Swain 2003, Casey et Myers 1998, Sagarese *et al.* 2016). La réponse était le pourcentage capturé pendant le jour dans chaque combinaison d'année et de strate, et le modèle incorporait un décalage pour représenter la proportion de traits qui avaient lieu pendant le jour. On a ajusté les captures par unité d'effort (CPUE) observées dans le relevé chaque année pour tenir compte de tout effet jour-nuit significatif, ce qui a permis de conclure que les CPUE du relevé printanier pourraient être surestimées de 41 % (toutes classes d'âge confondues) ou d'au plus 49,8 % dans le cas des mâles adultes. Les auteurs laissent entendre que la migration verticale pourrait expliquer le faible nombre de captures d'aiguillats communs au moyen d'un chalut démersal la nuit, de même que le nombre accru d'aiguillats le jour (alimentation, tendance à se regrouper ou à se rassembler sur le fond).

Il n'a pas été possible d'appliquer directement les estimations du coefficient de capturabilité diurne relative de chaque stade de maturité et de chaque sexe de l'aiguillat commun tirées de Sagarese *et al.* (2016) aux séries chronologiques du relevé printanier du NMFS utilisées ici pour tenir compte de la capturabilité nycthémerale. Pour chaque stade et chaque sexe, un facteur de conversion a été estimé pour toutes les années à l'aide des données du relevé jusqu'en 2009. L'inclusion des données jusqu'en 2015 devrait modifier ces coefficients, d'autant plus que l'échantillonnage récent a été effectué au moyen d'un navire de relevé différent et de protocoles différents. En outre, Sagarese *et al.* (2016) n'ont pas évalué la variabilité de la proportion de traits jour/nuit selon la strate ou l'année; ils ont plutôt présumé que la capturabilité nycthémerale de chaque année se rapprochait des conditions moyennes.

Échantillonnage sur le talus extérieur

Les plus grandes prises d'aiguillat dans le relevé printanier ont eu lieu dans des strates situées le long du bord du plateau continental, appelées ci-après strates du talus extérieur (figure 13). L'échantillonnage des strates du talus extérieur était plus important les premières années du relevé (1968–1987), a diminué jusqu'en 2008, puis a augmenté lorsque le *Bigelow* a pris le relais en 2009 (tableau 6). De même, la contribution relative des strates du talus extérieur à l'indice d'abondance de l'aiguillat commun semble avoir changé tout au long de la série chronologique du relevé. De 1988 à 2008, neuf strates représentaient 50 % de l'abondance globale de l'aiguillat, et aucune d'elles n'était sur le talus extérieur. Depuis 2009, six de ces neuf strates restent associées à une forte abondance de l'aiguillat, mais deux strates du talus extérieur sont devenues importantes. Ces deux strates ont été omises pendant environ la moitié des années de la période 1988–2008 (aucun trait) et échantillonnées de façon minimale (un trait) les autres années. Il en va de même pour les autres strates du talus extérieur, qui n'ont fait l'objet d'aucun trait ou que d'un seul entre 1988 et 2008, alors que deux ou trois traits y étaient réalisés au début de la période du relevé et le sont depuis le déploiement du *Bigelow* en 2009.

Quatre des strates du talus extérieur peuvent énormément contribuer à l'indice d'abondance les années où elles sont échantillonnées. Par exemple, la strate 1 120 représentait 53 % de l'abondance totale en 2003; la strate 1 150, 44 % en 1994; la strate 1 720, 38 % en 1986; la strate 1 760, 39 % en 2012. Trois de ces strates sont des contributeurs majeurs (au moins 15 %) pendant au moins un an au cours de la période de relevé par le *Bigelow*. La plupart ont été échantillonnées pendant au moins 14 des 21 années entre 1988 et 2008, tandis que la strate 1 120 ne l'a été que sept ans. De plus, à l'exception de 2007, l'échantillonnage a toujours

été composé d'un seul trait. Ainsi, la contribution des strates du talus extérieur aux estimations du relevé a considérablement changé pendant la période de relevé par le *Bigelow*.

Les données recueillies dans le cadre du relevé printanier du NMFS et du relevé estival du MPO portent sur un large éventail d'espèces, ce qui signifie qu'il n'est pas possible d'optimiser la répartition de l'échantillon dans l'un ou l'autre des relevés pour une seule espèce afin de réduire au minimum la variance à l'intérieur d'une strate. En d'autres termes, les taux de prise variables de l'espèce cible parmi les traits de chalut accroissent l'incertitude entourant l'indice d'abondance qui en résulte (Nelson 2006). Outre leur faible précision, les petits échantillons prélevés dans des populations à densité très variable ont tendance à sous-estimer la biomasse disponible (Schnute et Haigh 2003). Pour démontrer cette lacune, nous avons d'abord attribué à chaque strate du talus extérieur une probabilité d'être échantillonnée une année donnée, sur la base du nombre réel de traits réalisés par l'*Albatross* entre 1988 et 2008 (valeurs comprises entre 0,2 et 0,7). Les prises dans chaque strate par le *Bigelow* ont été choisies au hasard en fonction de ces probabilités, puis utilisées pour estimer l'abondance moyenne pondérée pour chaque année (1 000 itérations). La représentation graphique des estimations réelles de l'abondance tirées des relevés de 2009 à 2015 par rapport à la moyenne des randomisations montre une sous-estimation systématique des juvéniles (mâles et femelles), avec des différences allant jusqu'à 29 % (figure 14). Les valeurs moyennes randomisées pour les adultes étaient beaucoup plus proches des estimations réelles du relevé.

L'échantillonnage réel qui a eu lieu chaque année pendant le relevé printanier du NMFS ne satisfait pas nécessairement au nombre minimum d'observations par strate requis pour estimer une moyenne et une variance selon le plan et le schéma de stratification du relevé actuel. S'il est possible de réduire ces contraintes d'échantillonnage en élaborant un plan de poststratification pour l'ensemble du relevé (p. ex., Gavaris et Smith 1987), il serait plus simple de laisser l'erreur de processus varier dans le modèle d'évaluation du cadre d'une manière proportionnelle au nombre de strates du talus extérieur omises. Quatre strates du talus extérieur sont considérées comme essentielles pour les estimations de l'abondance de l'aiguillat commun (1 120, 1 150, 1 720 et 1 760). Au lieu de maintenir l'erreur de processus constante à 0,2, une option serait d'attribuer une erreur de processus de 0,025 pour chaque trait manquant (par rapport à une limite de l'échantillonnage stratifié minimal de deux traits) dans une strate clé du talus extérieur, en accordant effectivement des pondérations plus fortes aux années caractérisées par un meilleur échantillonnage. Par exemple, si l'échantillonnage a été omis dans les quatre strates du talus extérieur, l'erreur de processus deviendrait 0,2 pour cette année-là. Si un échantillon était prélevé dans deux de ces strates et aucun dans les deux autres, l'erreur de processus deviendrait 0,15. Cet ajustement s'appliquerait toutes les années caractérisées par un échantillonnage inadéquat dans les strates du talus extérieur. Dans l'évaluation précédente (Fowler et Campana 2015), des erreurs de processus de 0,6 avaient été présumées pour les années de relevé 1973 à 1979 à cause des données sur la longueur manquantes. Nous proposons ici que les valeurs soient de 0,2 pour ces années, afin de refléter l'échantillonnage adéquat des strates du talus extérieur.

La sensibilité du modèle d'évaluation à cette approche de pondération des erreurs de processus sera évaluée à la réunion d'évaluation. Il est possible que d'autres strates soient prises en compte pour établir les erreurs de processus.

ÉVALUATION MÉTHODOLOGIQUE

Comme il est décrit dans la section précédente, la capturabilité de l'aiguillat devrait varier selon le sexe, ainsi qu'en fonction du stade biologique, de la saison et du moment de la journée. Chacun de ces facteurs pourrait influencer sur l'indice d'abondance dérivé de l'échantillonnage aléatoire stratifié, que ce soit individuellement ou en combinaison avec des changements à l'échantillonnage ou au navire utilisé pendant un relevé. Comme le modèle d'évaluation canadien utilise les données du relevé printanier du NMFS exclusivement, il serait utile de disposer de facteurs d'étalonnage propres au relevé printanier. Il serait également utile d'exclure les strates qui ne font pas partie de la définition du stock utilisée dans les évaluations précédentes par les États-Unis (figure 15; NEFSC 2006) et le Canada (figure 16; Fowler et Campana 2015) pour calculer l'abondance ou la biomasse stratifiée. Enfin, le modèle du cadre actuel répartit les données par stade biologique et par sexe, de sorte qu'un étalonnage adéquat ne sera probablement pas applicable à l'ensemble de la population.

Navire de relevé

Comme point de départ, nous avons obtenu les données sur l'aiguillat au moyen de l'étude d'étalonnage par traits appariés et du scénario de modélisation utilisé dans Miller (2013) pour évaluer la capturabilité relative selon la longueur. Les ajustements initiaux combinaient les données des deux sexes ainsi que celles de tous les relevés du NMFS (figure 17). Fondé sur le critère d'information d'Akaike (AIC) marginal (Miller 2013), le modèle choisi intégrait une distribution bêta binomiale conditionnelle pour les données dans chaque paire de traits et incluait une variation aléatoire de la relation moyenne entre les paires (spline cubique plus lisse pour la moyenne) et une variation entre les paires de la relation entre la taille et la capturabilité relative (spline cubique plus lisse de la taille pour la moyenne et la dispersion).

Le fait de limiter les données aux paires de traits effectués pendant le relevé printanier a réduit le nombre d'observations des plus petites et des plus grandes tailles d'aiguillats communs (figure 18). Pour être sûrs d'avoir suffisamment d'observations d'une longueur donnée, nous n'avons inclus que les tailles pour lesquelles l'un ou l'autre des navires avait capturé au moins 10 poissons. Cela a eu un effet relativement faible sur la fourchette des longueurs, qui est passée de 21–104 cm à 22–98 cm. Sur la base de l'AIC marginal, la même structure de modèle a été considérée comme optimale pour cet ensemble de données réduit; cependant, la capturabilité relative moyenne par le *Bigelow* a considérablement augmenté pour les plus petites longueurs (figure 19).

Les aiguillats communs mâles atteignent la maturité à une plus petite longueur que les femelles. Si la transition vers un comportement démersal est régie principalement par le stade biologique plutôt que par la taille, une maturation plus précoce influencerait sur la capturabilité par le chalut démersal. Comme le *Bigelow* est plus efficace pour capturer les aiguillats de plus petite taille, la capturabilité relative selon la longueur pourrait varier entre les sexes. Dans un premier temps, nous avons réparti les données du relevé en prises de mâles et en prises de femelles, puis réajusté la série de modèles. Pour une efficacité de capture relative moyenne semblable, les fourchettes de tailles diffèrent entre les mâles et les femelles : environ 40–80 cm contre 60–98 cm, respectivement (figures 20 et 21). Cela confirme l'idée que les prises d'adultes de chaque sexe par le *Bigelow* doivent être étalonnées séparément.

Tendances nycthémérales

D'après l'analyse de Sagarese *et al.* (2016), la capturabilité de jour et de nuit varie de façon si marquée pour l'aiguillat commun qu'il ne faut pas l'ignorer dans le calcul des indices d'abondance à partir des relevés. En ce qui concerne l'étalonnage du navire pour le relevé printanier du NMFS, nous voulions évaluer l'ampleur de la différence des prises selon la longueur entre les traits appariés de jour et de nuit. Les données de l'étude d'étalonnage par traits appariés n'indiquaient pas l'heure locale, mais il s'agissait également de traits de relevé réguliers. En faisant correspondre les numéros des stations, nous avons attribué l'heure locale et la strate de relevé à chaque trait apparié. En utilisant l'heure approximative de l'aube et du crépuscule tirée de Sagarese *et al.* (2016), nous avons classé les traits effectués de 5 h 1 à 19 h dans la catégorie des traits diurnes, et ceux réalisés de 19 h 1 à 5 h, dans la catégorie des traits nocturnes. La proportion de traits appariés nocturnes était de 0,37, contre une moyenne de 0,42 dans le relevé printanier en général.

Les captures d'aiguillat selon la longueur variaient considérablement dans les traits diurnes et nocturnes effectués par l'*Albatross* (figure 22) et le *Bigelow* (figure 23). Les deux navires effectuaient des traits à la fois diurnes et nocturnes dans relativement peu de strates, et les prises totales avaient tendance à être plus importantes pendant le jour. En additionnant les strates, de telles différences nycthémérales dans les prises selon la longueur étaient prononcées, en particulier pour les juvéniles.

Les prises de juvéniles par le *Bigelow* pourraient être d'un ordre de grandeur supérieur à celles de l'*Albatross*, de jour comme de nuit (figure 24). Cela correspond à l'hypothèse selon laquelle le *Bigelow* pêche dans la zone pélagique pendant la remontée du filet puisqu'il maintient une configuration de pêche pendant toute la durée de chaque trait (R. Johnston, NOAA, comm. pers.). La configuration du filet de l'*Albatross* ne permettait pas de pêcher pendant la remontée du filet.

Si les tendances nycthémérales étaient explicitement intégrées dans une normalisation basée sur le navire pour les prises selon la longueur au cours de la période 2009–2015, il faudrait alors tenir compte des différences de capturabilité entre le jour et la nuit tout au long de la série chronologique du relevé. Pour commencer, nous avons refait les analyses présentées dans Sagarese *et al.* (2016) afin d'estimer les coefficients de capturabilité relative pour les nouveau-nés, les juvéniles et les adultes (répartis entre les mâles et les femelles), en utilisant les données de toutes les années de relevé. Le MLG quasi binomial a estimé les ordonnées à l'origine (coefficients d'étalonnage) pour chaque stade biologique, en combinant les données de toutes les années. Nous avons ensuite évalué la sensibilité des estimations à une série de facteurs, notamment : 1) les strates utilisées dans le calcul, où Sagarese *et al.* (2016) ont utilisé toutes les strates plutôt que la définition du stock de l'aiguillat commun; 2) les années contribuant aux estimations, Sagarese *et al.* (2016) ayant inclus 2009, la première année d'échantillonnage par le *Bigelow*; 3) les partitions des stades biologiques, Sagarese *et al.* (2016) ayant utilisé la longueur où 50 % des individus sont matures (L_{50}) pour séparer les juvéniles des adultes, même si les femelles semblent passer d'un comportement pélagique à un comportement démersal à une taille beaucoup plus petite (immatures).

Nous présentons ici cinq exemples de la manière dont les coefficients de capturabilité diurne changent en fonction des différentes manières de partitionner les données : 1) définir le stade biologique par rapport à la L_{50} et utiliser les données de la définition du stock (tableau 7; strates correspondant à définition du stock uniquement); 2) définir le stade biologique par rapport au passage apparent d'un comportement pélagique à un comportement démersal, d'après les prises du relevé selon la longueur pour les mâles et les femelles (tableau 7; seuils de longueur du comportement démersal); 3) utiliser uniquement les données de l'*Albatross* et les seuils du

comportement démersal pour définir le stade biologique (tableau 7; seuils de longueur du comportement démersal; omettre *Bigelow* 2009); 4) limiter les données à l'échantillonnage effectué par le *Bigelow* et définir le stade biologique par rapport à la maturité (tableau 7; années *Bigelow*); 5) limiter les données à l'échantillonnage effectué par le *Bigelow* et définir le stade biologique par rapport au comportement démersal (tableau 7; années *Bigelow*; seuils du comportement démersal). Le passage d'un comportement pélagique à un comportement démersal n'était qu'approximatif, pris au point d'inflexion de la capturabilité selon la longueur pour les juvéniles (> 26 cm) et les adultes mâles ou femelles. Pour les mâles, les seuils de comportement démersal et de maturité sont essentiellement les mêmes (59 et 60 cm, respectivement), mais le seuil de comportement démersal intervient à une longueur beaucoup plus faible pour les femelles (65 et 80 cm, respectivement). Les nouveau-nés dans Sagarese *et al.* (2016) représentent les aiguillats mesurant au plus 26 cm, mais nous avons utilisé une longueur de 25 à 31 cm ailleurs dans ce document.

La capturabilité des adultes (des deux sexes) était similaire dans les traits diurnes et nocturnes si l'on incluait seulement les strates correspondant à la définition du stock. Cela permet de penser que l'augmentation importante et significative de la capturabilité diurne des mâles adultes, indiquée par Sagarese *et al.* (2016), pourrait être principalement due au fait que les aiguillats se rassemblent dans des strates côtières peu profondes et limitées. Par exemple, la capturabilité relative des mâles adultes était de 2,0 quand on considérait toutes les strates, mais est passée à 1,09 quand on considérait seulement les strates correspondant à la définition du stock de l'aiguillat commun. De plus, quand on ne tenait compte que de l'échantillonnage effectué par le *Bigelow*, elle est tombée à 0,81, ce qui laisse croire à une capturabilité plus élevée la nuit que le jour (tableau 7). De plus, les coefficients de capturabilité relative ont considérablement augmenté pour les juvéniles et les nouveau-nés lorsque les données du *Bigelow* ont été incluses. Par exemple, la capturabilité relative des mâles juvéniles (en présumant des seuils de comportement démersal) est passée de 1,48 (données de l'*Albatross* uniquement) à 1,70 (données de 2009 y comprises) et à 5,16 (données du *Bigelow* uniquement) (tableau 7). Il faudrait donc appliquer un étalonnage nyctéméral approprié aux stades biologiques des nouveau-nés et des individus pélagiques, qui serait propre à chaque navire de relevé.

La plupart des strates ont été échantillonnées de jour ou de nuit (pas les deux), ce qui signifie que l'étalonnage nyctéméral pourrait être sensible à la manière dont l'aube et le crépuscule sont définis. Sagarese *et al.* (2016) ont différencié le jour et la nuit sur la base de tranches horaires constantes. Compte tenu de la vaste portée longitudinale du relevé printanier, l'utilisation d'heures constantes pour différencier le jour et la nuit pourrait entraîner une classification erronée des traits réalisés aux environs du crépuscule. Pour évaluer la sensibilité d'un étalonnage nyctéméral à la définition du jour et de la nuit, nous avons calculé le crépuscule et l'aube relatifs selon la méthodologie astronomique présentée dans Jacobson *et al.* (2011), puis recalculé la capturabilité relative par stade biologique. Les coefficients étaient très similaires pour les longueurs des individus démersaux relativement bien représentées, mais les résultats ont considérablement changé pour les longueurs des aiguillats pélagiques et des nouveau-nés, qui n'ont pas bien été échantillonnés (tableau 13). Cela est principalement dû à une définition fixe du rythme nyctéméral et montre que les estimations de la capturabilité sont sensibles à la mauvaise représentation des aiguillats de petite taille. On pourrait s'attendre à ce que les estimations de l'étalonnage fondées sur un crépuscule astronomique à heure fixe soient meilleures que celles basées sur des seuils crépuscule-aube généralisés, mais l'exactitude des longueurs des nouveau-nés et des aiguillats pélagiques est discutable.

Strates du talus

Les différences dans l'échantillonnage du talus pourraient influencer sur l'estimation de la capturabilité nyctémérale, en particulier pour l'*Albatross*. La décomposition de la série temporelle en deux périodes, soit 1980–1987 (échantillonnage en deux ou trois traits le long du talus extérieur) et 1988–2008 (échantillonnage en un ou zéro trait), et l'utilisation du MLG quasi binomial décrit dans Sagarese *et al.* (2016) pour estimer les différences de capturabilité diurne laissent entrevoir des coefficients plus élevés pour les longueurs des nouveau-nés et des individus pélagiques dans les premières données (tableau 8). Cela pourrait être le cas si la capturabilité de ces stades biologiques différait spécifiquement dans les strates du talus extérieur ou si la capturabilité diurne était mieux estimée en raison du plus grand nombre d'échantillons. Pour évaluer la première hypothèse, nous avons comparé les coefficients de capturabilité relative (jour/nuit) pour toutes les strates, uniquement les strates du talus et uniquement les strates autres que celles du talus pour le *Bigelow* (2009–2015), l'*Albatross* (1988–2008) et l'*Albatross* (1980–1987). Les coefficients sont variables lorsque l'on compare les données des strates du talus avec les autres strates (tableau 9A et B), ce qui permet de penser que le plan d'échantillonnage n'explique pas à lui seul la variation de la capturabilité diurne dans les relevés effectués par l'*Albatross*.

Approches combinées

Les données d'étalonnage des traits appariés semblent trop rares pour permettre l'inclusion de prédicteurs supplémentaires pour le sexe et la période nyctémérale directement dans les modèles d'étalonnage axés sur la longueur élaborés par Miller (2013). Par exemple, il n'y a qu'une seule observation (une seule paire de traits) de prises non nulles d'aiguillats mâles (31–58 cm et ≥ 86 cm) ou femelles (31–60 cm) la nuit pour une grande partie de la distribution des longueurs (tableau 10). Si l'on divise les données en sous-ensembles et que l'on procède de nouveau à la modélisation, les résultats donnent à penser que la capturabilité est similaire pour chaque navire lorsqu'il pêche l'un ou l'autre sexe pendant le jour (figures 24 et 25). Toutefois, la même comparaison pour les traits effectués la nuit montre une capturabilité relative beaucoup plus élevée des aiguillats de petite taille des deux sexes, associée à une capturabilité relative plus faible des poissons de plus grande taille (figures 26 et 27). On peut en déduire que la période nyctémérale influe beaucoup plus sur la capturabilité relative par le *Bigelow* que les différences entre les sexes.

L'extrême rareté des données sur les longueurs des aiguillats pélagiques dans l'étude de capturabilité par les navires semblait incompatible avec les coefficients importants et significatifs de capturabilité diurne des juvéniles estimés à partir des données de l'*Albatross* dans l'analyse nyctémérale. Les fortes prises d'aiguillats pélagiques se produisent généralement dans les strates du talus extérieur, et ces strates ont été mal échantillonnées dans l'étude par traits appariés. De plus, la composition des prises du *Bigelow* selon la longueur dans l'étude d'étalonnage ne reflète pas celle des prises du *Bigelow* les autres années du relevé (tableau 11). Les prises de nouveau-nés et d'aiguillats démersaux semblent proportionnées, mais le nombre d'individus de longueur associée à un comportement pélagique capturés par le *Bigelow* est beaucoup plus élevé durant les années de relevé que dans l'étude d'étalonnage. L'échantillonnage de l'étude d'étalonnage pourrait omettre les principales strates associées aux captures d'aiguillats pélagiques (tableau 12). Plus de 50 % des aiguillats de longueur associée à un comportement pélagique pris par le *Bigelow* de 2009 à 2015 proviennent de seulement quatre strates, soit trois du talus extérieur (1 120, 1 150, 1 760) et une du talus intérieur (1 110). Le *Bigelow* a omis les trois strates principales du talus extérieur pendant l'étude d'étalonnage, tandis que la strate principale du talus intérieur était représentée par un seul trait de nuit. Cela peut s'expliquer par le fait qu'il est difficile d'effectuer des traits appariés dans les gradients de

profondeur prononcés des strates du talus. Pratiquement toutes les strates du talus extérieur associées à des dénombrements supérieurs à un millier ont été échantillonnées uniquement par l'*Albatross* en 2008 (tableau 12).

Les faibles prises d'aiguillats dont la longueur correspond à un comportement pélagique dans l'étude d'étalonnage par traits appariés en 2008 soulèvent la question de la comparabilité si l'on veut utiliser les données pour normaliser les prises récentes du *Bigelow* (2009–2015). La distribution des longueurs capturées chaque année lors du relevé printanier (séparées en prises de jour et en prises de nuit) reflète des prises extrêmement faibles d'aiguillats de moins de 65 cm de 1996 à 2008 (figure 28). La composition des prises du *Bigelow* selon la taille en 2012 et 2013 est une chose que nous n'avons jamais vue auparavant. Des augmentations de cette ampleur à partir de l'année de relevé 2011 sont biologiquement peu plausibles étant donné le cycle biologique de l'aiguillat (Rago et Sosebee 2013), et il est très peu probable qu'elles proviennent uniquement du recrutement.

Approche d'étalonnage

Puisque la capturabilité varie selon le sexe et la période nyctémérale, une option d'étalonnage consisterait à intégrer directement ces facteurs supplémentaires comme prédicteurs dans le cadre de modélisation bêta binomiale proposé par Miller (2013). Toutefois, compte tenu des caractéristiques des données sur les traits appariés, cela conduirait probablement à sélectionner comme modèle optimal un modèle binomial ou bêta binomial moins complexe parmi la série de modèles. Par exemple, il n'y a qu'une seule observation (une seule paire de traits) de prises non nulles d'aiguillats mâles (31–58 cm et ≥ 86 cm) ou femelles (31–60 cm) la nuit pour une grande partie de la distribution des longueurs (tableau 10). Une méthode d'étalonnage plus simple consisterait à partitionner les données en sous-ensembles et à calculer un facteur d'étalonnage pour chaque sous-ensemble. L'importance de certaines partitions peut être évaluée à l'aide de la somme des AIC marginaux, à condition que le modèle appliqué à tous les sous-ensembles soit le même. Par exemple, l'ajustement d'un MLG bêta-binomial ou quasi binomial à une constante (ordonnée à l'origine) à des données réparties par stade biologique (nouveau-nés, juvéniles et adultes) ou à des données réparties par stade biologique et par sexe (nouveau-nés, individus pélagiques, mâles démersaux et femelles démersales) et la comparaison des sommes des AIC des deux groupes renseigneront sur l'importance de la prise en compte du sexe dans le modèle d'étalonnage.

Il y a trois facteurs principaux : le stade biologique (nouveau-nés, individus pélagiques et individus démersaux), le sexe et la période nyctémérale. Un modèle bêta binomial simple (sans lissage) avec ordonnée à l'origine aléatoire propre à chaque station, ajusté à tout l'ensemble de données, donne un AIC marginal de 6 207,1. En ajustant les données réparties par sexe, stade biologique et période nyctémérale au modèle équivalent et en faisant la somme des AIC marginaux, on obtient 5 816,7. Les tentatives d'étendre cette comparaison de manière à traiter plus spécifiquement les rôles de la période nyctémérale (en tant que facteur dans les partitions sexe-stade biologique) ou du stade biologique (en tant que facteur dans les partitions sexe-période nyctémérale) ont été compliquées par l'impossibilité d'ajuster certaines partitions au modèle simple (ou à un autre modèle courant). Nous avons toutefois ajusté des modèles additifs généralisés (GAM) binomiaux pour évaluer les rôles des facteurs de la période nyctémérale (AIC de 6 902,4 par rapport à 6 948,7) et du stade biologique (AIC de 7 191,6 par rapport à 7 202,1). D'après les comparaisons des AIC, ces deux facteurs ont une influence significative sur la capturabilité.

À l'avenir, il serait possible de faire reposer l'étalonnage d'un navire sur la tendance nycthémerale de la capturabilité. Cependant, notre évaluation de ce scénario a produit des coefficients d'étalonnage extrêmement élevés. En estimant la capturabilité diurne relative de chaque stade biologique de l'aiguillat commun de l'*Albatross* (1980–2008) et du *Bigelow* (2009–2015) à l'aide du modèle quasi binomial décrit dans Sagarese *et al.* (2016), puis en multipliant les traits nocturnes du relevé par traits appariés par les coefficients de capturabilité diurne relative significatifs (tableau 7, résultats du seuil du comportement démersal; stades biologiques des nouveau-nés et des poissons pélagiques, et mâles démersaux capturés par le *Bigelow* seulement), on obtient des facteurs de 1/10,3 et 1/29,3 pour faire correspondre les prises nocturnes de nouveau-nés et de poissons pélagiques du *Bigelow* à celles de l'*Albatross*. Les mâles adultes démersaux diminuent légèrement de 1/2,0 à 1/1,6.

Bien que les différences de capturabilité de jour ou de nuit influent sur la variance et l'ampleur relative de l'indice du relevé, les tendances nycthémerales ne devraient pas causer de biais systématique, à condition que la proportion des traits de jour et de nuit ne change pas systématiquement dans le temps. Le relevé printanier du NMFS n'a révélé aucun changement substantiel dans la proportion des traits de jour (figure 29). En outre, une comparaison de l'indice du relevé obtenu à l'aide des coefficients d'étalonnage déterminés à partir des MLG quasi binomiaux des données partitionnées uniquement par stade biologique avec les données partitionnées par période nycthémerale et par stade biologique a révélé des différences très mineures (figure 30).

Comparativement aux données non étalonnées, la partition des données par stade biologique et l'estimation de la capturabilité relative du *Bigelow* par rapport à l'*Albatross* produisent de grandes différences en termes d'abondance (figure 31). L'effet de cet étalonnage est le plus prononcé en 2012 et 2013, années où le relevé a permis de capturer des nombres extrêmement élevés d'aiguillats de petite taille (figure 32), qui sont plus susceptibles d'être capturés par le *Bigelow*. Une telle variabilité dans la distribution des longueurs des prises du relevé serait un facteur critique si les estimations du relevé printanier du NMFS devaient être interprétées directement (en dehors d'un modèle qui estime la capturabilité).

CONCLUSIONS

Nous proposons d'utiliser les mêmes sources de données et la même définition du stock pour l'évaluation de l'aiguillat commun que celles figurant dans le cadre canadien le plus récent (Fowler et Campana 2015). Toutefois, nous calculerons l'indice du relevé printanier du NMFS directement en tant qu'abondance stratifiée selon la longueur plutôt que de le convertir à partir des estimations de la biomasse stratifiée comme cela a été fait par le passé.

Pour les données sur les prises commerciales des États-Unis, il n'existe pas d'accord officiel d'échange de données permettant d'obtenir des mises à jour annuelles. La méthode utilisée dans les précédentes mises à jour des évaluations pour estimer la composition des prises à partir des statistiques sommaires a donné des résultats très différents par rapport aux données réelles. S'il n'est pas possible de mettre à jour annuellement les intrants commerciaux du modèle de population, il serait préférable d'interpréter les tendances du relevé printanier plutôt que de mettre à jour le modèle de population avec les intrants présumés sur les prises.

Trois modifications de la structure du modèle de population de l'aiguillat commun ont été proposées lors de la réunion sur les intrants. Premièrement, l'erreur de processus associée aux relevés pourra varier en fonction de la réalisation de l'échantillonnage stratifié des strates. Deuxièmement, l'erreur d'observation associée aux prises du relevé deviendra sexospécifique. Troisièmement, un modèle qui intègre l'indice étalonné du relevé printanier à une estimation de

la capturabilité (q) sera comparé à un modèle qui divise l'indice du relevé printanier entre les périodes de relevé du *Bigelow* et de l'*Albatross* et qui estime ainsi deux q pour le relevé.

Pour l'indice étalonné du relevé printanier, la constante d'étalonnage initialement recommandée pour normaliser les prises d'aiguillats du *Bigelow* par rapport à celles de l'*Albatross* (Miller *et al.* 2010) permettrait d'ajuster de manière égale les composantes juvéniles et adultes de la population. D'après ces analyses, les plus grandes différences de capturabilité entre les navires concernent les juvéniles, tandis que les composantes adultes de la population, qui sont plus démersales, présentent des différences beaucoup plus faibles. Pour l'étalonnage entre les navires, les ordonnées à l'origine estimées à partir des ajustements du MLG quasi binomial aux données réparties par sexe et par stade biologique (nouveau-nés, individus pélagiques et individus démersaux) seront appliquées aux prises totales du relevé effectué par le *Bigelow* en tant que diviseurs à l'intérieur de ces partitions afin d'établir un lien entre les prises du *Bigelow* et celles de l'*Albatross*.

RÉFÉRENCES CITÉES

- Alonso, M.K., E.A. Crespo, N.A. Garcia, S.N. Pedraza, P.A. Mariotti, and N.J. Mora. 2002. Fishery and ontogenetic driven changes in the diet of the Spiny Dogfish, *Squalus acanthias*, in Patagonian waters, Argentina. *Environmental Biology of Fishes* 63 (2): 193–202.
- Benoît, H. P., and D. P. Swain. 2003. Accounting for length- and depth-dependent diel variation in catchability of fish and invertebrates in an annual bottom-trawl survey. *ICES Journal of Marine Science* 60:1298–1317.
- Campana S.E., W. Joyce, and D.W. Kulka. 2009. Growth and reproduction of Spiny Dogfish off the eastern coast of Canada, including inferences on stock structure. In: V.F. Gallucci, G.A. McFarlane, and G.G. Bargmann [eds.]. *Biology and management of dogfish sharks*. American Fisheries Society, Bethesda Maryland. pp: 195–208.
- Carlson, A.E., E.R. Hoffmayer, C.A. Tribuzio, and J.A. Sulikowski. 2014. [The use of satellite tags to redefine movement patterns of Spiny Dogfish \(*Squalus acanthias*\) along the U.S. East Coast: Implications for fisheries management](#). *PLoS ONE* 9 (7): e103384.
- Casey, J.M., and R.A. Myers. 1998. Diel variation in trawl catchability: is it as clear as day and night? *Canadian Journal of Fisheries and Aquatic Sciences* 55:2329–2340.
- COSEPAC. 2010. Évaluation et Rapport de situation du Comité sur la situation des espèces en péril au Canada (COSEPAC) sur l'aiguillat commun (*Squalus acanthias*), population de l'Atlantique, au Canada. Comité sur la situation des espèces en péril au Canada. Ottawa. vii + 60 p.
- Fowler, G.M. and S.E. Campana. 2015. Framework Assessment and 2013 Update using a Stage-based Population Model for Spiny Dogfish (*Squalus acanthias*) in the Northwest Atlantic. DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2015/065. v + 134 p.
- Gavaris, S. and S.J. Smith. 1987. Effects of allocation and stratification strategies on precision of survey abundance estimates for Atlantic cod (*Gadus morhua*) on the eastern Scotian Shelf. *J. Northw. Atl. Fish. Sci.* 7: 137–144.
- Jacobson, L., A. Seaver, and J. Tang. 2011. AstroCalc4R: software to calculate solar zenith angle; time at sunrise, local noon and sunset; and photosynthetically available radiation based on date, time and location. US Dept Commer, Northeast Fish Sci Cent Ref Doc. 11–14; 10 p.

-
- Jensen, A.C., R.L. Edwards, and G.C. Matthiessen. 1961. The Spiny Dogfish – a review. Woods Hole Laboratory Report 61–7.
- Miller, T.J. 2013. A comparison of hierarchical models for relative catch efficiency based on paired-gear data for US Northwest Atlantic fish stocks. *Canadian Journal of Fisheries and Aquatic Sciences* 70(9): 1306–1316.
- Miller, T.J., C. Das, P.J. Politis, A.S. Miller, S.M. Lucey, C.M. Legault, R.W. Brown, and P.J. Rago. 2010. Estimation of Albatross IV to Henry B. Bigelow calibration factors. *Northeast Fish Sci Cent Ref Doc.* 10–05; 233 p.
- MPO, 2007. [Évaluation de l'aiguillat commun au Canada atlantique](#). Secr. can. de consult. sci. du MPO, Avis. sci. 2007/046.
- MPO, 2014. [Évaluation de l'aiguillat commun de l'Atlantique Nord-Ouest](#). Secr. can. de consult. sci. du MPO, Avis sci. 2014/055.
- MPO. 2016. [Rapport de mise à jour sur l'état du stock d'aiguillat commun de l'atlantique nordouest](#). Secr. can. de consult. sci. du MPO, Rép. des Sci. 2016/019.
- Nammack, M.F., J.A. Musick, and J.A. Colvocoresses. 1985. Life history of Spiny Dogfish off the northeastern United States. *Trans. Amer. Fish. Soc.* 114: 367–376.
- Nelson, G.A. 2006. A guide to statistical sampling for the estimation of river herring run size using visual counts. Massachusetts Div. Mar. Fish. Tech. Rep. TR-25.
- Northeast Fisheries Science Center (NEFSC). 2006. 43rd Northeast Regional Stock Assessment Workshop (43rd SAW): 43rd SAW Assessment Report. US Dep. Commer., Northeast Fisheries Science Centre Reference Document 06-25.
- Rago, P.J. and K.A. Sosebee. 2010. Biological Reference Points for Spiny Dogfish. *Northeast Fish Sci Cent Ref Doc.* 10-06; 52 p.
- Rago, P. and K. Sosebee. 2013. Update on the Status of Spiny Dogfish in 2013 and Projected Harvests at the Fmsy Proxy and Pstar of 40%. Draft Working Paper of the Mid Atlantic Fishery Management Council.
- Rago, P. and K. Sosebee. 2014. Update of Landings and Discards of Spiny Dogfish in 2014. Draft Working Paper of the Mid Atlantic Fishery Management Council.
- Rago, P. and K. Sosebee. 2015. Update on the Status of Spiny Dogfish in 2015 and Projected Harvests at the Fmsy Proxy and Pstar of 40%. Draft Working Paper of the Mid Atlantic Fishery Management Council.
- Sagarese, S.R., M.G. Frisk, R.M. Cerrato, K.A. Sosebee, J.A. Musick, and P.J. Rago. 2016. Diel Variations in Survey Catch Rates and Survey Catchability of Spiny Dogfish and their Pelagic Prey in the Northeast U.S. Continental Shelf Large Marine Ecosystem. *Mar. Coastal Fish.* 8: 244–262.
- Schnute, J.T., and R. Haigh. 2003. A simulation model for designing groundfish trawl surveys. *Canadian Journal of Fisheries and Aquatic Sciences*, 2003, 60(6): 640–656.
- Sosebee, K.A. 2005. Are Density-dependent Effects on Elasmobranch Maturity Possible? *J. Northw. Atl. Fish. Sci.*, 35: 115–124.

TRAC. 2010. Proceedings of the Transboundary Resources Assessment Committee (TRAC) Spiny Dogfish Review Benchmark Data Meeting 30 March – 2 April 2009 and Benchmark Model and Assessment Meeting 25–29 January 2010. Woods Hole, Massachusetts. Meeting Chairpersons: L. O'Brien and T. Worcester. Trans. Resourc. Assess. Commit. Proc. 2010/01.

TABLEAUX

Tableau 1. Paramètres de croissance de von Bertalanffy de l'aiguillat commun au Canada et aux États-Unis, tels qu'ils figurent dans Fowler et Campana (2015). Les valeurs représentent la longueur totale (LT), la longueur à la naissance (L_0) et la longueur asymptotique (L_∞). Le paramètre de courbure (K) représentant la vitesse de croissance du poisson est également indiqué.

Pays	Sexe	L_∞	K	L_0
Canada	Mâles	83,0	0,126	30,35
Canada	Femelles	106,0	0,066	30,35
É.-U.	Mâles	82,5	0,148	30,35
É.-U.	Femelles	100,5	0,106	30,35

Tableau 2. Estimations de la mortalité par rejet déterminées lors de la réunion du CERT sur l'aiguillat commun en 2010. "S.O." = donnée non disponible.

Pays	Palangre	Chalut à panneaux	Filet maillant	Débarquements de la pêche récréative	Chalut à panneaux étranger	Autre engin de pêche*	Drague à pétoncles
Canada	0,1	0,25	0,55	S.O.	0,25	0,1	S.O.
États-Unis	0,1	0,5	0,3	0,25	0,5	0,5	0,75

*Autre engin de pêche = palangre dans la pêche dirigée aux poissons de fond pour le Canada

Tableau 3. Débarquements et rejets d'aiguillats au Canada, en tonnes métriques, par pêche, par année et par période (1 = novembre–avril; 2 = mai–octobre). "S.O." = donnée non disponible.

Année	Période	Débarque- ments de la pêche dirigée à la palangre	Débarque-ments de la pêche au chalut à panneaux	Débarque- ments de la pêche au filet maillant	Débarque-ments de la pêche étrangère au chalut à panneaux	Débarque-ments de la pêche aux poissons de fond à la palangre	Rejets de la pêche dirigée à la palangre	Rejets de la pêche au chalut à panneaux	Rejets de la pêche au filet maillant	Rejets de la pêche étrangère au chalut à panneaux	Rejets de la pêche aux pois- sons de fond à la palan-gre	Total
1922–1945	1+2	S.O.	S.O.	S.O.	S.O.	S.O.	S.O.	S.O.	S.O.	S.O.	S.O.	S.O.
1946–1962	1+2	8	1	0	0	S.O.	S.O.	1 326	1 433	S.O.	824	3 592
1963	1+2	8	1	0	0	S.O.	S.O.	1 420	1 535	S.O.	882	3 846
1964	1+2	8	1	0	0	S.O.	S.O.	1 392	1 505	S.O.	866	3 772
1965	1+2	8	1	0	76	S.O.	S.O.	1 479	1 598	S.O.	919	4 081
1966	1+2	33	5	1	3 110	S.O.	S.O.	1 594	1 723	S.O.	991	7 458
1967	1+2	0	0	0	620	S.O.	S.O.	1 526	1 650	S.O.	949	4 744
1968	1+2	0	0	0	540	S.O.	S.O.	1 609	1 739	S.O.	1 000	4 888
1969	1+2	0	0	0	363	S.O.	S.O.	1 571	1 698	S.O.	977	4 609
1970	1	0	1	0	143	S.O.	S.O.	165	437	S.O.	307	1 052
1970	2	16	1	0	553	S.O.	S.O.	1 331	1 180	S.O.	623	3 705
1971	1	0	0	0	197	S.O.	S.O.	162	429	S.O.	301	1 089
1971	2	3	0	0	758	S.O.	S.O.	1 308	1 160	S.O.	612	3 842
1972	1	0	0	0	1 021	S.O.	S.O.	148	393	S.O.	276	1 839
1972	2	2	0	0	3 935	S.O.	S.O.	1 198	1 063	S.O.	561	6 759
1973	1	0	1	0	1 275	S.O.	S.O.	154	409	S.O.	288	2 127
1973	2	17	1	0	4 910	S.O.	S.O.	1 247	1 106	S.O.	584	7 866
1974	1	1	2	0	1 965	S.O.	S.O.	119	316	S.O.	222	2 625
1974	2	30	3	1	7 572	S.O.	S.O.	964	855	S.O.	451	9 876
1975	1	0	0	0	1 560	S.O.	S.O.	123	325	S.O.	229	2 237
1975	2	1	0	0	6 009	S.O.	S.O.	992	880	S.O.	464	8 346
1976	1	0	0	0	1 220	S.O.	S.O.	134	355	S.O.	249	1 958
1976	2	2	0	0	4 700	S.O.	S.O.	1 082	959	S.O.	506	7 250
1977	1	0	0	0	288	S.O.	S.O.	146	386	S.O.	271	1 091
1977	2	1	0	0	1 111	S.O.	S.O.	1 178	1 044	S.O.	551	3 886
1978	1	1	5	0	8	S.O.	S.O.	172	455	S.O.	320	961
1978	2	70	6	2	29	S.O.	S.O.	1 388	1 231	S.O.	650	3 376
1979	1	23	74	0	5	S.O.	S.O.	198	526	S.O.	370	1 195
1979	2	1 109	99	27	30	S.O.	S.O.	1 603	1 422	S.O.	750	5 039
1980	1	11	37	0	74	S.O.	S.O.	210	557	S.O.	391	1 279
1980	2	550	49	13	293	S.O.	S.O.	1 697	1 505	S.O.	794	4 900
1981	1	10	32	0	67	S.O.	S.O.	220	583	S.O.	410	1 321
1981	2	470	42	11	491	S.O.	S.O.	1 779	1 578	S.O.	833	5 203
1982	1	7	22	0	25	S.O.	S.O.	231	614	S.O.	431	1 329
1982	2	324	29	8	27	S.O.	S.O.	1 871	1 659	S.O.	876	4 793

Année	Période	Débarque-ments de la pêche dirigée à la palangre	Débarque-ments de la pêche au chalut à panneaux	Débarque-ments de la pêche au filet maillant	Débarque-ments de la pêche étrangère au chalut à panneaux	Débarque-ments de la pêche aux poissons de fond à la palangre	Rejets de la pêche dirigée à la palangre	Rejets de la pêche au chalut à panneaux	Rejets de la pêche au filet maillant	Rejets de la pêche étrangère au chalut à panneaux	Rejets de la pêche aux poissons de fond à la palangre	Total
1983	1	0	0	0	151	S.O.	S.O.	217	576	S.O.	405	1 350
1983	2	0	0	0	233	S.O.	S.O.	1 758	1 559	S.O.	822	4 372
1984	1	0	0	0	6	S.O.	S.O.	209	553	S.O.	389	1 157
1984	2	2	0	0	307	S.O.	S.O.	1 687	1 496	S.O.	790	4 282
1985	1	0	1	0	33	S.O.	S.O.	215	571	S.O.	401	1 222
1985	2	11	1	0	379	S.O.	S.O.	1 741	1 544	S.O.	815	4 492
1986	1	0	0	0	21	S.O.	S.O.	698	341	S.O.	180	1 240
1986	2	8	2	0	216	S.O.	S.O.	1 668	1 862	S.O.	913	4 669
1987	1	3	1	0	1	S.O.	S.O.	811	347	S.O.	458	1 621
1987	2	223	25	5	93	S.O.	S.O.	1 630	2 083	S.O.	934	4 993
1988	1	13	0	0	275	S.O.	S.O.	590	134	S.O.	403	1 415
1988	2	0	0	0	272	S.O.	S.O.	1 676	1 741	S.O.	1 010	4 699
1989	1	0	0	0	96	S.O.	S.O.	832	149	S.O.	372	1 449
1989	2	123	37	2	68	S.O.	S.O.	1 279	2 344	S.O.	927	4 780
1990	1	0	61	0	108	S.O.	S.O.	562	381	S.O.	403	1 515
1990	2	566	17	13	276	S.O.	S.O.	968	2 510	S.O.	1 100	5 450
1991	1	36	5	0	99	S.O.	S.O.	714	214	S.O.	409	1 477
1991	2	138	10	0	107	S.O.	S.O.	1 676	1 979	S.O.	1 121	5 031
1992	1	0	0	0	45	S.O.	S.O.	738	151	S.O.	428	1 362
1992	2	515	38	2	0	S.O.	S.O.	1 854	1 475	S.O.	1 199	5 083
1993	1	2	1	1	27	S.O.	S.O.	478	115	S.O.	321	945
1993	2	590	24	112	0	S.O.	S.O.	1 342	1 137	S.O.	820	4 025
1994	1	1	0	5	0	S.O.	S.O.	311	27	S.O.	105	449
1994	2	791	0	26	0	S.O.	S.O.	888	851	S.O.	629	3 185
1995	1	22	2	0	0	S.O.	S.O.	262	13	S.O.	102	401
1995	2	328	3	42	0	S.O.	S.O.	741	854	S.O.	372	2 340
1996	1	1	1	0	0	S.O.	S.O.	323	2	S.O.	67	394
1996	2	25	6	27	0	S.O.	S.O.	862	545	S.O.	426	1 891
1997	1	29	1	0	0	S.O.	S.O.	342	8	S.O.	92	472
1997	2	125	8	107	7	S.O.	S.O.	1 232	788	S.O.	378	2 645
1998	1	24	10	0	0	S.O.	S.O.	495	15	S.O.	98	642
1998	2	732	13	92	0	S.O.	S.O.	1 263	795	S.O.	289	3 184
1999	1	38	2	16	0	S.O.	S.O.	262	17	S.O.	75	410
1999	2	1 658	7	169	0	S.O.	S.O.	982	492	S.O.	253	3 561
2000	1	7	6	0	0	S.O.	S.O.	357	90	S.O.	88	548
2000	2	2 339	37	150	0	S.O.	S.O.	785	434	S.O.	220	3 965
2001	1	44	4	26	0	S.O.	S.O.	375	74	S.O.	76	599

Année	Période	Débarque-ments de la pêche dirigée à la palangre	Débarque-ments de la pêche au chalut à panneaux	Débarque-ments de la pêche au filet maillant	Débarque-ments de la pêche étrangère au chalut à panneaux	Débarque-ments de la pêche aux poissons de fond à la palangre	Rejets de la pêche dirigée à la palangre	Rejets de la pêche au chalut à panneaux	Rejets de la pêche au filet maillant	Rejets de la pêche étrangère au chalut à panneaux	Rejets de la pêche aux poissons de fond à la palangre	Total
2001	2	2 978	18	508	0	S.O.	S.O.	800	505	S.O.	199	5 008
2002	1	68	2	31	0	S.O.	S.O.	328	107	S.O.	70	606
2002	2	2 838	7	492	0	S.O.	S.O.	995	527	S.O.	153	5 012
2003	1	1	1	0	0	S.O.	S.O.	300	147	S.O.	73	522
2003	2	868	5	418	0	S.O.	S.O.	887	515	S.O.	134	2 827
2004	1	0	1	0	0	S.O.	S.O.	344	120	S.O.	62	527
2004	2	1 945	1	343	0	S.O.	S.O.	698	668	S.O.	99	3 754
2005	1	86	1	0	0	S.O.	S.O.	346	71	S.O.	35	539
2005	2	1 926	4	294	0	S.O.	S.O.	779	449	S.O.	93	3 545
2006	1	31	1	0	0	S.O.	S.O.	226	59	S.O.	44	361
2006	2	1 896	1	513	0	S.O.	S.O.	597	276	S.O.	104	3 387
2007	1	26	1	0	0	S.O.	S.O.	271	9	S.O.	46	353
2007	2	1 926	8	426	0	S.O.	S.O.	703	313	S.O.	121	3 497
2008	1	23	0	0	0	S.O.	S.O.	242	16	S.O.	47	328
2008	2	1 395	2	126	0	S.O.	S.O.	695	295	S.O.	110	2 623
2009	1	12	0	0	0	S.O.	S.O.	276	3	S.O.	55	346
2009	2	152	1	0	0	S.O.	S.O.	860	259	S.O.	83	1 355
2010	1	0	0	0	0	S.O.	S.O.	254	12	S.O.	49	315
2010	2	5	0	0	0	S.O.	S.O.	842	265	S.O.	91	1 203
2011	1	0	4	0	0	S.O.	S.O.	201	4	S.O.	47	256
2011	2	94	26	0	0	S.O.	S.O.	846	204	S.O.	82	1 252
2012	1	0	8	0	0	S.O.	S.O.	266	9	S.O.	41	324
2012	2	0	57	0	0	S.O.	S.O.	954	153	S.O.	70	1 234
2013	1	5	0	0	0	S.O.	S.O.	171	2	S.O.	32	210
2013	2	0	0	0	0	S.O.	S.O.	595	128	S.O.	60	783
2014	1	0	3	0	0	S.O.	S.O.	103	0	S.O.	10	116
2014	2	13	38	0	0	S.O.	S.O.	120	46	S.O.	15	232
2015	1	0	0	0	0	S.O.	S.O.	14	6	S.O.	1	21
2015	2	0	1	0	0	S.O.	S.O.	24	0	S.O.	6	31

Tableau 4. Débarquements et rejets d'aiguillats aux États-Unis, en tonnes métriques, par pêche, par année et par période (1 = novembre–avril; 2 = mai–octobre). "S.O." = donnée non disponible.

Année	Période	Débarque-ments de la pêche dirigée à la palangre	Débarque-ments de la pêche au chalut à panneaux	Débarque-ments de la pêche au filet maillant	Débarque-ments de la pêche récréative	Débarque-ments de la pêche étrangère au chalut à panneaux	Débarque-ments d'autres engins	Rejets de la pêche dirigée à la palangre	Rejets de la pêche au chalut à panneaux	Rejets de la pêche au filet maillant	Rejets de la pêche récréative	Rejets de la drague à pétoncles	Total
1922	1+2	S.O.	S.O.	S.O.	S.O.	S.O.	S.O.	S.O.	S.O.	S.O.	S.O.	S.O.	S.O.
1923	1+2	0	0	0	S.O.	S.O.	S.O.	0	0	0	S.O.	S.O.	0
1924	1+2	1	3	6	S.O.	S.O.	S.O.	66	2 305	17	S.O.	S.O.	2 398
1925	1+2	0	0	0	S.O.	S.O.	S.O.	0	0	0	S.O.	S.O.	0
1926	1+2	0	1	2	S.O.	S.O.	S.O.	20	709	5	S.O.	S.O.	738
1927	1+2	0	0	0	S.O.	S.O.	S.O.	0	0	0	S.O.	S.O.	0
1928	1+2	8	33	53	S.O.	S.O.	S.O.	623	21 662	160	S.O.	S.O.	22 539
1929	1+2	9	40	65	S.O.	S.O.	S.O.	760	26 451	196	S.O.	S.O.	27 521
1930	1+2	4	17	27	S.O.	S.O.	S.O.	320	11 118	82	S.O.	S.O.	11 568
1931	1+2	2	8	13	S.O.	S.O.	S.O.	148	5 158	38	S.O.	S.O.	5 367
1932	1+2	1	6	9	S.O.	S.O.	S.O.	106	3 695	27	S.O.	S.O.	3 844
1933	1+2	1	3	5	S.O.	S.O.	S.O.	61	2 118	16	S.O.	S.O.	2 203
1934	1+2	0	0	0	S.O.	S.O.	S.O.	0	0	0	S.O.	S.O.	0
1935	1+2	5	24	39	S.O.	S.O.	S.O.	455	15 834	117	S.O.	S.O.	16 475
1936	1+2	0	0	0	S.O.	S.O.	S.O.	0	0	0	S.O.	S.O.	0
1937	1+2	3	14	23	S.O.	S.O.	S.O.	270	9 377	69	S.O.	S.O.	9 756
1938	1+2	5	24	38	S.O.	S.O.	S.O.	448	15 582	115	S.O.	S.O.	16 213
1939	1+2	5	21	35	S.O.	S.O.	S.O.	403	14 018	104	S.O.	S.O.	14 585
1940	1+2	23	100	163	S.O.	S.O.	S.O.	1 893	65 867	488	S.O.	S.O.	68 533
1941	1+2	23	100	163	S.O.	S.O.	S.O.	1 893	65 867	488	S.O.	S.O.	68 533
1942	1+2	5	20	33	S.O.	S.O.	S.O.	384	13 367	99	S.O.	S.O.	13 908
1943	1+2	5	22	35	S.O.	S.O.	S.O.	413	14 385	106	S.O.	S.O.	14 967
1944	1+2	2	10	16	S.O.	S.O.	S.O.	181	6 290	47	S.O.	S.O.	6 544
1945	1+2	2	10	16	S.O.	S.O.	S.O.	187	6 521	48	S.O.	S.O.	6 784
1946	1+2	6	26	42	S.O.	S.O.	S.O.	488	16 989	126	S.O.	S.O.	17 677
1947	1+2	2	7	12	S.O.	S.O.	S.O.	136	4 746	35	S.O.	S.O.	4 938
1948	1+2	2	9	15	S.O.	S.O.	S.O.	175	6 101	45	S.O.	S.O.	6347
1949	1+2	25	108	176	S.O.	S.O.	S.O.	2 054	71 474	529	S.O.	S.O.	74 366
1950	1+2	5	24	38	S.O.	S.O.	S.O.	448	15 582	115	S.O.	S.O.	16 213
1951	1+2	4	16	27	S.O.	S.O.	S.O.	312	10 847	80	S.O.	S.O.	11 286
1952	1+2	2	9	14	S.O.	S.O.	S.O.	163	5 660	42	S.O.	S.O.	5 889
1953	1+2	3	12	19	S.O.	S.O.	S.O.	223	7 770	58	S.O.	S.O.	8 085
1954	1+2	2	10	16	S.O.	S.O.	S.O.	190	6 615	49	S.O.	S.O.	6 883
1955	1+2	3	15	24	S.O.	S.O.	S.O.	281	9 765	72	S.O.	S.O.	10 160
1956	1+2	20	87	141	S.O.	S.O.	S.O.	1 648	57 330	424	S.O.	S.O.	59 651
1957	1+2	49	214	348	S.O.	S.O.	S.O.	4 050	140 910	1 043	S.O.	S.O.	146 614

Année	Période	Débarque-ments de la pêche dirigée à la palangre	Débarque-ments de la pêche au chalut à panneaux	Débarque-ments de la pêche au filet maillant	Débarque-ments de la pêche récréative	Débarque-ments de la pêche étrangère au chalut à panneaux	Débarque-ments d'autres engins	Rejets de la pêche dirigée à la palangre	Rejets de la pêche au chalut à panneaux	Rejets de la pêche au filet maillant	Rejets de la pêche récréative	Rejets de la drague à pétoncles	Total
1958	1+2	34	150	244	S.O.	S.O.	S.O.	2 846	99 015	733	S.O.	S.O.	103 023
1959	1+2	30	133	216	S.O.	S.O.	S.O.	2 517	87 570	648	S.O.	S.O.	91 115
1960	1+2	30	133	216	S.O.	S.O.	S.O.	2 517	87 570	648	S.O.	S.O.	91 115
1961	1+2	30	133	216	S.O.	S.O.	S.O.	2 517	87 570	648	S.O.	S.O.	91 115
1962	1+2	19	78	129	S.O.	0	8	1 554	51 716	380	S.O.	937	54 822
1963	1+2	50	86	436	S.O.	1	39	1 554	51 716	380	S.O.	937	55 198
1964	1+2	13	75	619	S.O.	16	23	1 554	51 716	380	S.O.	937	55 333
1965	1+2	55	52	358	S.O.	198	22	1 554	50 908	345	S.O.	922	54 415
1966	1+2	85	95	358	S.O.	9 389	40	1 554	48 730	531	S.O.	883	61 665
1967	1+2	24	111	98	S.O.	2 436	45	1 554	44 018	516	S.O.	797	49 599
1968	1+2	3	78	54	S.O.	4 404	23	1 554	42 748	713	S.O.	774	50 351
1969	1+2	2	88	6	S.O.	9 190	17	1 554	39 654	500	S.O.	718	51 730
1970	1	0	32	0	S.O.	4 003	4	173	18 202	91	S.O.	264	22 769
1970	2	2	48	12	S.O.	1 637	7	3 278	18 202	365	S.O.	396	23 945
1971	1	0	21	0	S.O.	9 265	6	269	16 512	98	S.O.	239	26 411
1971	2	0	32	4	S.O.	2 301	10	5 119	16 512	391	S.O.	359	24 727
1972	1	0	21	0	S.O.	12 357	6	266	14 322	159	S.O.	208	27 337
1972	2	1	32	1	S.O.	11 634	9	5 048	14 322	636	S.O.	311	31 993
1973	1	0	31	0	S.O.	12 599	2	276	14 246	166	S.O.	206	27 526
1973	2	0	46	4	S.O.	6 194	3	5 241	14 246	663	S.O.	310	26 707
1974	1	0	32	3	S.O.	17 094	14	274	13 108	279	S.O.	190	30 993
1974	2	2	48	10	S.O.	7 419	21	5 212	13 108	1 115	S.O.	285	27 219
1975	1	0	36	1	S.O.	14 384	17	264	11 598	311	S.O.	168	26 779
1975	2	0	54	2	S.O.	8 139	26	5 022	11 598	1 246	S.O.	252	26 339
1976	1	0	29	13	S.O.	12 025	14	168	12 326	473	S.O.	179	25 225
1976	2	5	43	438	S.O.	4 763	21	3 191	12 326	1 890	S.O.	268	22 945
1977	1	0	41	0	S.O.	2 247	11	117	14 291	637	S.O.	207	17 551
1977	2	3	62	799	S.O.	4 952	16	2 224	14 291	2 550	S.O.	311	25 207
1978	1	0	49	0	S.O.	572	7	202	16 914	860	S.O.	245	18 848
1978	2	3	73	675	S.O.	50	10	3 840	16 914	3 439	S.O.	368	25 371
1979	1	1	1 407	12	S.O.	187	7	267	17 790	807	S.O.	258	20 736
1979	2	17	2 111	1170	S.O.	0	11	5 065	17 790	3 230	S.O.	387	29 779
1980	1	1	1 348	30	S.O.	599	26	137	19 311	1 108	S.O.	280	22 840
1980	2	11	2 022	638	S.O.	0	39	2 610	19 311	4 432	S.O.	420	29 483
1981	1	0	2 515	0	597	936	3	93	18 180	1 072	118	263	23 778
1981	2	1	3 772	568	896	38	5	1 768	18 180	4 288	178	395	30 089
1982	1	0	2 026	1	28	338	9	59	21 455	891	140	311	25 257

Année	Période	Débarque-ments de la pêche dirigée à la palangre	Débarque-ments de la pêche au chalut à panneaux	Débarque-ments de la pêche au filet maillant	Débarque-ments de la pêche récréative	Débarque-ments de la pêche étrangère au chalut à panneaux	Débarque-ments d'autres engins	Rejets de la pêche dirigée à la palangre	Rejets de la pêche au chalut à panneaux	Rejets de la pêche au filet maillant	Rejets de la pêche récréative	Rejets de la drague à pétoncles	Total
1982	2	3	3 039	319	42	26	13	1 126	21 455	3 563	209	466	30 263
1983	1	0	1 347	0	27	452	2	82	21 094	808	216	306	24 334
1983	2	0	2 021	230	40	12	3	1 567	21 094	3 234	324	459	28 984
1984	1	0	994	1294	36	391	3	38	19 813	984	170	287	24 010
1984	2	1	1 492	1 955	55	0	5	727	19 813	3 934	254	431	28 666
1985	1	8	1 138	0	36	823	3	57	16 677	908	386	242	20 276
1985	2	151	1 707	1017	53	189	5	1 076	16 677	3 631	578	363	25 447
1986	1	0	503	8	73	368	7	58	15 873	977	475	230	18 570
1986	2	2	755	1462	109	0	10	1 095	15 873	3 906	712	345	24 269
1987	1	0	739	0	122	129	13	111	14 525	973	422	211	17 247
1987	2	7	1 109	678	184	10	20	2 113	14 525	3 891	634	316	23 486
1988	1	0	636	137	144	647	4	90	14 476	1 026	350	210	17 719
1988	2	4	954	1 495	215	0	5	1 702	14 476	4 106	526	315	23 797
1989	1	7	195	23	167	256	8	83	14 143	1 072	538	205	16 697
1989	2	131	292	3 789	251	0	12	1 578	14 143	4 288	806	307	25 598
1990	1	1	2 804	174	72	393	1	57	17 121	1 212	468	248	22 551
1990	2	16	4 206	6 696	107	0	2	1 081	17 121	4 850	702	372	35 154
1991	1	2	2 083	3 194	52	234	9	89	9 661	2 206	540	13	18 084
1991	2	30	3 125	3 648	79	0	14	1 700	9 661	8 824	810	19	27 909
1992	1	0	1 914	6 413	86	67	101	30	16 309	1 191	408	331	26 849
1992	2	9	2 871	5 392	129	0	151	576	16 309	4 762	611	496	31 307
1993	1	13	2 040	6 505	48	27	9	0	8 642	1 963	444	84	19 774
1993	2	238	3 060	9 313	72	0	14	0	8 642	7 851	666	125	29 982
1994	1	41	1 198	6 453	62	2	55	160	6 954	577	387	289	16 179
1994	2	780	1 797	9 524	93	0	83	3 041	6 954	2 310	581	434	25 595
1995	1	84	952	5 243	27	14	135	187	8 499	1 346	262	151	16 901
1995	2	1 603	1 428	11 480	41	0	203	3553	8 499	5 385	392	227	32 811
1996	1	80	1 341	8 986	10	236	40	174	4 701	778	132	48	16 527
1996	2	1 526	2 011	10 349	15	0	61	3314	4 701	3 112	197	73	25 359
1997	1	70	711	11 535	26	214	40	235	3 352	465	335	79	17 062
1997	2	1 322	1 067	8 000	40	0	60	4 460	3 352	1 861	502	119	20 783
1998	1	74	1 043	7 219	16	607	46	49	2 634	393	244	48	12 373
1998	2	1 403	1 565	10 184	23	0	69	931	2 634	1 572	366	72	18 819
1999	1	88	897	6 938	21	554	106	267	3 843	401	213	16	13 344
1999	2	1 665	1 346	5 297	32	0	159	5 080	3 843	1 604	319	25	19 369
2000	1	89	1 270	2 117	2	402	30	192	1 364	937	274	6	6 683
2000	2	1 683	1 905	1 529	3	0	46	3 650	1 364	3 747	411	8	14 347

Année	Période	Débarque-ments de la pêche dirigée à la palangre	Débarque-ments de la pêche au chalut à panneaux	Débarque-ments de la pêche au filet maillant	Débarque-ments de la pêche récréative	Débarque-ments de la pêche étrangère au chalut à panneaux	Débarque-ments d'autres engins	Rejets de la pêche dirigée à la palangre	Rejets de la pêche au chalut à panneaux	Rejets de la pêche au filet maillant	Rejets de la pêche récréative	Rejets de la drague à pétoncles	Total
2001	1	66	96	199	11	677	10	119	2 460	1 441	840	12	5 930
2001	2	1 247	144	272	17	0	15	2 269	2 460	5 763	1 259	18	13 463
2002	1	52	95	464	82	474	12	578	2 770	999	669	23	6 219
2002	2	995	142	557	123	0	18	10 976	2 770	3 998	1 004	35	20 617
2003	1	32	15	291	16	643	31	16	1 927	1 083	1 195	41	5 290
2003	2	613	23	367	24	0	46	307	1 927	4 330	1 792	62	9 491
2004	1	1	60	379	42	330	20	130	4 150	806	1 396	21	7 335
2004	2	24	90	344	63	0	30	2 465	4 150	3 225	2 094	32	12 516
2005	1	3	100	137	18	330	59	29	3 758	668	1 404	6	6 510
2005	2	53	150	585	27	0	89	546	3 758	2 670	2 105	9	9 992
2006	1	7	188	120	38	0	120	177	3 887	674	1 536	6	6 751
2006	2	131	281	691	56	0	181	3 357	3 887	2 695	2 304	8	13 592
2007	1	8	83	1 524	34	0	269	104	4 058	1 027	1 720	24	8 850
2007	2	158	125	971	50	0	403	1 972	4 058	4 106	2 580	37	14 460
2008	1	0	3	1 068	24	0	175	31	2 672	973	1 246	95	6 287
2008	2	265	271	1 521	121	0	427	591	2 672	3 891	1 869	142	11 771
2009	1	0	1	1 417	42	0	188	117	3 727	2 334	437	146	8 409
2009	2	127	559	2 293	20	0	598	499	1 751	5 324	1 290	218	12 679
2010	1	32	247	1 403	8	0	143	613	4 118	3 374	485	143	10 566
2010	2	572	349	2 723	14	0	339	252	1 651	2 330	854	75	9 159
2011	1	4	531	1 857	1	0	86	34	963	602	119	24	4 221
2011	2	495	547	4 098	8	0	620	379	3 503	3 021	1 002	138	13 811
2012	1	34	363	2 656	12	0	270	68	3 990	2 851	338	255	10 837
2012	2	1 735	427	4 104	12	0	933	163	4 390	2 957	554	170	15 445
2013	1	22	514	4 271	7	0	143	70	2 845	2 385	270	44	10 571
2013	2	537	250	1 869	13	0	547	219	3 545	3 515	885	73	11 453
2014	1	80	198	3 813	2	0	129	23	3 885	2 402	382	45	10 959
2014	2	1 580	202	2 714	9	0	737	13	2 454	3 117	351	62	11 239
2015	1	114	332	4 564	11	0	103	2	3 484	769	2 824	16	12 219
2015	2	1 274	163	2 019	24	0	632	175	1 967	1 692	293	18	8 257

Tableau 5. Sommaire des prélèvements d'aiguillats par la pêche depuis 1990. L'ombrage en gris englobe les années pour lesquelles les prises canadiennes ont été échantillonnées adéquatement pour refléter la composition des prises. La pêche étatsunienne fait l'objet d'un échantillonnage adéquat depuis 1990. Le quota commercial des États-Unis est représenté par l'allocation d'aiguillats à l'échelle de la côte, telle qu'elle est indiquée sur le site Web du Massachusetts Energy and Environmental Affairs. Débarquements et rejets en tonnes. "S.O." = donnée non disponible

Année	Quota étatsunien (tonnes)	Débarquements des États-Unis	Rejets des États-Unis	Proportion de rejets des États-Unis	Proportion de rejets morts des États-Unis	Nombre total de rejets mâles des États-Unis (en millions)	Nombre total de rejets femelles des États-Unis (en millions)	TAC canadien (tonnes)	Débarquements du Canada	Rejets du Canada	Proportion de rejets du Canada	Proportion de rejets morts du Canada	Nombre total de rejets mâles du Canada (en millions)	Nombre total de rejets femelles du Canada (en millions)
1990	S.O.	14 472	43 232	0,75	0,83	9,396	13,407	S.O.	1 041	5 924	0,85	0,32	1,088	1,933
1991	S.O.	12 470	33 523	0,73	0,74	5,190	8,969	S.O.	395	6 113	0,94	0,7	0,474	0,915
1992	S.O.	17 133	41 023	0,71	0,79	8,773	13,423	S.O.	600	5 845	0,91	0,81	0,420	0,985
1993	S.O.	21 339	28 417	0,57	0,66	5,014	12,665	S.O.	757	4 213	0,85	0,74	0,310	0,830
1994	S.O.	20 088	21 687	0,52	0,57	4,203	11,820	S.O.	823	2 811	0,77	0,63	0,236	0,632
1995	S.O.	21 210	28 501	0,57	0,59	8,575	13,336	S.O.	397	2 344	0,86	0,79	0,234	0,554
1996	S.O.	24 655	17 230	0,41	0,44	6,150	16,253	S.O.	60	2 225	0,97	0,94	0,239	0,231
1997	S.O.	23 085	14 760	0,39	0,32	6,427	12,520	S.O.	277	2 840	0,91	0,75	0,329	0,529
1998	S.O.	22 249	8 943	0,29	0,18	9,386	14,510	S.O.	871	2 955	0,77	0,56	0,544	0,682
1999	S.O.	17 103	15 611	0,48	0,24	7,068	13,373	S.O.	1 890	2 081	0,52	0,26	0,198	1,259
2000	S.O.	9 076	11 953	0,57	0,26	4,131	9,029	S.O.	2 539	1 974	0,44	0,2	0,215	1,577
2001	S.O.	2 754	16 641	0,86	0,22	5,835	8,006	S.O.	3 578	2 029	0,36	0,14	0,987	1,561
2002	S.O.	3 014	23 822	0,89	0,3	4,271	6,940	S.O.	3 438	2 180	0,39	0,18	0,407	1,713
2003	S.O.	2 101	12 680	0,86	0,25	5,887	7,453	S.O.	1 293	2 056	0,61	0,36	0,286	0,778
2004	S.O.	1 383	18 469	0,93	0,45	3,883	5,558	2 500	2 290	1 991	0,47	0,24	0,578	1,095
2005	1 816	1 551	14 953	0,91	0,38	3,715	4,919	2 500	2 311	1 773	0,43	0,2	0,497	1,110
2006	1 816	1 813	18 531	0,91	0,85	1,627	2,987	2 500	2 442	1 306	0,35	0,15	0,507	1,040
2007	1 405	3 625	19 686	0,84	0,73	1,802	3,623	2 500	2 387	1 463	0,38	0,16	0,524	1,026
2008	3 632	3 875	14 182	0,79	0,75	2,282	4,007	2 500	1 546	1 405	0,48	0,22	0,401	0,702
2009	5 448	5 245	15 843	0,75	0,74	2,651	5,364	2 500	165	1 536	0,9	0,73	0,123	0,223
2010	3 756	5 830	13 895	0,7	0,68	2,656	4,491	2 500	5	1 513	1	0,99	0,107	0,158
2011	5 060	8 346	9 785	0,54	0,36	1,760	4,263	2 500	124	1 384	0,92	0,77	0,128	0,186
2012	7 788	10 545	15 736	0,6	0,45	1,822	5,990	2 500	65	1 493	0,96	0,86	0,123	0,173
2013	10 755	8 173	13 851	0,63	0,59	2,229	5,585	2 500	5	988	0,99	0,98	0,072	0,102
2014	13 000	9 464	12 734	0,57	0,55	2,513	5,924	2 500	54	294	0,84	0,86	0,035	0,050
2015	13 327	9 235	11 240	0,55	0,41	2,330	4,561	10 000	1	51	0,98	0,99	0,004	0,005

Tableau 6. Nombre de traits d'échantillonnage entrepris dans neuf strates du talus extérieur lors du relevé printanier du NMFS depuis 1980.

Année	Strates du talus extérieur								
	1040	1080	1120	1150	1180	1640	1680	1720	1760
1980	0	0	0	0	0	0	0	0	0
1981	1	1	3	2	0	1	2	1	2
1982	2	2	2	2	2	1	2	2	2
1983	3	1	2	1	1	1	2	2	2
1984	2	2	1	0	2	0	1	2	2
1985	1	2	2	2	2	0	2	2	2
1986	3	3	2	3	1	0	0	2	2
1987	2	1	2	1	1	2	1	2	2
1988	1	0	1	1	1	1	1	0	1
1989	1	1	1	1	1	1	1	1	1
1990	1	1	1	0	0	0	0	0	1
1991	1	0	1	1	1	0	0	1	1
1992	1	1	0	1	1	0	0	1	1
1993	1	0	0	1	1	0	1	1	1
1994	0	0	0	1	0	1	1	1	0
1995	0	0	0	1	0	1	0	0	1
1996	1	0	1	0	0	2	1	1	0
1997	0	0	0	1	2	0	1	0	0
1998	0	1	0	1	1	0	0	1	0
1999	0	0	0	0	0	1	1	0	0
2000	0	0	0	1	0	1	1	0	0
2001	1	1	0	0	1	1	1	1	1
2002	0	0	0	0	0	1	0	1	1
2003	1	0	1	1	1	1	1	1	1
2004	0	0	1	0	0	1	1	1	1
2005	1	0	0	1	1	1	1	1	1
2006	0	0	0	1	1	1	1	1	0
2007	3	0	0	1	1	1	3	3	3
2008	1	0	0	1	0	1	1	1	1
2009	3	2	1	0	0	2	2	2	2
2010	3	3	3	2	2	2	3	2	3
2011	3	3	2	3	0	1	3	3	3
2012	3	3	3	3	2	2	2	3	3
2013	3	3	3	3	1	3	3	3	3
2014	2	2	3	2	1	0	0	3	3
2015	3	3	3	2	0	2	3	2	3

Tableau 7. Comparaison des coefficients de capturabilité et de la capturabilité relative (par stade biologique et période nyctémérale) indiqués dans Sagarese et al. (2016) à ceux qui seraient obtenus par d'autres façons de partitionner les données (p. ex., en utilisant la définition du stock de l'aiguillat commun : strates correspondant à la définition du stock uniquement), par d'autres estimations de la longueur à maturité pour définir les stades biologiques (p. ex., les seuils de longueur des individus démersaux) et par la prise en compte des dernières années (2009–2015) échantillonnées par le Bigelow (« années Bigelow »). Le coefficient (« Estimation ») représente l'ordonnée à l'origine d'un modèle linéaire généralisé quasi binomial; l'erreur type (« ET ») et le niveau de signification (« P ») sont également indiqués. Les valeurs du ratio de capturabilité relative (« Capturabilité relative ») supérieures à 1 représentent les stades biologiques les plus susceptibles d'être capturés pendant le jour, et vice versa pour les valeurs inférieures à 1. La quantité de données disponibles pour chaque stade biologique est indiquée (N); à noter la diminution de la taille de l'échantillon lors des années Bigelow récentes. "S.O." = donnée non disponible.

Stade biologique	Méthode	Estimation	Erreur type	P	Capturabilité relative (jour/nuit)	N
Mâles adultes	Sagarese et al. (2016)	0,7	S.O.	0,03	2,00	821
Femelles adultes	Sagarese et al. (2016)	S.O.	S.O.	S.O.	S.O.	S.O.
Juvéniles mâles	Sagarese et al. (2016)	S.O.	S.O.	S.O.	S.O.	S.O.
Juvéniles femelles	Sagarese et al. (2016)	0,4	S.O.	0,27	1,50	973
Nouveau-nés	Sagarese et al. (2016)	S.O.	S.O.	S.O.	S.O.	S.O.
Mâles adultes	Strates de la définition du stock uniquement	0,09	0,06	0,16	1,09	710
Femelles adultes	Strates de la définition du stock uniquement	-0,08	0,07	0,26	0,92	725
Juvéniles mâles	Strates de la définition du stock uniquement	0,52	0,08	0	1,68	513
Juvéniles femelles	Strates de la définition du stock uniquement	0,24	0,06	0	1,27	750
Nouveau-nés	Strates de la définition du stock uniquement	0,76	0,13	0	2,13	252
Mâles adultes	Seuils de longueur des individus démersaux	0,09	0,06	0,16	1,09	710
Femelles adultes	Seuils de longueur des individus démersaux	-0,08	0,06	0,19	0,92	786
Juvéniles mâles	Seuils de longueur des individus démersaux	0,53	0,08	0	1,70	491

Stade biologique	Méthode	Estimation	Erreur type	P	Capturabilité relative (jour/nuit)	N
Juvéniles femelles	Seuils de longueur des individus démersaux	0,43	0,07	0	1,54	610
Nouveau-nés	Seuils de longueur des individus démersaux	S.O.	S.O.	S.O.	S.O.	S.O.
Mâles adultes	Seuils de longueur des individus démersaux, année 2009 omise (<i>Bigelow</i>)	0,1	0,06	0,13	1,10	696
Femelles adultes	Seuils de longueur des individus démersaux, année 2009 omise (<i>Bigelow</i>)	-0,05	0,06	0,47	0,96	751
Juvéniles mâles	Seuils de longueur des individus démersaux, année 2009 omise (<i>Bigelow</i>)	0,39	0,08	0	1,48	473
Juvéniles femelles	Seuils de longueur des individus démersaux, année 2009 omise (<i>Bigelow</i>)	0,29	0,07	0	1,34	586
Nouveau-nés	Seuils de longueur des individus démersaux, année 2009 omise (<i>Bigelow</i>)	0,62	0,13	0	1,86	234
Mâles adultes	Années <i>Bigelow</i>	-0,21	0,09	0	0,81	220
Femelles adultes	Années <i>Bigelow</i>	-0,16	0,12	0,2	0,86	183
Juvéniles mâles	Années <i>Bigelow</i>	1,64	0,15	0	5,16	201
Juvéniles femelles	Années <i>Bigelow</i>	1,34	0,13	0	3,81	243
Nouveau-nés	Années <i>Bigelow</i>	2,44	0,18	0	11,45	128
Mâles adultes	Années <i>Bigelow</i> ; seuils des individus démersaux	-0,21	0,09	0,03	0,81	223
Femelles adultes	Années <i>Bigelow</i> ; seuils des individus démersaux	-0,17	0,11	0,12	0,84	220
Juvéniles mâles	Années <i>Bigelow</i> ; seuils des individus démersaux	1,78	0,16	0	5,93	199
Juvéniles femelles	Années <i>Bigelow</i> ; seuils des individus démersaux	1,82	0,16	0	6,14	217
Nouveau-nés	Années <i>Bigelow</i> ; seuils des individus démersaux	S.O.	S.O.	S.O.	S.O.	S.O.

Tableau 8. Sensibilité des estimations de la capturabilité nycthémérale au plan d'échantillonnage utilisé dans le relevé printanier pendant trois périodes (1980–20018, 1988–2008 et 1980–1987). « ET » est l'erreur type (de la colonne « Estimation »), « P » est la valeur P (pour l'essai statistique de l'effet jour/nuit) et « N » est le nombre d'observations.

Stade biologique	Méthode	Estimation	Erreur type	P	Capturabilité relative (jour/nuit)	N
Mâles adultes	Années <i>Albatross</i> 1980–2008	0,10	0,06	0,13	1,10	696
Femelles adultes	Années <i>Albatross</i> 1980–2008	-0,05	0,06	0,47	0,96	751
Juvéniles mâles	Années <i>Albatross</i> 1980–2008	0,39	0,08	0,00	1,48	473
Juvéniles femelles	Années <i>Albatross</i> 1980–2008	0,29	0,07	0,00	1,34	586
Nouveau-nés	Années <i>Albatross</i> 1980–2008	0,62	0,13	0,00	1,86	234
Mâles adultes	Années <i>Albatross</i> 1988–2008	0,16	0,08	0,03	1,18	503
Femelles adultes	Années <i>Albatross</i> 1988–2008	-0,04	0,08	0,57	0,96	547
Juvéniles mâles	Années <i>Albatross</i> 1988–2008	0,18	0,09	0,05	1,20	328
Juvéniles femelles	Années <i>Albatross</i> 1988–2008	0,19	0,08	0,02	1,20	414
Nouveau-nés	Années <i>Albatross</i> 1988–2008	0,43	0,16	0,01	1,53	160
Mâles adultes	Années <i>Albatross</i> 1980–1987	-0,18	0,11	0,10	0,84	187
Femelles adultes	Années <i>Albatross</i> 1980–1987	-0,05	0,12	0,65	0,95	204
Juvéniles mâles	Années <i>Albatross</i> 1980–1987	0,64	0,14	0,00	1,89	144
Juvéniles femelles	Années <i>Albatross</i> 1980–1987	0,44	0,13	0,00	1,55	172
Nouveau-nés	Années <i>Albatross</i> 1980–1987	0,96	0,24	0,00	2,61	74

Tableau 9. Analyses de sensibilité des modèles de capturabilité nyctémérale comparant les résultats pour les strates du talus et pour les strates autres que celles du talus. « ET » est l'erreur type (de la colonne « Estimation »), « P » est la valeur P (pour l'essai statistique de l'effet jour/nuit) et « N » est le nombre d'observations.

A.

Année	Stade biologique	Albatross, toutes les strates					Albatross, strates du talus					Albatross, strates autres que celles du talus				
		Estimation	Erreur type	P	Capturabilité relative (jour/nuit)	N	Estimation	Erreur type	P	Capturabilité relative (jour/nuit)	N	Estimation	Erreur type	P	Capturabilité relative (jour/nuit)	N
1980–2008	Mâles adultes	0.1	0.06	0.13	1.1	696	0.17	0.15	0.28	1.18	119	0.06	0.07	0.39	1.06	571
	Femelles adultes	-0.05	0.06	0.47	0.96	751	0.24	0.2	0.24	1.27	101	-0.09	0.07	0.19	0.92	650
	Juvéniles mâles	0.39	0.08	0	1.48	473	0.52	0.17	0	1.69	101	0.2	0.08	0.02	1.22	372
	Juvéniles femelles	0.29	0.07	0	1.34	586	0.32	0.16	0.05	1.38	117	0.25	0.07	0	1.28	469
	Nouveau-nés	0.62	0.13	0	1.86	234	0.38	0.27	0.16	1.47	55	0.81	0.16	0	2.25	179
1980–1987	Mâles adultes	-0.18	0.11	0.1	0.84	187	-0.69	0.24	0.01	0.5	51	0.14	0.12	0.26	1.14	140
	Femelles adultes	-0.05	0.12	0.65	0.95	204	-2.43	0.43	0	0.09	43	0.21	0.13	0.11	1.24	161
	Juvéniles mâles	0.64	0.14	0	1.89	144	0.81	0.26	0	2.24	52	0.36	0.15	0.02	1.44	92
	Juvéniles femelles	0.44	0.13	0	1.55	172	0.57	0.25	0.02	1.76	55	0.23	0.13	0.09	1.26	117
	Nouveau-nés	0.96	0.24	0	2.61	74	1.71	0.54	0	5.51	26	0.69	0.27	0.01	1.99	48
1988–2008	Mâles adultes	0.16	0.08	0.03	1.18	503	0.58	0.19	0	1.79	68	0.04	0.08	0.64	1.04	431
	Femelles adultes	-0.04	0.08	0.57	0.96	547	0.86	0.27	0	2.36	58	-0.17	0.08	0.03	0.84	489
	Juvéniles mâles	0.18	0.09	0.05	1.2	328	0.26	0.24	0.27	1.3	49	0.07	0.1	0.5	1.07	280
	Juvéniles femelles	0.19	0.08	0.02	1.2	414	0.12	0.22	0.58	1.13	62	0.26	0.09	0	1.3	352
	Nouveau-nés	0.43	0.16	0.01	1.53	160	-0.02	0.37	0.95	0.98	29	0.93	0.21	0	2.53	131

B.

Année	Stade biologique	Bigelow, toutes les strates					Bigelow, strates du talus					Bigelow, strates autres que celles du talus				
		Estimation	Erreur type	P	Capturabilité relative (jour/nuit)	N	Estimation	Erreur type	P	Capturabilité relative (jour/nuit)	N	Estimation	Erreur type	P	Capturabilité relative (jour/nuit)	N
2009–2015	Mâles adultes	-0.21	0.09	0.03	0.81	223	-0.57	0.16	0	0.57	72	0.08	0.12	0.5	1.08	151
	Femelles adultes	-0.17	0.11	0.12	0.84	220	0.75	0.2	0	2.11	63	-0.38	0.14	0.01	0.68	157
	Juvéniles mâles	1.78	0.16	0	5.93	199	1.87	0.27	0	6.47	78	1.61	0.2	0	5	121
	Juvéniles femelles	1.82	0.16	0	6.14	217	1.78	0.25	0	5.95	83	1.87	0.2	0	6.51	134
	Nouveau-nés	2.44	0.18	0	11.45	128	3	0.44	0	20	64	2.01	0.16	0	7.42	64

Tableau 10. Dénombrements bruts des aiguillats communs selon la longueur et nombre de paires de traits du relevé contribuant aux dénombrements.

Longueur (cm)	Dénom-brements du <i>Bigelow</i> ; mâles, nuit	Dénom-brements du <i>Bigelow</i> ; mâles, jour	Dénom-brement de l' <i>Albatross</i> ; mâles, nuit	Dénom-brement de l' <i>Albatross</i> ; mâles, jour	Paires de traits, nuit	Paires de traits, jour	Dénom-brements du <i>Bigelow</i> ; femelles, nuit	Dénom-brements du <i>Bigelow</i> ; femelles, jour	Dénom-brements de l' <i>Albatross</i> ; femelles, nuit	Dénom-brements de l' <i>Albatross</i> ; femelles, jour	Paires de traits, nuit	Paires de traits, jour
21	1	1	0	0	1	1	0	0	0	0	0	0
22	1	2	0	0	1	2	2	1	0	1	2	2
23	3	1	0	3	2	2	2	2	0	5	2	3
24	5	3	1	5	4	3	6	8	0	2	3	6
25	6	14	0	12	4	6	6	19	0	12	4	10
26	15	16	1	30	5	9	8	20	0	19	6	10
27	12	37	2	50	6	11	18	53	0	46	8	13
28	15	42	1	50	6	13	4	49	2	55	5	13
29	2	37	0	44	2	10	8	49	0	45	7	8
30	5	22	0	25	4	4	5	25	1	36	4	6
31	1	7	0	9	1	3	1	6	0	3	1	2
32	1	2	0	1	1	1	2	1	0	0	1	1
33	4	0	0	0	1	0	1	0	0	1	1	1
34	8	1	0	0	1	1	2	1	1	2	1	1
35	6	0	1	1	1	1	11	0	1	1	2	1
36	7	2	0	1	1	1	3	1	1	4	2	3
37	6	1	1	0	1	1	5	2	0	1	1	2
38	1	0	0	1	1	1	6	2	1	2	1	1
39	3	0	1	1	1	1	1	0	1	0	1	0
40	0	0	0	0	0	0	2	1	0	0	1	1
41	1	0	0	1	1	1	0	1	0	0	0	1
42	0	0	0	0	0	0	1	1	0	0	1	1
43	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
44	0	0	0	0	0	0	1	0	0	2	1	2
45	1	0	0	0	1	0	1	0	0	0	1	0
46	0	0	0	0	0	0	0	2	0	4	0	3
47	0	0	0	3	0	2	0	1	0	0	0	1
48	0	0	0	0	0	0	0	2	0	0	0	2

Longueur (cm)	Dénom-brements du <i>Bigelow</i> ; mâles, nuit	Dénom-brements du <i>Bigelow</i> ; mâles, jour	Dénom-brement de l' <i>Albatross</i> ; mâles, nuit	Dénom-brement de l' <i>Albatross</i> ; mâles, jour	Paires de traits, nuit	Paires de traits, jour	Dénom-brements du <i>Bigelow</i> ; femelles, nuit	Dénom-brements du <i>Bigelow</i> ; femelles, jour	Dénom-brements de l' <i>Albatross</i> ; femelles, nuit	Dénom-brements de l' <i>Albatross</i> ; femelles, jour	Paires de traits, nuit	Paires de traits, jour
49	0	1	0	2	0	3	0	2	0	2	0	3
50	0	2	0	2	0	2	0	4	0	11	0	6
51	1	0	0	0	1	0	0	3	0	11	0	3
52	0	1	0	4	0	3	0	4	0	8	0	5
53	0	2	0	4	0	4	0	5	0	10	0	6
54	0	3	0	3	0	4	0	6	0	9	0	5
55	1	7	0	6	1	7	0	1	0	8	0	3
56	0	6	1	5	1	8	1	14	0	18	1	8
57	1	6	0	4	1	5	0	7	0	9	0	8
58	1	9	0	6	1	7	1	15	0	19	1	8
59	1	7	1	3	2	8	0	24	0	22	0	6
60	1	7	3	9	4	7	2	22	0	23	1	13
61	4	7	1	9	4	9	2	16	0	16	2	10
62	2	16	3	13	3	11	2	27	1	17	3	8
63	0	14	2	7	2	10	2	22	0	21	1	12
64	2	7	6	14	6	11	4	33	1	14	3	12
65	3	15	9	12	8	12	3	23	1	11	2	14
66	9	21	20	22	12	21	8	27	0	13	6	8
67	16	23	24	40	15	21	5	27	2	13	4	12
68	22	50	40	54	16	27	3	19	2	20	4	17
69	28	83	62	79	17	33	5	23	7	29	8	16
70	84	138	93	101	23	37	10	34	5	16	9	15
71	83	127	126	151	22	31	11	22	7	15	10	15
72	115	189	167	221	19	35	11	34	11	26	12	17
73	145	196	152	206	18	39	15	34	14	21	12	18
74	150	253	186	265	22	40	11	37	17	30	12	18
75	159	227	210	285	20	39	21	39	14	48	9	20
76	150	194	153	208	22	33	27	36	32	50	15	20
77	117	167	142	144	20	37	44	49	31	47	19	23
78	89	99	86	86	17	28	38	53	45	66	17	26

Longueur (cm)	Dénom-brements du <i>Bigelow</i> ; mâles, nuit	Dénom-brements du <i>Bigelow</i> ; mâles, jour	Dénom-brement de l' <i>Albatross</i> ; mâles, nuit	Dénom-brement de l' <i>Albatross</i> ; mâles, jour	Paires de traits, nuit	Paires de traits, jour	Dénom-brements du <i>Bigelow</i> ; femelles, nuit	Dénom-brements du <i>Bigelow</i> ; femelles, jour	Dénom-brements de l' <i>Albatross</i> ; femelles, nuit	Dénom-brements de l' <i>Albatross</i> ; femelles, jour	Paires de traits, nuit	Paires de traits, jour
79	76	99	59	95	17	30	60	62	69	73	18	23
80	41	61	49	55	16	23	38	60	70	69	19	25
81	31	42	21	33	16	21	54	68	58	82	21	24
82	19	27	12	27	12	19	64	81	87	71	21	26
83	5	5	3	7	7	8	64	58	50	66	17	21
84	4	6	7	3	8	7	88	90	64	57	21	21
85	3	2	1	4	4	5	37	51	64	55	16	25
86	0	1	1	1	1	2	54	38	61	46	17	18
87	0	0	0	0	0	0	40	58	56	36	15	18
88	0	0	0	0	0	0	31	30	60	31	19	16
89	0	0	0	0	0	0	27	22	29	34	15	17
90	0	0	0	0	0	0	17	26	24	28	17	16
91	0	0	0	0	0	0	16	13	19	20	14	12
92	0	0	0	0	0	0	17	18	15	14	14	13
93	0	1	0	0	0	1	12	8	9	9	10	7
94	0	0	0	0	0	0	7	6	5	8	7	5
95	0	0	0	0	0	0	2	1	3	6	5	6
96	0	0	0	0	0	0	2	3	4	3	4	4
97	0	0	0	0	0	0	5	2	5	2	7	4
98	0	0	0	0	0	0	4	3	2	1	5	3
99	0	0	0	0	0	0	0	1	0	2	0	3
100	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	1	0
101	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	1
102	0	0	0	0	0	0	1	2	0	0	1	2

Tableau 11. Prises d'aiguillats communs mâles et femelles selon la longueur par le Bigelow lors de l'étude d'étalonnage en 2008, comparées aux années de relevé suivantes (2009–2015).

Longueur (cm)	Mâles 2008	Mâles 2009	Mâles 2010	Mâles 2011	Mâles 2012	Mâles 2013	Mâles 2014	Mâles 2015	Femelles 2008	Femelles 2009	Femelles 2010	Femelles 2011	Femelles 2012	Femelles 2013	Femelles 2014	Femelles 2015
21	2	0	10	3	0	0	0	1	0	1	7	1	0	5	0	0
22	3	6	4	11	32	7	1	3	3	7	28	3	5	4	0	1
23	4	30	41	12	37	3	2	1	4	14	43	16	28	5	5	4
24	8	76	95	25	74	22	5	6	14	38	46	28	49	18	12	5
25	20	91	185	44	109	27	34	12	25	84	139	78	102	55	23	15
26	31	90	256	89	159	58	53	35	28	97	175	88	146	64	52	45
27	49	132	253	151	324	234	113	61	71	202	252	134	331	150	102	64
28	57	156	208	97	335	170	132	76	53	201	166	104	276	208	134	57
29	39	105	92	67	191	163	94	34	57	69	71	43	100	176	92	42
30	27	63	89	50	86	156	53	15	30	42	72	18	83	113	62	19
31	8	28	96	23	51	293	10	12	7	42	53	14	73	150	16	14
32	3	87	85	37	119	326	10	30	3	78	59	40	143	237	8	20
33	4	88	64	66	123	219	4	30	1	121	65	61	69	344	6	30
34	9	240	55	49	102	395	18	43	3	173	36	31	140	387	21	43
35	6	216	34	55	81	379	35	36	11	349	38	68	146	431	26	36
36	9	319	16	111	108	426	30	28	4	245	29	52	143	291	36	21
37	7	298	39	137	229	358	47	17	7	411	28	54	250	560	46	27
38	1	253	43	123	145	430	60	32	8	277	22	74	173	629	57	28
39	3	85	60	64	145	497	56	25	1	179	45	127	307	538	79	31
40	0	100	64	104	323	596	76	59	3	100	54	73	447	473	82	23
41	1	114	54	71	209	409	88	55	1	103	68	60	291	442	61	30
42	0	51	53	65	262	392	88	40	2	118	53	59	409	452	82	30
43	0	87	37	63	332	296	66	34	0	110	52	5	330	436	60	21
44	0	80	38	23	402	283	71	42	1	128	51	31	444	291	56	20
45	1	120	46	64	465	121	72	24	1	181	42	33	434	204	53	23
46	0	85	49	21	475	194	56	29	2	133	45	30	404	191	56	15
47	0	59	40	27	314	259	100	27	1	51	41	43	592	206	91	22
48	0	63	54	62	585	187	75	18	2	45	46	58	441	243	64	22
49	1	50	35	54	647	223	66	17	2	51	33	50	651	264	55	20
50	2	38	33	19	786	285	84	14	4	45	47	63	884	337	106	33
51	1	20	33	43	575	404	86	31	3	24	25	61	628	301	100	34
52	1	26	42	65	688	325	110	44	4	26	22	74	630	470	156	35
53	2	52	24	64	752	416	111	43	5	32	18	62	610	383	134	62
54	3	45	28	65	839	490	113	66	6	23	20	79	516	452	174	81
55	8	31	22	64	473	353	100	72	1	24	41	56	489	464	138	79
56	6	45	35	58	593	494	147	99	15	21	22	87	404	433	184	128
57	7	26	16	78	268	473	154	96	7	27	24	60	269	504	150	108
58	10	26	27	72	352	416	155	119	16	19	30	79	137	421	146	116
59	8	58	60	103	146	406	201	140	24	26	22	66	283	330	160	153
60	8	38	68	103	129	462	182	175	24	27	13	62	286	416	144	141
61	11	63	102	98	121	258	130	194	18	20	22	56	132	144	151	126
62	18	28	88	80	146	220	141	158	29	19	30	52	131	230	117	104

Longueur (cm)	Mâles 2008	Mâles 2009	Mâles 2010	Mâles 2011	Mâles 2012	Mâles 2013	Mâles 2014	Mâles 2015	Femelles 2008	Femelles 2009	Femelles 2010	Femelles 2011	Femelles 2012	Femelles 2013	Femelles 2014	Femelles 2015
63	14	40	60	109	94	117	178	145	24	23	23	60	101	112	76	110
64	9	42	45	118	92	162	158	134	37	22	38	56	68	77	63	80
65	18	46	60	124	48	101	111	133	26	20	36	24	40	72	64	52
66	30	72	70	112	246	141	124	134	35	42	30	69	70	54	46	40
67	39	106	238	154	151	119	166	146	32	12	46	39	44	96	26	32
68	72	153	368	200	246	168	148	182	22	22	28	26	54	38	19	36
69	111	350	802	376	260	212	234	203	28	34	40	30	54	34	26	43
70	222	694	1 006	655	586	448	448	284	44	27	48	23	57	28	12	22
71	210	774	1 453	827	649	516	584	326	33	29	42	34	40	16	17	34
72	304	1 142	1 896	1 100	1 101	683	727	532	45	70	62	55	30	22	8	9
73	341	1 412	2 608	1 340	1 310	912	998	648	49	52	66	22	29	23	5	10
74	403	1 322	2 006	1 620	1 258	1 047	1 289	837	48	47	70	37	56	23	8	21
75	386	1 254	1 960	1 563	1 366	1 026	1 192	746	60	64	77	46	52	23	10	24
76	344	1 072	1 788	1 372	1 378	982	1 284	845	63	131	92	216	42	22	12	18
77	284	856	1 287	1 120	1 036	754	886	524	93	66	142	142	124	24	15	6
78	188	579	1 158	761	621	500	625	450	91	96	180	122	84	32	14	44
79	175	432	544	518	476	394	444	310	122	165	289	227	120	53	32	16
80	102	226	460	262	320	252	299	182	98	138	252	212	239	88	30	58
81	73	120	182	125	142	139	180	78	122	168	258	304	174	32	44	50
82	46	46	112	136	96	81	113	50	145	204	326	364	230	92	52	103
83	10	24	58	46	18	22	54	30	122	155	360	290	346	100	46	106
84	10	8	35	14	8	20	26	5	178	232	422	696	325	128	110	124
85	5	6	8	13	12	3	2	2	88	208	378	480	320	94	80	92
86	1	6	0	2	0	4	4	0	92	146	318	420	352	106	92	82
87	0	4	4	4	1	2	0	0	98	134	236	438	299	120	96	84
88	0	0	0	3	0	0	0	0	61	72	248	258	307	84	50	68
89	0	3	0	0	0	0	0	0	49	62	195	188	216	68	70	92
90	0	0	0	0	0	0	0	0	43	58	152	295	162	72	42	40
91	0	0	0	0	0	0	0	0	29	91	58	94	124	48	36	46
92	0	0	0	0	0	0	0	3	35	28	96	117	70	30	25	38
93	1	0	0	0	0	0	0	0	20	27	34	74	45	28	12	10
94	0	0	0	0	0	0	0	0	13	14	49	8	30	10	8	5
95	0	0	0	0	0	0	0	0	3	6	46	8	19	12	10	1
96	0	0	0	0	0	0	0	0	5	8	14	34	10	2	2	14
97	0	0	0	0	0	0	0	0	7	2	8	14	8	0	0	22
98	0	0	0	0	0	0	0	0	7	2	6	35	3	0	2	2
99	0	0	0	0	0	0	0	0	1	2	1	0	0	2	0	0
100	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
101	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0
102	0	0	0	0	0	0	0	0	3	0	0	0	0	0	0	0

Tableau 12. Prises d'aiguillats communs de longueur associée au comportement pélagique (mâles : de 32 à 58 cm; femelles : de 32 à 64 cm) le jour et la nuit par le Bigelow pour les années 2009 à 2015 du relevé printanier du National Marine Fisheries Services (NMFS) et pour l'étude d'étalonnage (2008). Les strates du talus extérieur sont indiquées en gras, et celles du talus intérieur, en italique. "S.O." = donnée non disponible.

Strate	Nuit 2008	Nuit 2009	Nuit 2010	Nuit 2011	Nuit 2012	Nuit 2013	Nuit 2014	Nuit 2015	Jour 2008	Jour 2009	Jour 2010	Jour 2011	Jour 2012	Jour 2013	Jour 2014	Jour 2015	Total
1200	S.O.	0	0	0	0	0	0	0	S.O.	0	0	0	0	0	0	0	0
1390	S.O.	0	0	0	0	0	0	S.O.	S.O.	0	0	0	0	0	0	0	0
1210	S.O.	0	0	0	S.O.	0	S.O.	0	S.O.	0	0	0	0	S.O.	1	0	1
1230	S.O.	0	0	0	0	0	0	0	S.O.	0	0	0	0	1	1	0	2
1250	S.O.	0	0	S.O.	0	0	S.O.	0	S.O.	1	0	0	1	S.O.	0	0	2
1090	S.O.	0	0	0	0	0	0	0	S.O.	0	0	5	0	0	0	0	5
1300	S.O.	0	0	0	0	0	1	S.O.	1	0	S.O.	S.O.	5	S.O.	S.O.	0	6
1351	S.O.	0	0	S.O.	0	S.O.	1	S.O.	S.O.	0	0	5	0	0	0	1	7
1630	S.O.	S.O.	0	S.O.	S.O.	0	S.O.	0	3	S.O.	15	1	0	0	S.O.	0	16
1620	S.O.	0	S.O.	0	0	2	S.O.	3	0	0	8	1	0	0	S.O.	6	20
1670	6	0	1	0	0	3	S.O.	S.O.	9	S.O.	0	10	6	4	S.O.	0	24
1340	S.O.	0	0	0	0	0	0	0	S.O.	0	1	0	0	1	16	13	31
1660	1	0	0	0	S.O.	0	S.O.	1	S.O.	1	0	10	1	21	S.O.	S.O.	34
1010	0	0	0	0	1	0	2	0	4	7	5	14	12	0	2	9	52
1140	1	0	0	2	1	7	6	0	S.O.	0	0	2	S.O.	0	32	11	61
1380	S.O.	0	0	0	0	0	0	0	S.O.	0	22	7	11	0	17	4	61
1730	0	0	0	0	1	0	0	2	5	1	1	0	9	4	6	55	79
1650	0	0	0	0	0	0	S.O.	0	1	1	2	12	0	63	S.O.	6	84
1610	0	0	0	2	S.O.	1	S.O.	2	S.O.	0	2	2	1	22	S.O.	54	86
1180	S.O.	0	0	0	0	0	0	0	S.O.	0	100	0	29	22	0	0	151
1160	0	0	0	0	0	0	12	0	0	0	0	0	0	0	160	0	172
1690	1	0	0	0	S.O.	0	0	7	0	1	0	1	4	144	3	12	172
1750	2	S.O.	0	4	9	27	0	S.O.	S.O.	5	2	6	6	67	0	54	180
1710	S.O.	2	110	1	0	0	25	S.O.	0	0	8	2	2	13	S.O.	25	188
1220	0	0	0	0	S.O.	S.O.	S.O.	0	0	2	4	0	0	0	192	0	198
1190	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	305	0	306
1640	S.O.	2	6	31	3	0	S.O.	0	12	S.O.	15	S.O.	3	0	S.O.	268	328
1170	0	0	0	0	0	0	S.O.	0	S.O.	0	0	9	243	1	63	14	330
1260	S.O.	0	0	0	0	65	S.O.	0	S.O.	0	3	9	1	251	2	0	331
1050	S.O.	0	0	0	0	0	0	0	S.O.	0	0	0	343	0	0	0	343
1700	S.O.	0	2	0	0	7	S.O.	7	0	27	6	11	0	256	26	4	346
1360	1	4	1	0	0	0	21	3	S.O.	19	20	55	101	10	33	261	528

Strate	Nuit 2008	Nuit 2009	Nuit 2010	Nuit 2011	Nuit 2012	Nuit 2013	Nuit 2014	Nuit 2015	Jour 2008	Jour 2009	Jour 2010	Jour 2011	Jour 2012	Jour 2013	Jour 2014	Jour 2015	Total
1280	S.O.	0	2	14	0	4	0	0	S.O.	411	54	40	27	20	9	4	585
1740	0	3	1	0	60	0	0	0	3	18	42	13	6	87	62	302	594
1270	S.O.	0	0	S.O.	0	3	0	S.O.	S.O.	0	45	38	0	416	297	34	833
1400	S.O.	S.O.	0	0	0	0	0	0	S.O.	0	S.O.	S.O.	0	980	0	0	980
1240	0	0	0	0	2	0	3	0	0	0	15	9	911	1	145	0	1 086
1030	S.O.	24	3	5	0	20	64	6	4	121	3	222	504	97	22	125	1 216
1130	0	0	0	10	0	1	47	0	0	114	0	0	44	259	788	2	1 265
1020	2	3	3	6	299	10	2	0	14	92	273	87	192	23	69	220	1 279
1370	S.O.	0	1	0	1	2	0	0	S.O.	0	106	1314	26	19	9	1	1 479
1720	S.O.	0	12	2	4	0	S.O.	0	80	1	646	62	187	315	354	7	1 590
1680	S.O.	0	16	18	1	31	S.O.	7	S.O.	33	414	5	1 036	4	S.O.	98	1 663
1070	S.O.	S.O.	0	158	4	S.O.	271	176	S.O.	34	44	S.O.	901	58	11	23	1 680
1290	1	0	0	0	0	2	5	1	29	185	8	4	133	899	466	42	1 745
1150	73	0	2	6	15	21	0	0	S.O.	0	S.O.	1474	S.O.	14	9	493	2 034
1060	S.O.	27	0	14	36	18	0	S.O.	8	344	40	257	13	1241	226	15	2 231
1100	S.O.	0	0	0	10	1398	0	0	18	0	2	0	474	2	868	2	2 756
1040	S.O.	193	434	26	S.O.	211	7	87	39	56	S.O.	137	990	1954	208	S.O.	4 303
1080	S.O.	59	284	S.O.	S.O.	121	4	152	S.O.	1	6	47	4 998	S.O.	35	471	6 178
1110	0	0	2	S.O.	S.O.	985	183	1	S.O.	5040	21	88	868	44	266	108	7 606
1120	S.O.	0	6	S.O.	45	S.O.	30	19	S.O.	61	91	2	470	9048	S.O.	49	9 821
1760	S.O.	S.O.	538	8	101	99	18	3	S.O.	58	190	18	10 406	3676	353	63	15 531

Tableau 13. Estimations de la capturabilité relative de l'aiguillat commun par les navires (Bigelow/Albatross), déterminées par modélisation quasi binomiale des données des traits appariés, où le jour et la nuit sont définis selon les seuils crépuscule-aube de Sagarese et al. (2016) (seuil nycthéral) et selon le calcul astronomique du crépuscule dans Jacobson et al. (2011) (crépuscule nycthéral). Les estimations significatives sont indiquées en gras.

Classe de taille	Sexe	Période	Seuil nycthéral	Crépuscule nycthéral
Nouveauné	Les deux	Jour	1,5	2,9
Pélagique	Les deux	Jour	1,3	0,8
Démersal	Mâles	Jour	2,0	1,9
Démersal	Femelles	Jour	2,1	2,2
Nouveauné	Les deux	Nuit	29,8	1,6
Pélagique	Les deux	Nuit	13,5	6,6
Démersal	Mâles	Nuit	1,8	2,0
Démersal	Femelles	Nuit	2,0	2,2

FIGURES

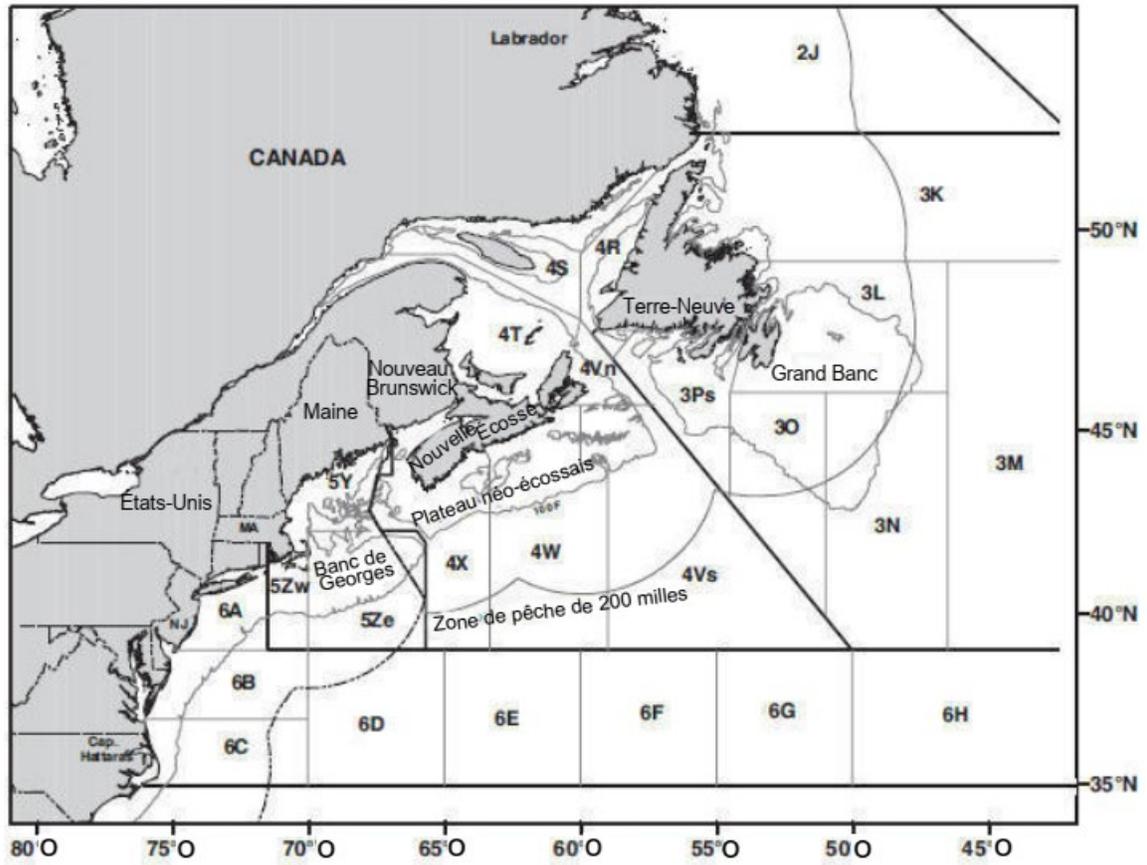


Figure 1. Zones 2 à 6 de l'OPANO englobant le stock d'aiguillats communs de l'Atlantique Nord-Ouest.

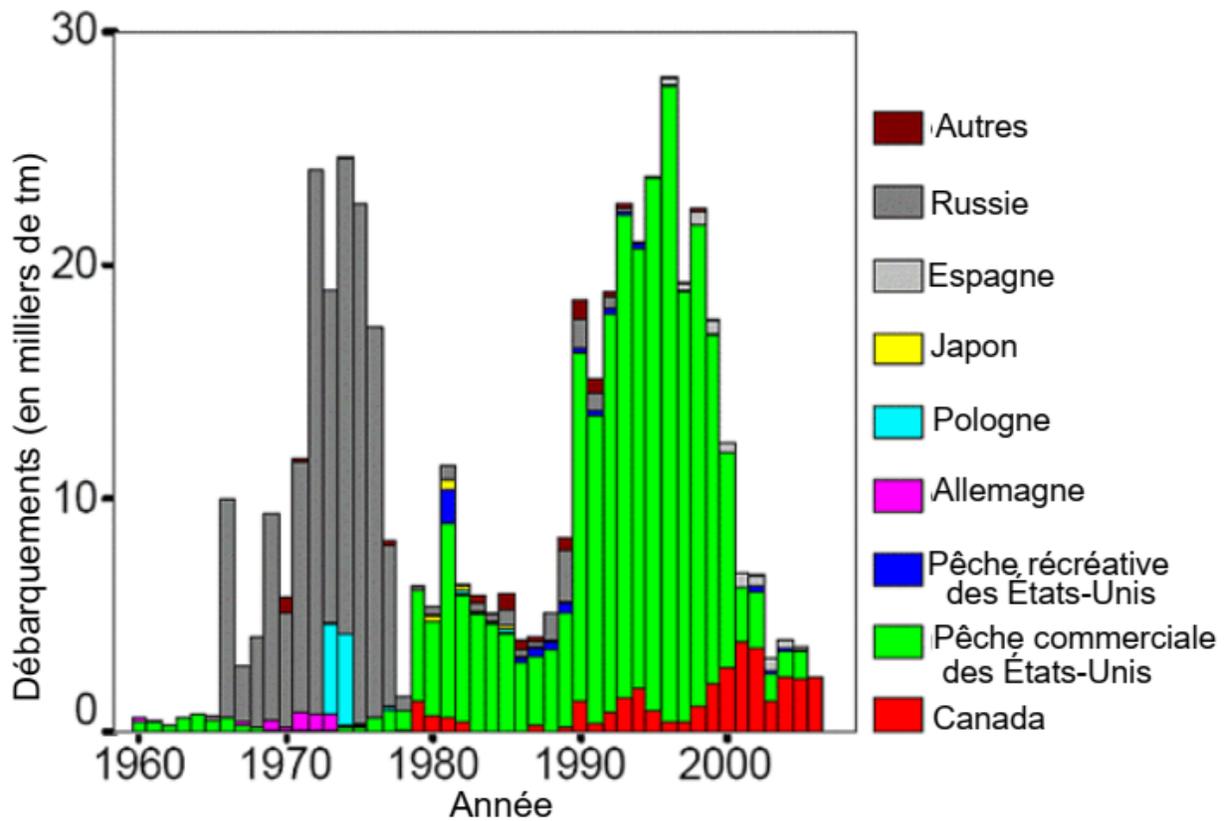


Figure 2. Réimprimé d'après MPO (2014). Débarquements d'aiguillats communs déclarés à l'OPANO par pays et par année dans les zones 2 à 6 de l'OPANO. Au moment de l'impression, les données étatsuniennes n'étaient pas disponibles après 2005.

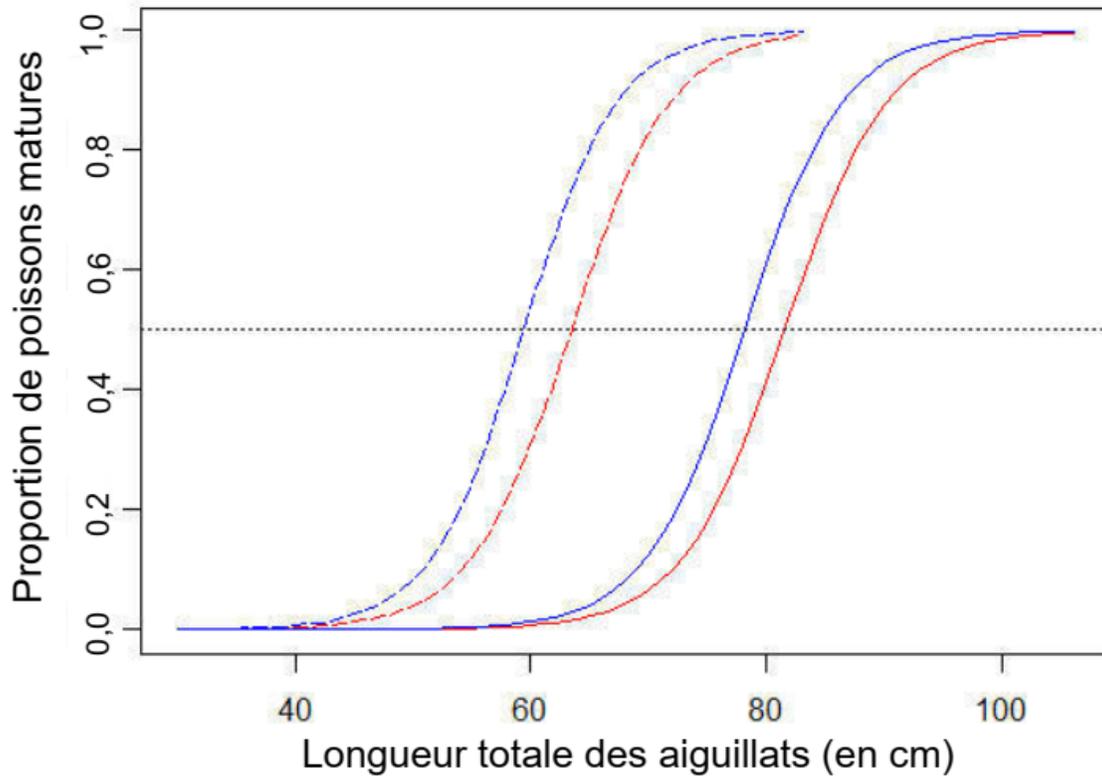


Figure 3. Ogives de maturité de l'aiguillat commun au Canada (lignes rouges) et aux États-Unis (lignes bleues) pour les mâles (lignes tiretées) et les femelles (lignes pleines). Le point d'intersection entre la ligne horizontale tiretée et les courbes représente $L_{50\%}$, soit la longueur où 50 % des individus sont matures.

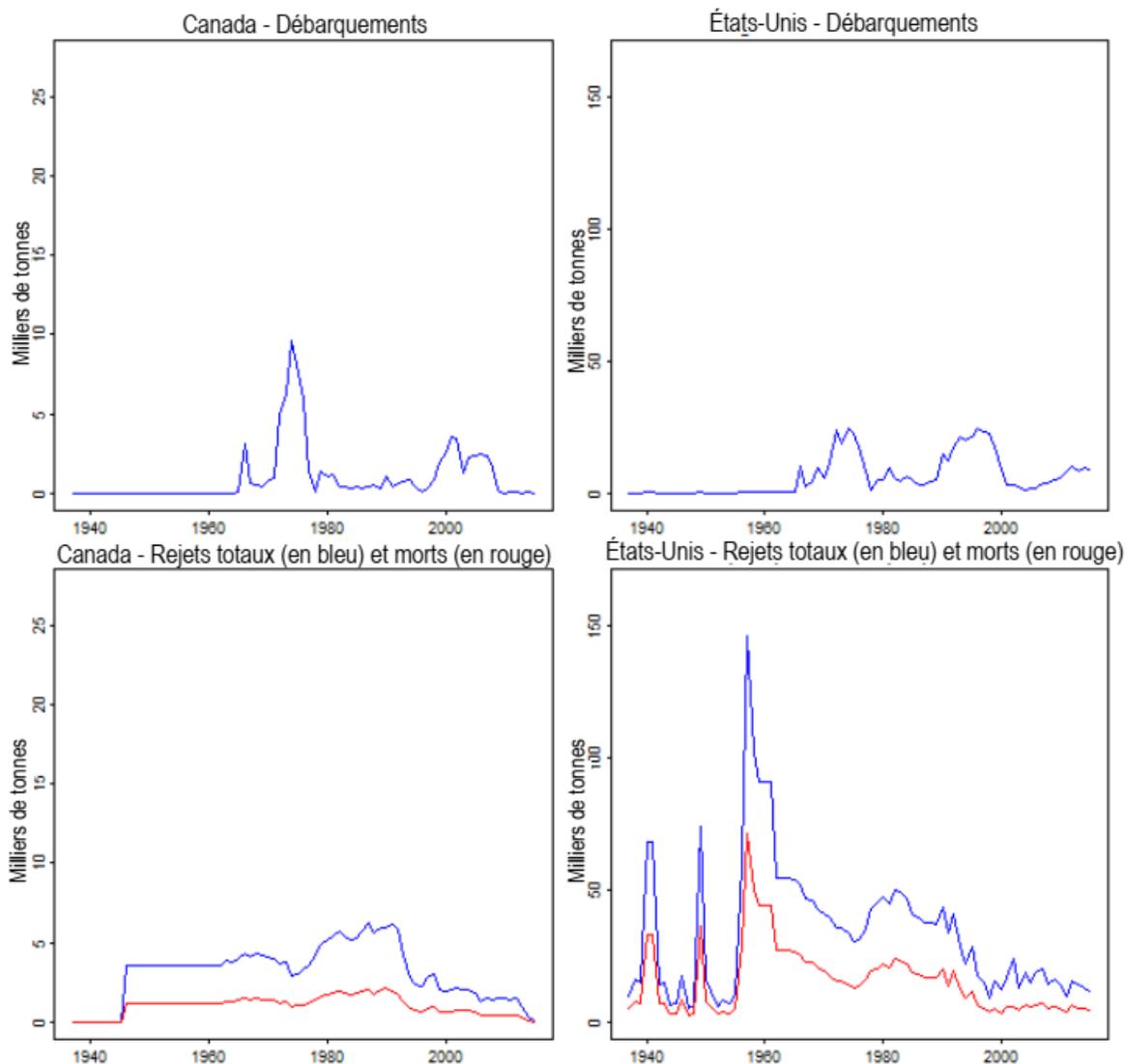


Figure 4. Total des débarquements et rejets (lignes bleues) et des rejets morts (lignes rouges) d'aiguillats communs, en milliers de tonnes métriques, de toutes les flottes (étrangères et nationales) opérant en eaux canadiennes ou étatsuniennes. Les prises canadiennes pour la période 1946–1961 sont réputées être égales à celles de 1962, et nulles les années précédentes.

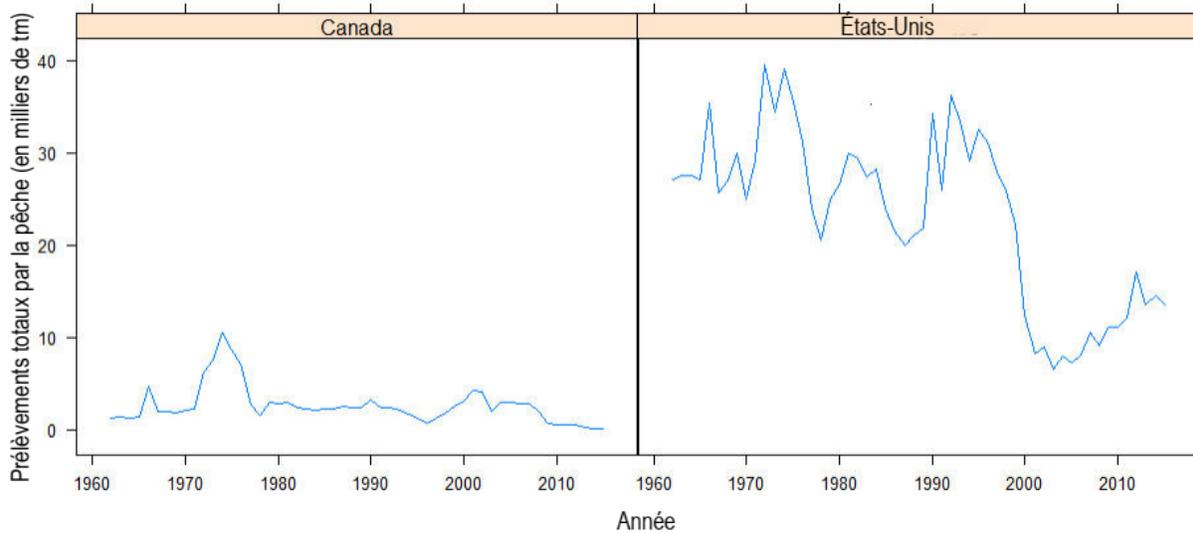


Figure 5. Série chronologique des prélèvements totaux d'aiguillats communs par la pêche (débarquements plus rejets), en milliers de tonnes métriques, pour les eaux territoriales canadiennes (graphique de gauche) et étatsuniennes (graphique de droite).

Composition des prises

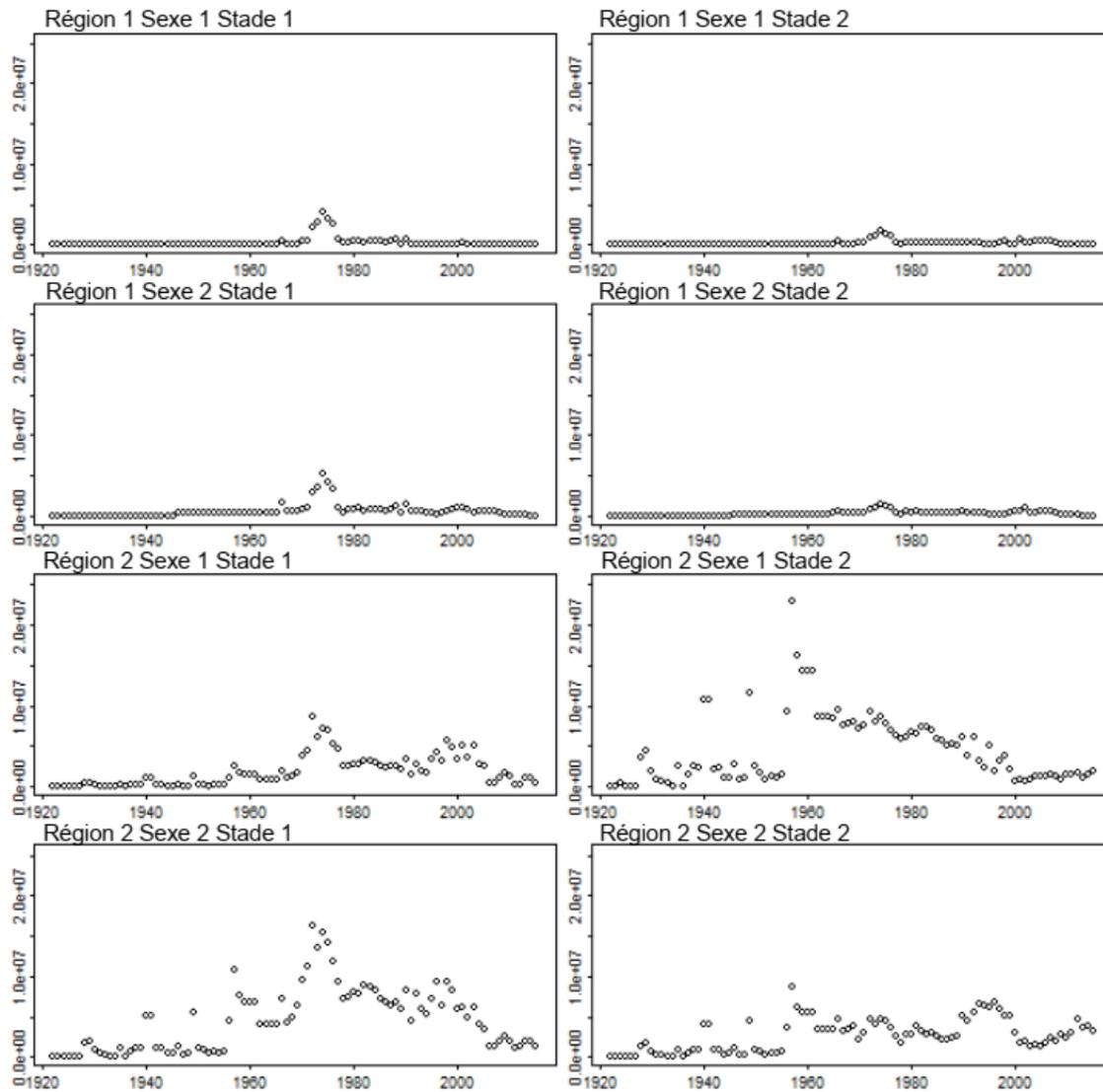


Figure 6. Composition des prises commerciales en nombre d'aiguillats communs par région, sexe et stade de maturité. Région 1 = Canada, 2 = États-Unis; sexe 1 = mâles, 2 = femelles; stade biologique 1 = juvéniles, 2 = adultes.

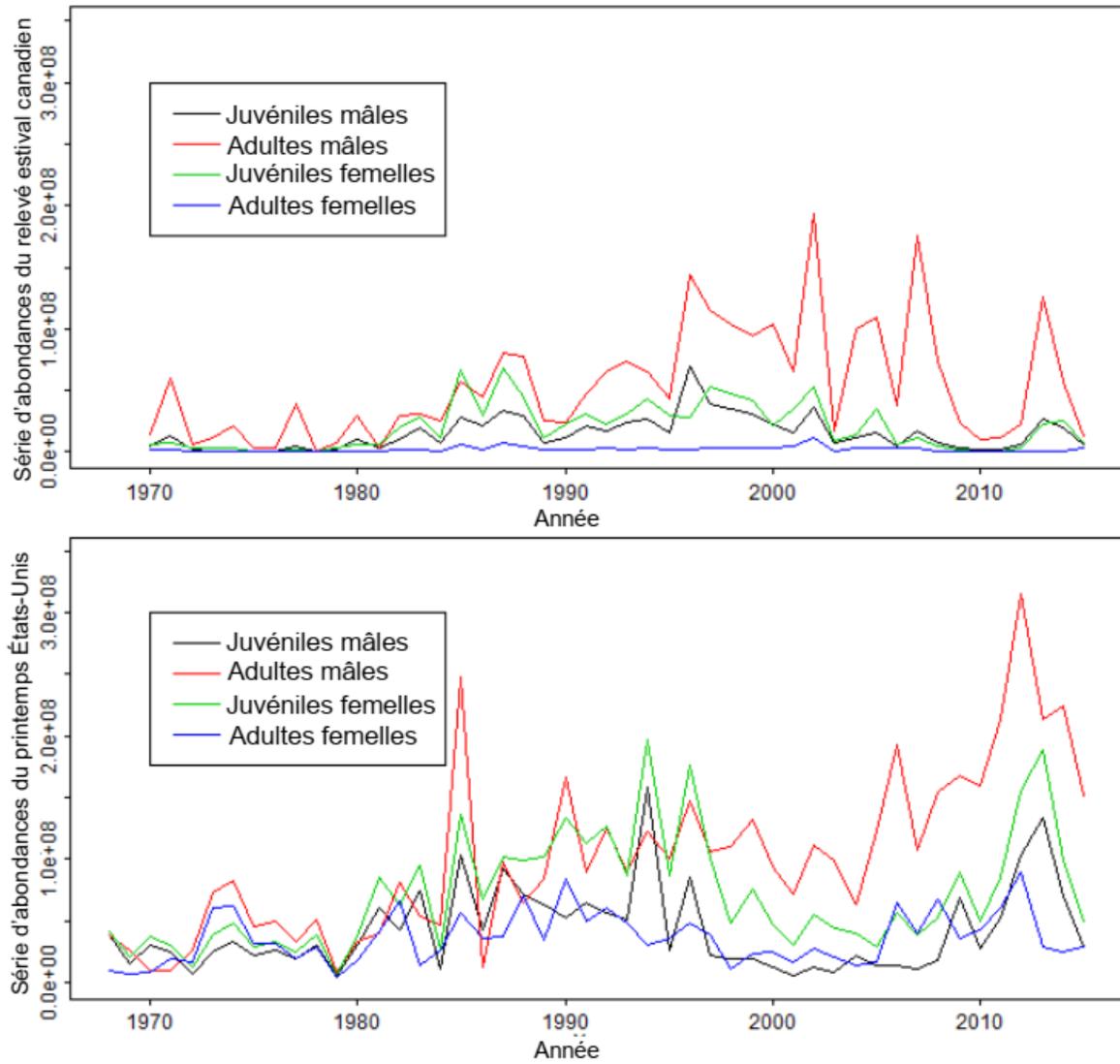


Figure 7. Estimations de l'abondance stratifiée de l'aiguillat commun dans le relevé estival canadien et le relevé printanier étatsunien, par sexe et stade de maturité.

Ajustements de l'abondance dans le relevé - Méthode d'estimation

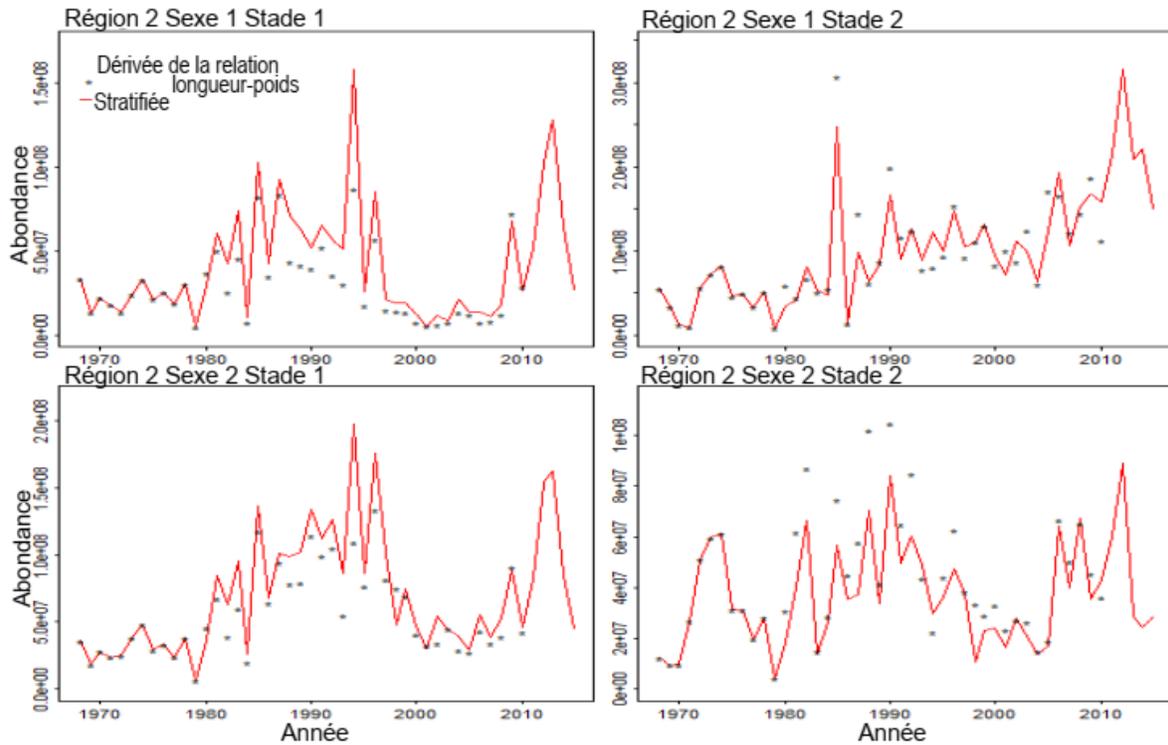


Figure 8. Comparaison de l'abondance stratifiée selon la longueur de l'aiguillat commun calculée directement à partir du relevé printanier du NMFS (lignes rouges), avec des estimations calculées à partir de la biomasse selon la longueur (points) comme dans le cadre d'évaluation précédent de l'aiguillat commun.

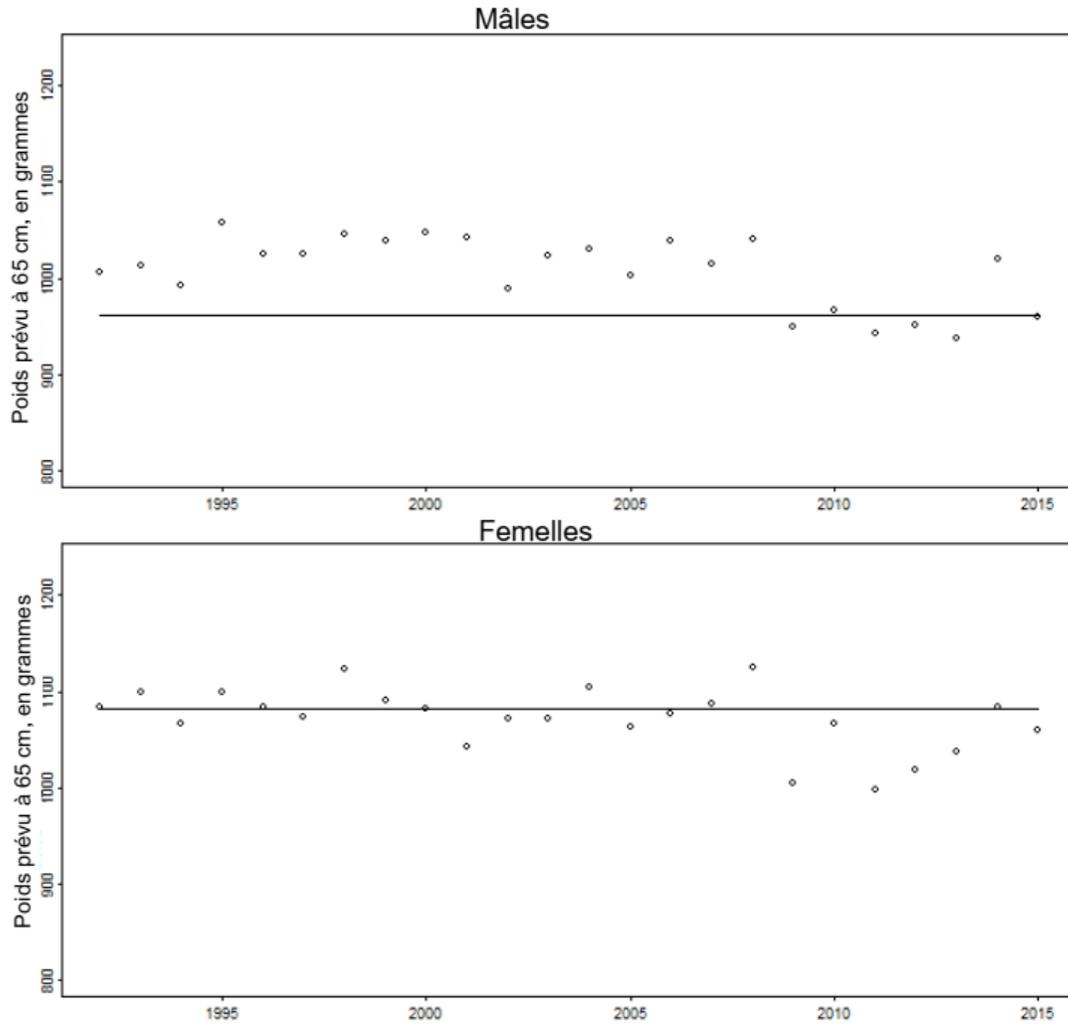


Figure 9. Évaluation de la variabilité de la relation longueur-poids pour l'aiguillat commun par rapport aux valeurs indiquées dans Nammack et al. (1985). Les points représentent le poids prévu d'un aiguillat commun de 65 cm de 1992 à 2015, et la moyenne de 1980 à 1981 est représentée par une ligne pleine.

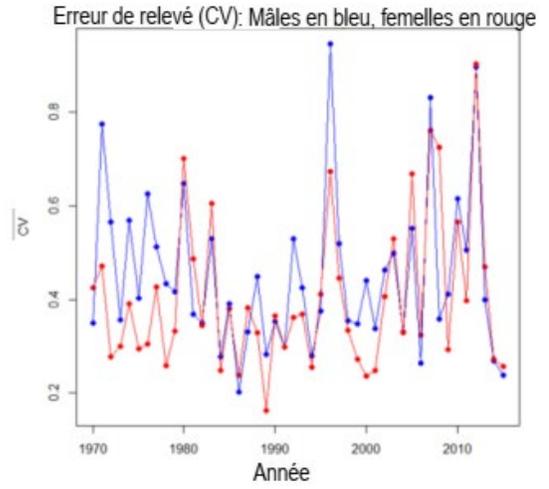
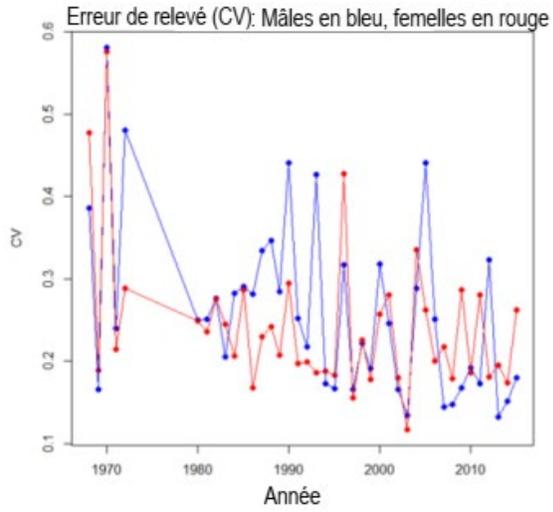


Figure 10. Coefficient de variation (CV) annuel pour les aiguillats communs mâles (lignes rouges) et femelles (lignes bleues) dans le relevé printanier du NMFS (graphique de gauche) et le relevé estival du Canada (graphique de droite).

Composition des prises en milliers

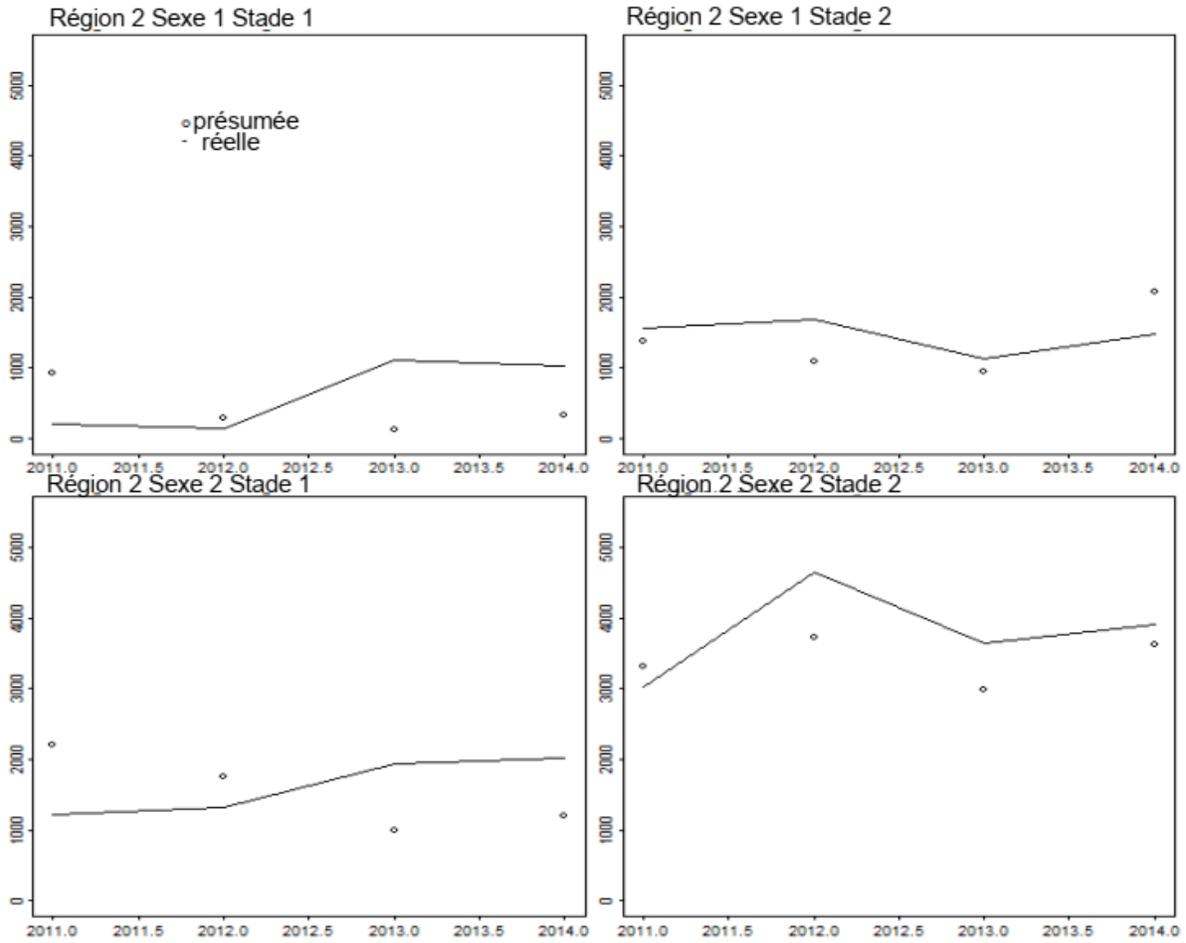


Figure 11. Comparaison de la composition des prises commerciales étatsuniennes d'aiguillats communs de 2011–2015 (lignes) avec les valeurs présumées à l'aide des statistiques sommaires du dernier cadre d'évaluation (points). Région 1 = Canada, 2 = États-Unis; sexe 1 = mâles, 2 = femelles; stade biologique 1 = juvéniles, 2 = adultes.

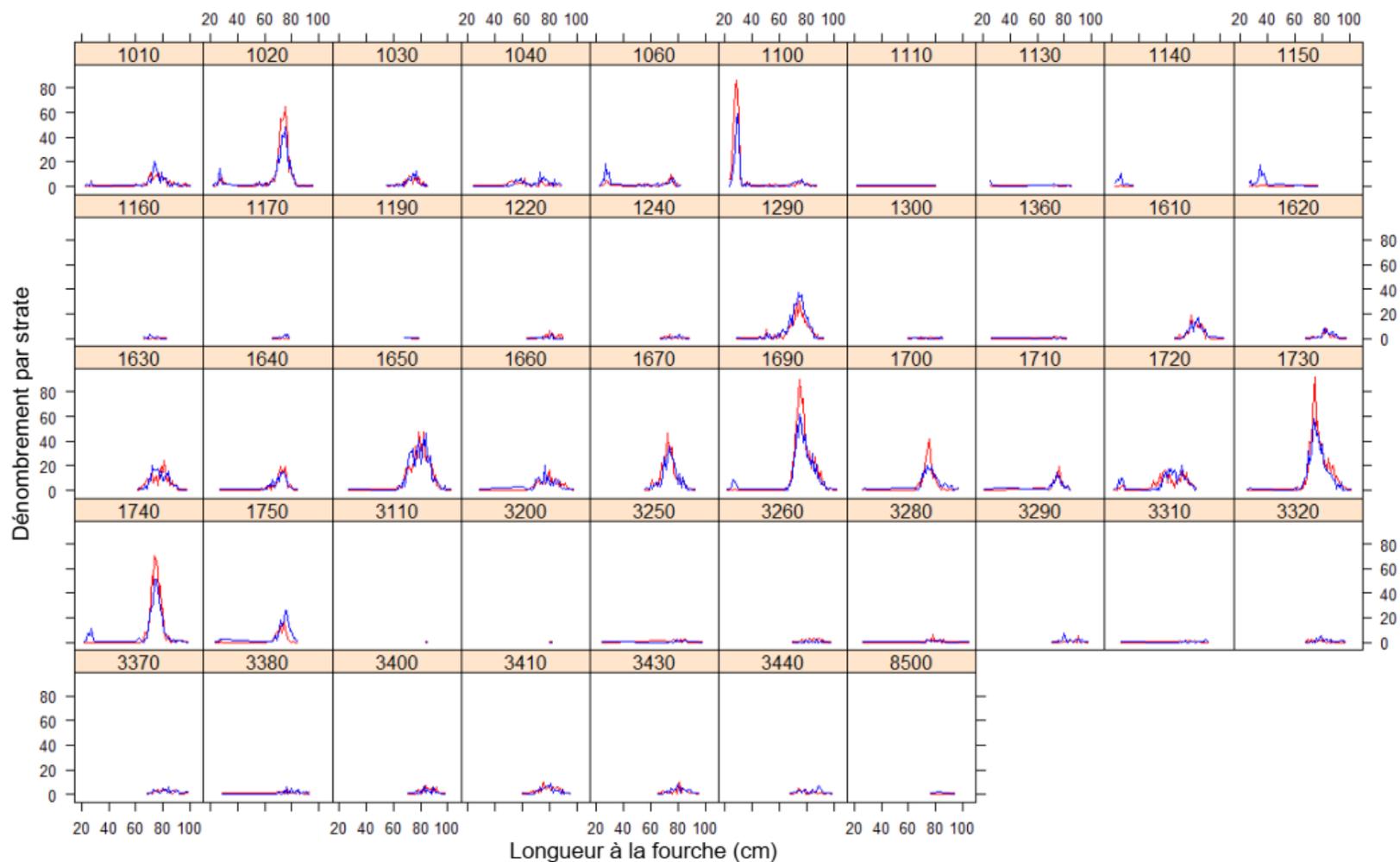


Figure 12. Dénombrements totaux des aiguillats communs d'après le relevé printanier du NMFS dans les strates échantillonnées par l'Albatross (lignes rouges) et le Bigelow (lignes bleues) lors de l'étude par traits appariés en 2008.

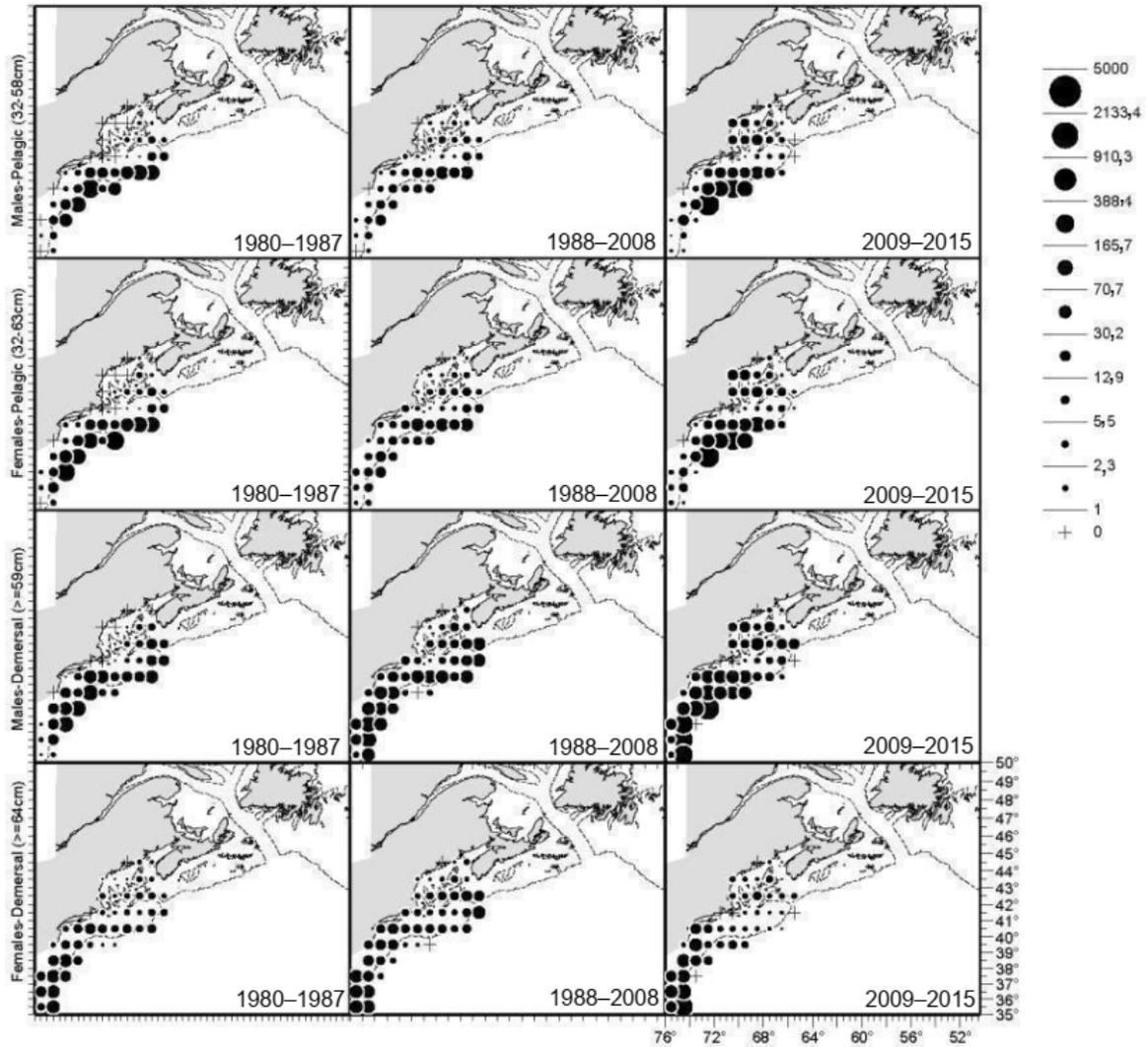


Figure 13. Nombre d'aiguillats communs capturés par le relevé printanier en 1980–1987, 1988–2008 et 2009–2015. La moyenne des prises est calculée sur des carrés d'une minute pour chaque période. L'isobathe de 200 m est représentée par une ligne tiretée.

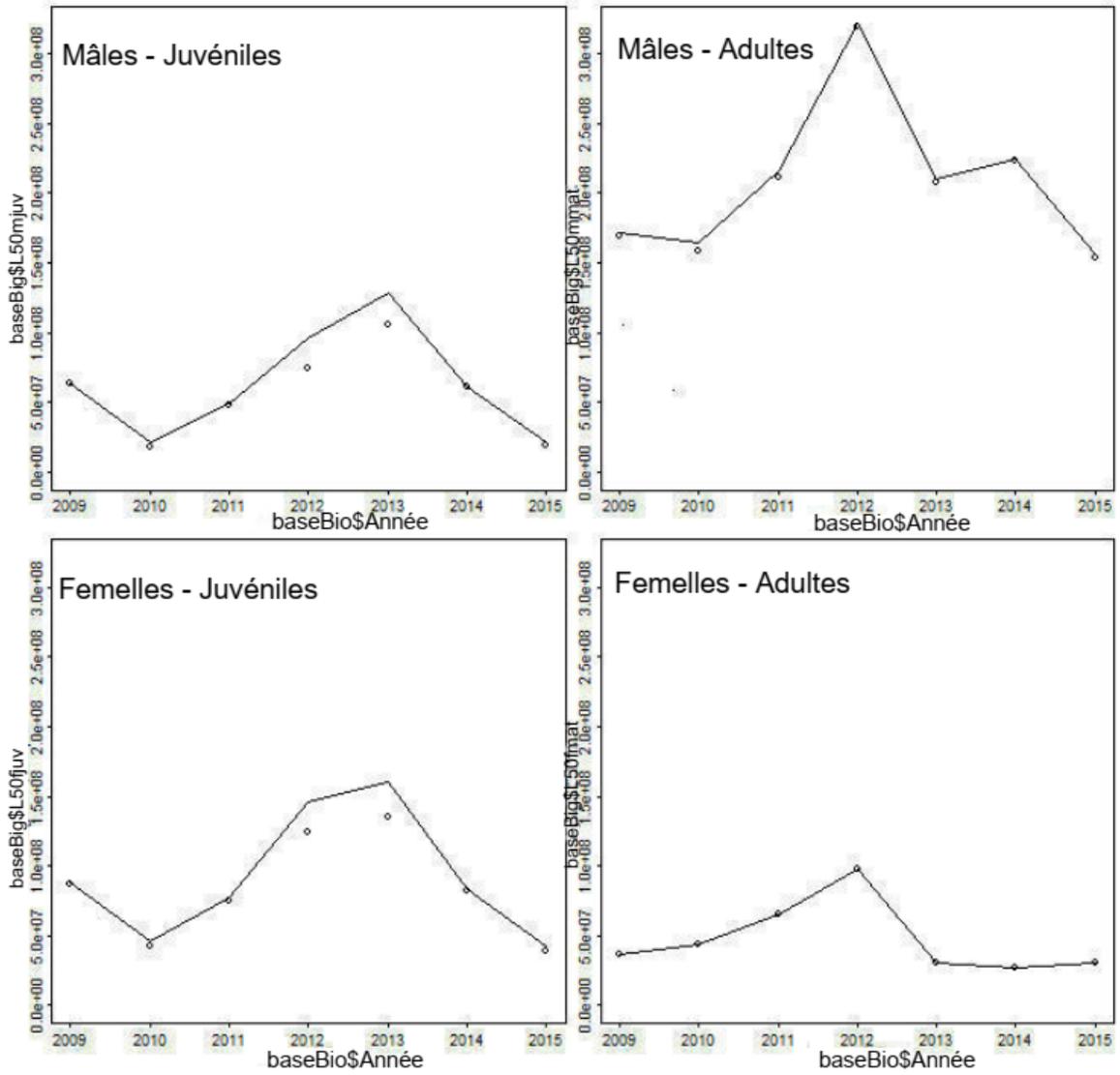


Figure 14. Comparaison de l'abondance dans le relevé stratifié de l'aiguillat commun, par sexe et stade biologique, calculée à partir de l'échantillonnage par le Bigelow (lignes) pendant la période 2009–2015, avec des estimations recalculées (points) à partir d'une randomisation qui sélectionne moins d'échantillons par strate pour imiter le niveau d'échantillonnage effectué avant 2008 par l'Albatross.

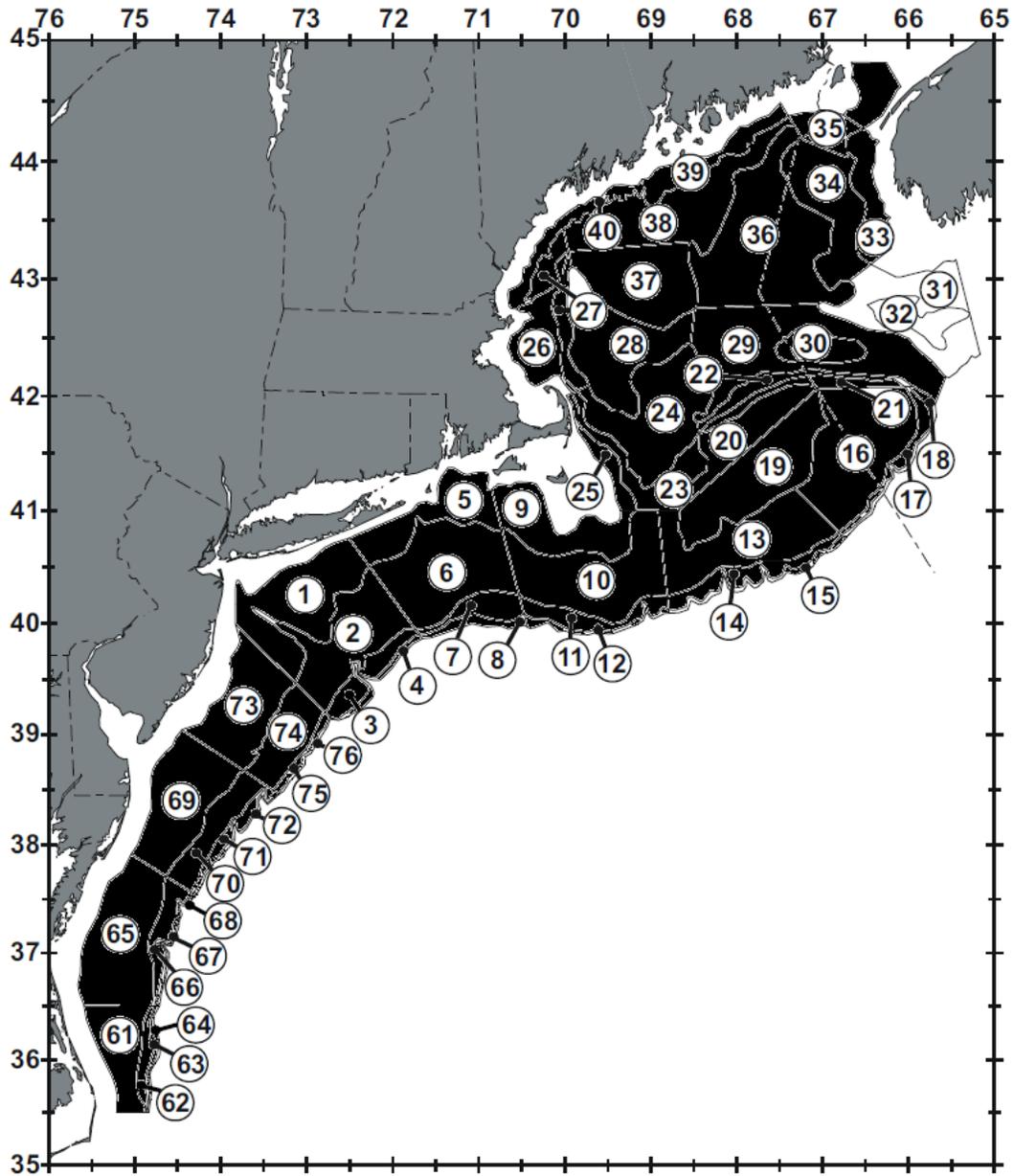


Figure 15. Strates de la zone hauturière échantillonnées lors du relevé printanier du NMFS; les strates incluses dans la définition du stock de l'aiguillat commun sont colorées en noir. Réimprimé d'après la figure 2 dans NEFSC (2006).

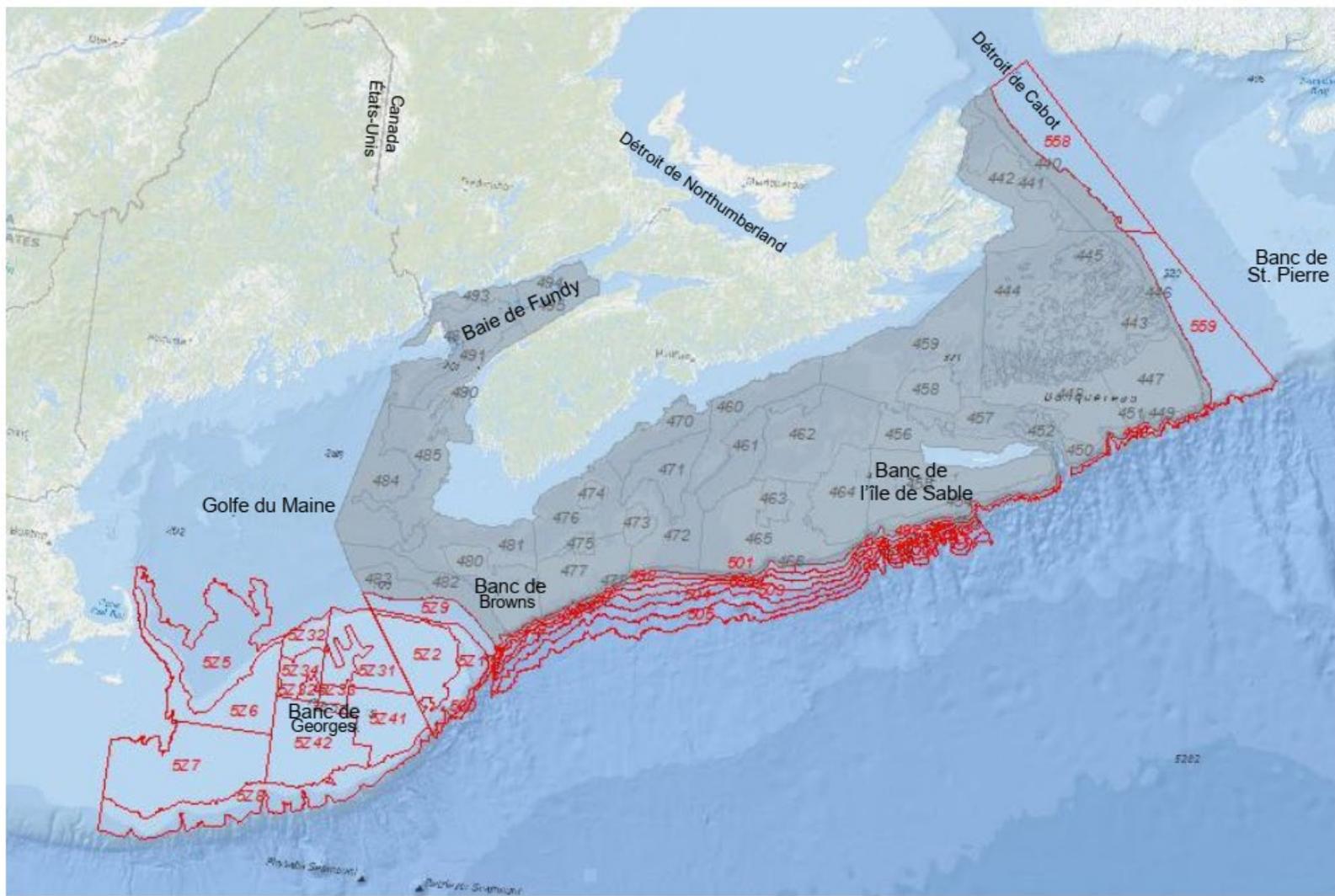


Figure 16. Strates d'échantillonnage des relevés canadiens de printemps et d'été par navire de recherche; les strates incluses dans la définition du stock de l'aiguillat commun sont colorées en gris.

Aiguillat commun

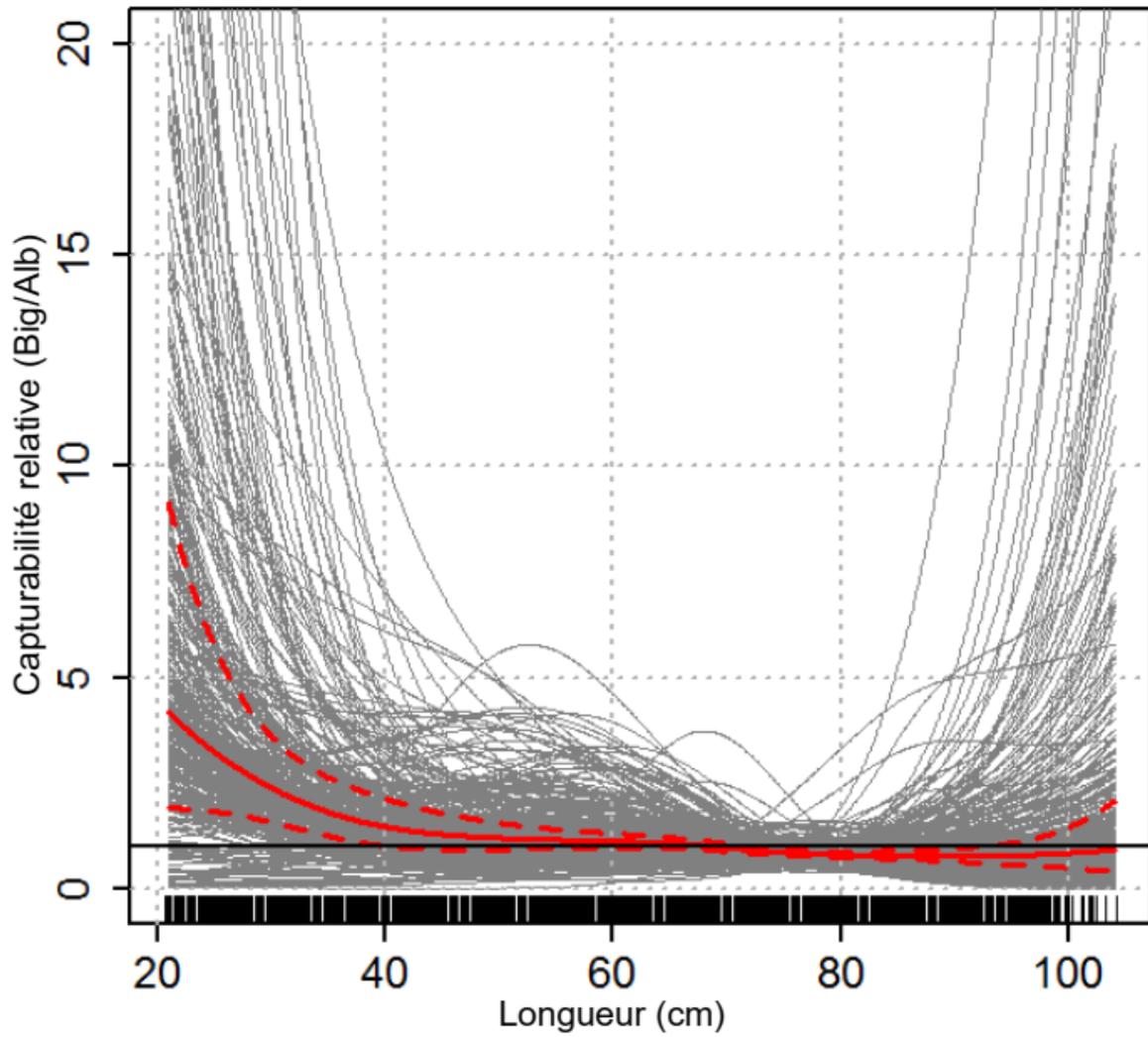


Figure 17. Moyenne estimée (ligne rouge), intervalle de confiance à 95 % (lignes rouges tiretées) et capturabilité relative selon la longueur propre à chaque station (lignes grises) de l'aiguillat commun à partir du modèle linéaire généralisé bêta binomial à effets mixtes choisi parmi la série de modèles de Miller (2013).

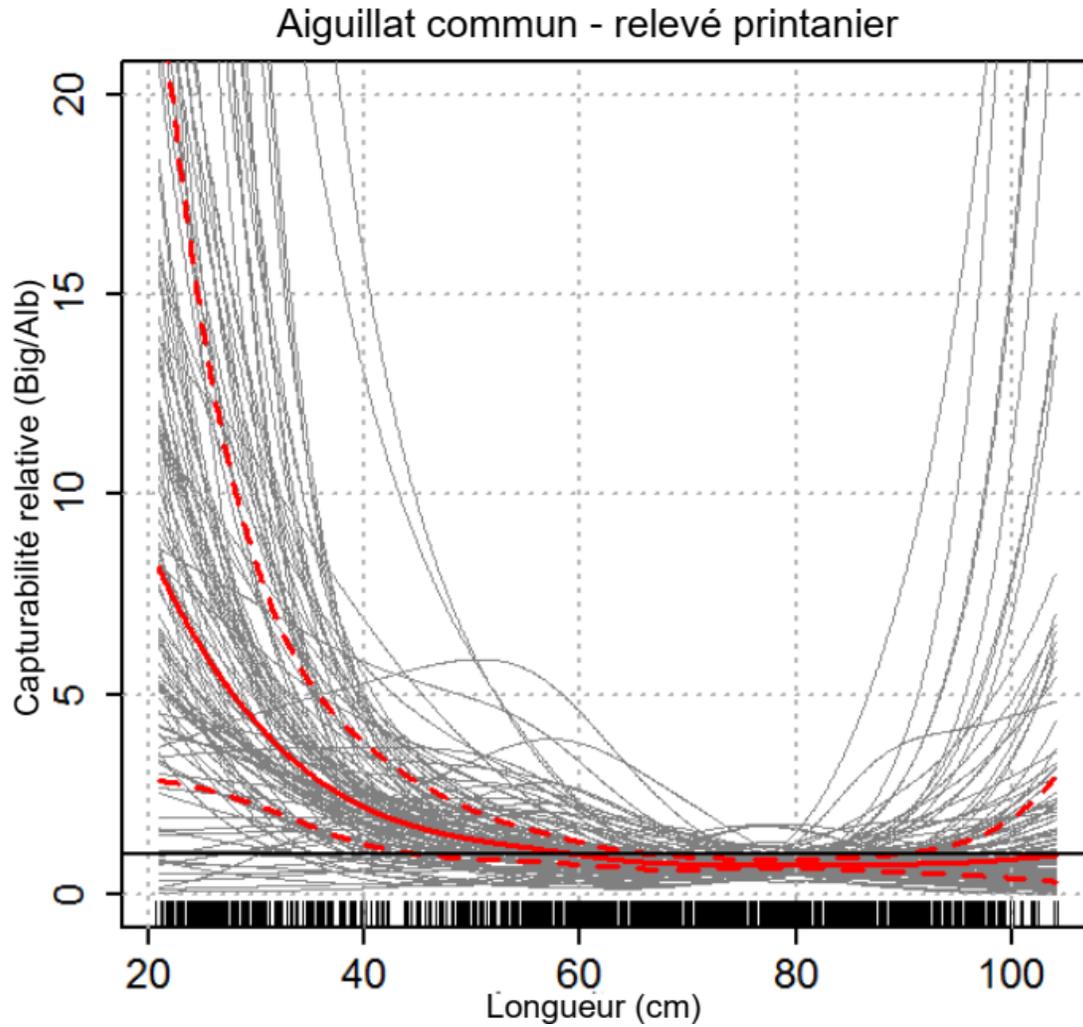


Figure 18. Moyenne estimée (ligne rouge), intervalle de confiance à 95 % (lignes rouges tiretées) et capturabilité relative selon la longueur propre à chaque station (lignes grises) de l'aiguillat commun à partir du modèle linéaire généralisé bêta binomial à effets mixtes choisi, avec les données sur les traits appariés du relevé printanier exclusivement.

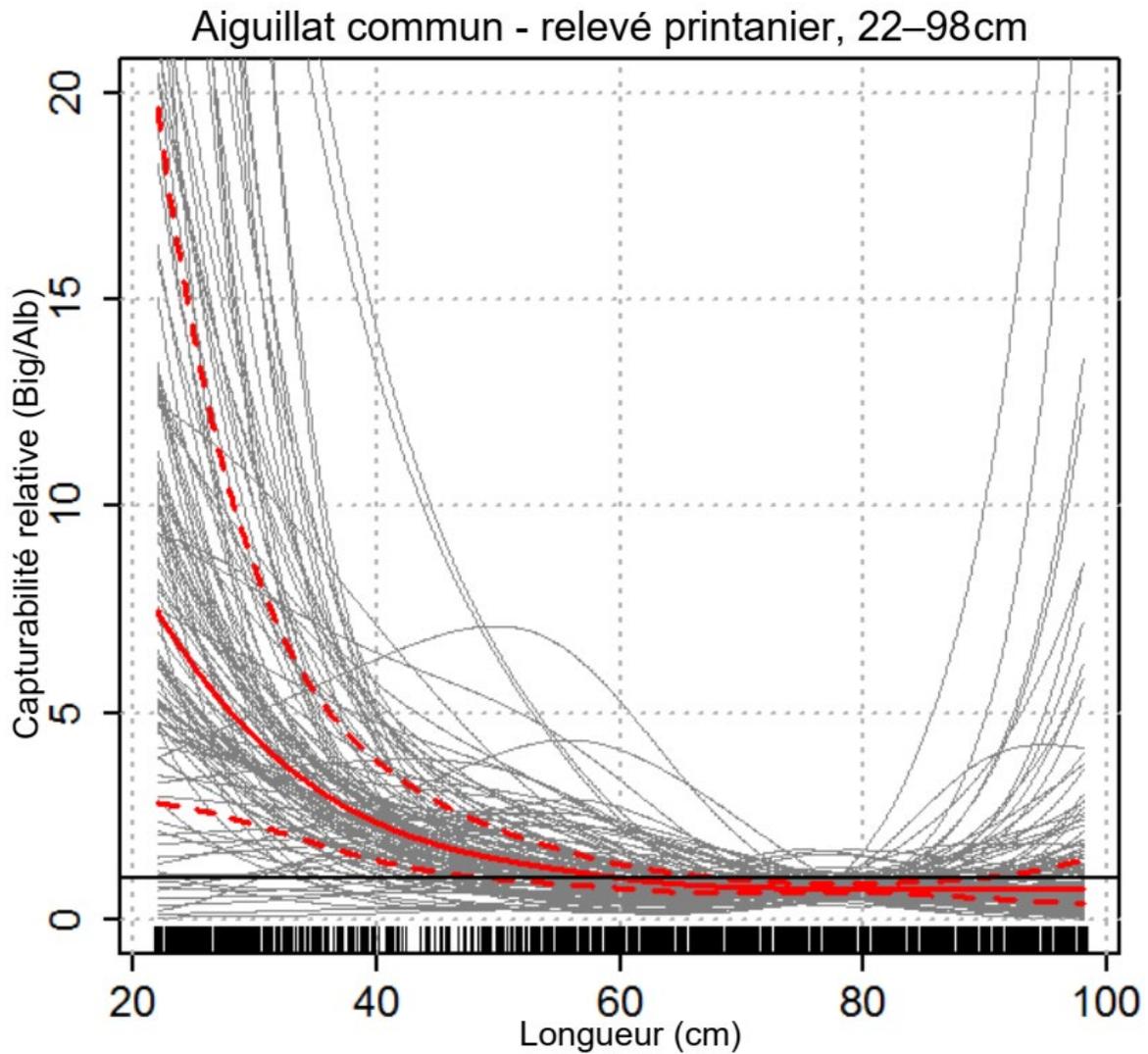


Figure 19. Moyenne estimée (ligne rouge), intervalle de confiance à 95 % (lignes rouges tiretées) et capturabilité relative selon la longueur propre à chaque station (lignes grises) de l'aiguillat commun à partir du modèle linéaire généralisé bêta binomial à effets mixtes choisi, avec les données sur les traits appariés du relevé printanier exclusivement et une fourchette de longueurs limitée aux tailles pour lesquelles l'un ou l'autre des navires avait capturé au moins 10 poissons.

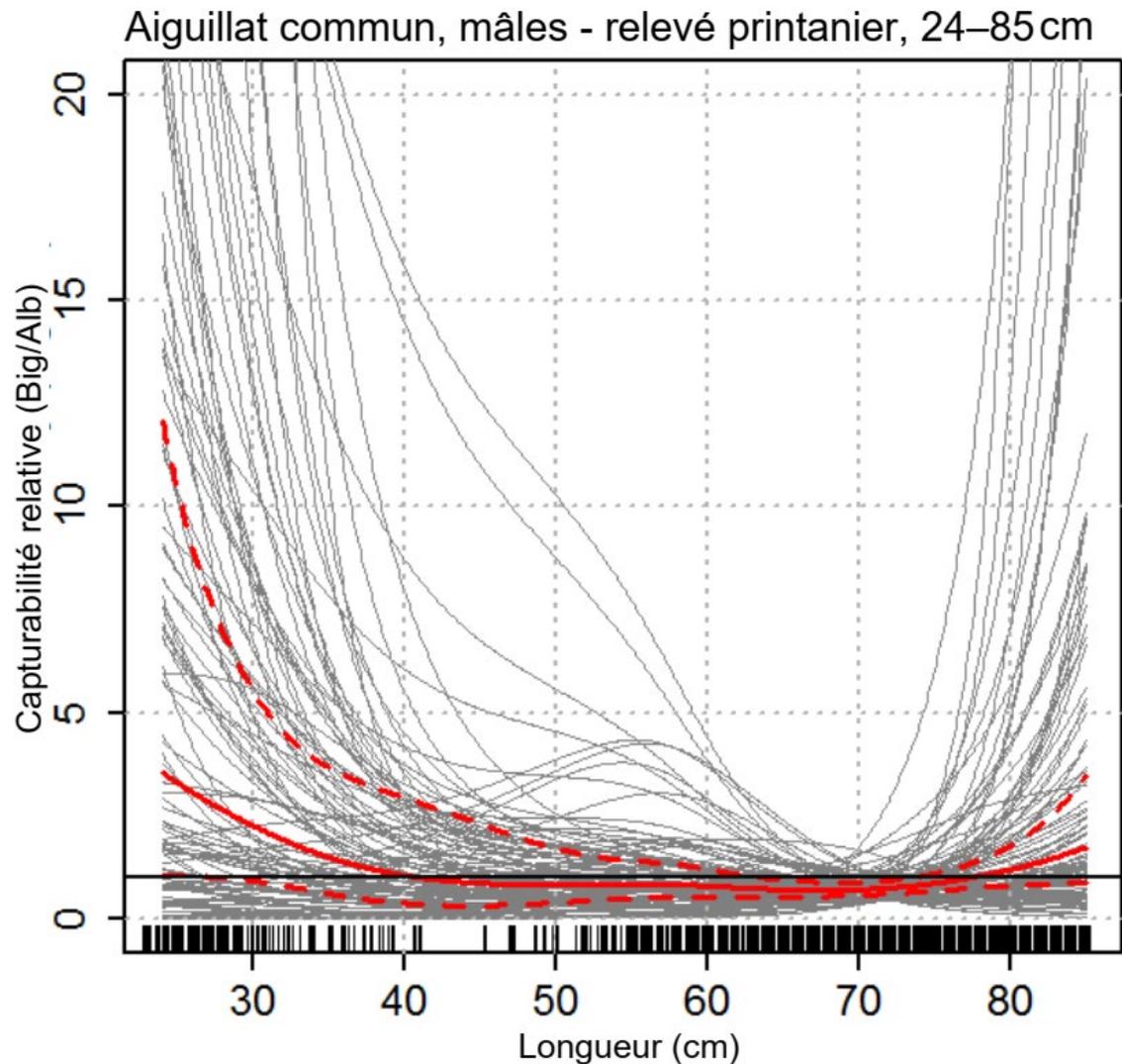


Figure 20. Moyenne estimée (ligne rouge), intervalle de confiance à 95 % (lignes rouges tiretées) et capturabilité relative selon la longueur propre à chaque station (lignes grises) des aiguillats communs mâles à partir du modèle linéaire généralisé bêta binomial à effets mixtes choisi, avec les données sur les traits appariés du relevé printanier exclusivement et une fourchette de longueurs limitée aux tailles pour lesquelles l'un ou l'autre des navires avait capturé au moins 10 poissons.

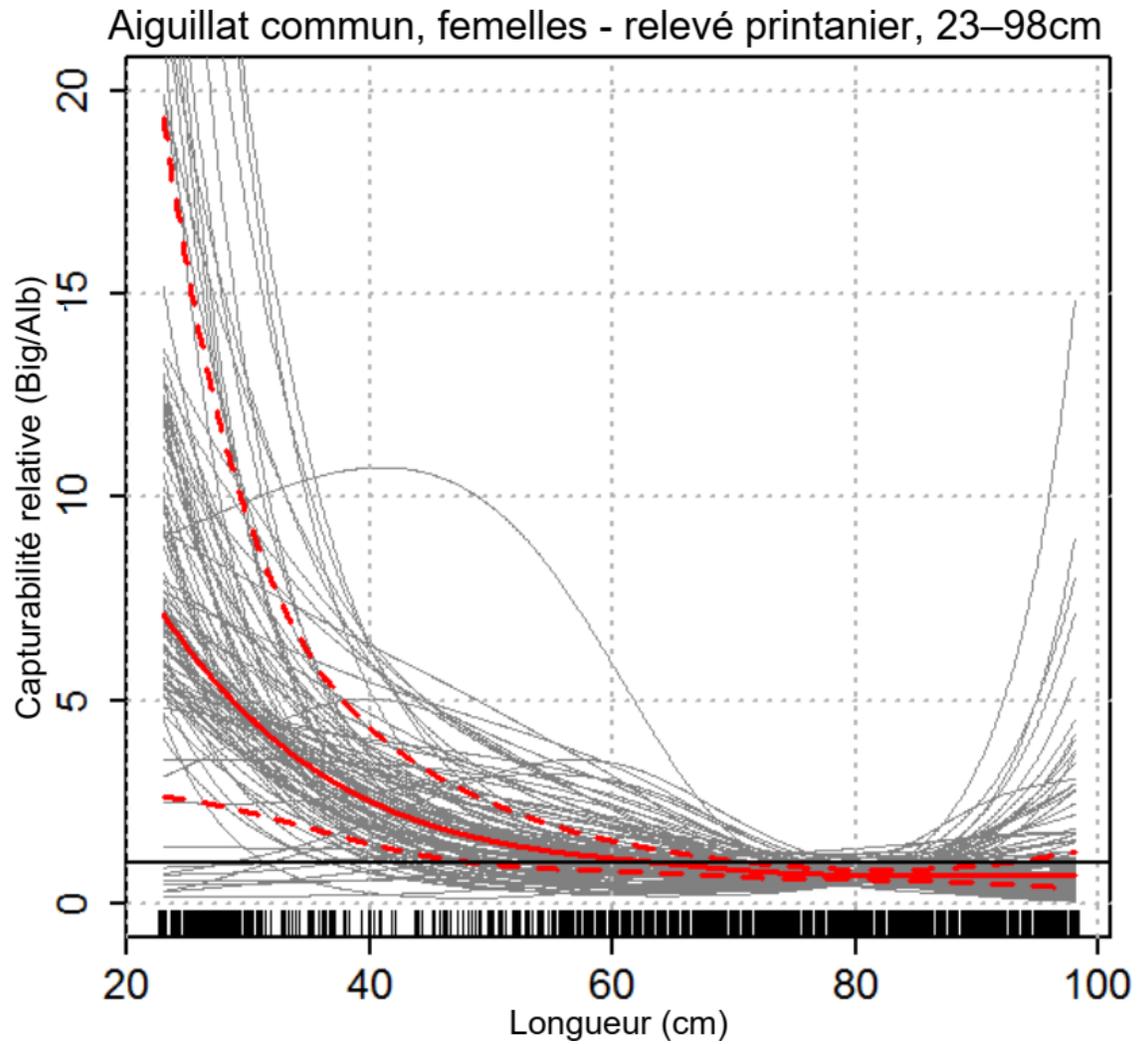


Figure 21. Moyenne estimée (ligne rouge), intervalle de confiance à 95 % (lignes rouges tiretées) et capturabilité relative selon la longueur propre à chaque station (lignes grises) des aiguillats communs femelles à partir du modèle linéaire généralisé bêta binomial à effets mixtes choisi, avec les données sur les traits appariés du relevé printanier exclusivement et une fourchette de longueurs limitée aux tailles pour lesquelles l'un ou l'autre des navires avait capturé au moins 10 poissons.

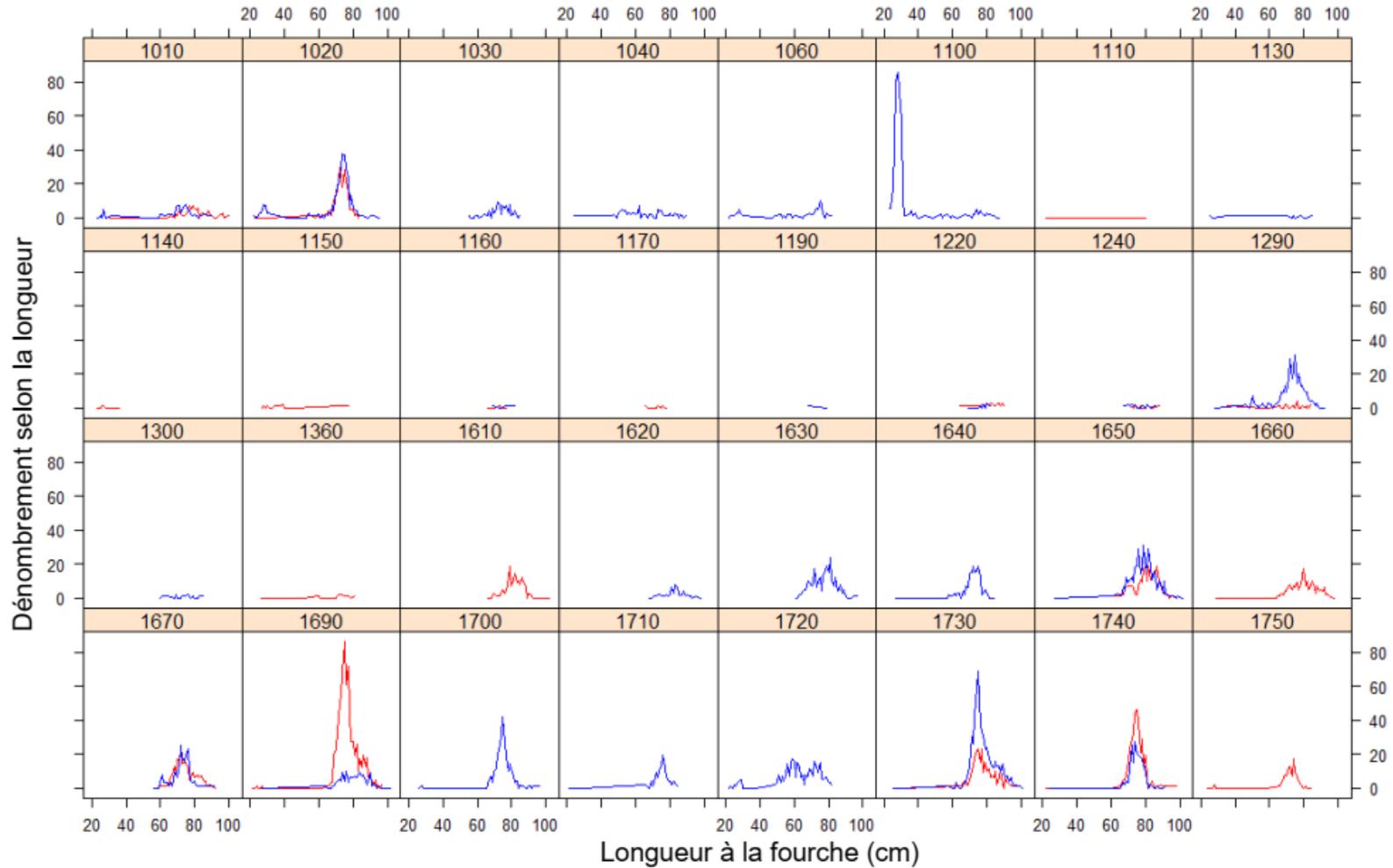


Figure 22. Dénombrements totaux d'aiguillats communs d'après le relevé printanier du NMFS dans les strates échantillonnées par l'Albatross le jour (lignes bleues) et la nuit (lignes rouges) lors de l'étude par traits appariés en 2008.

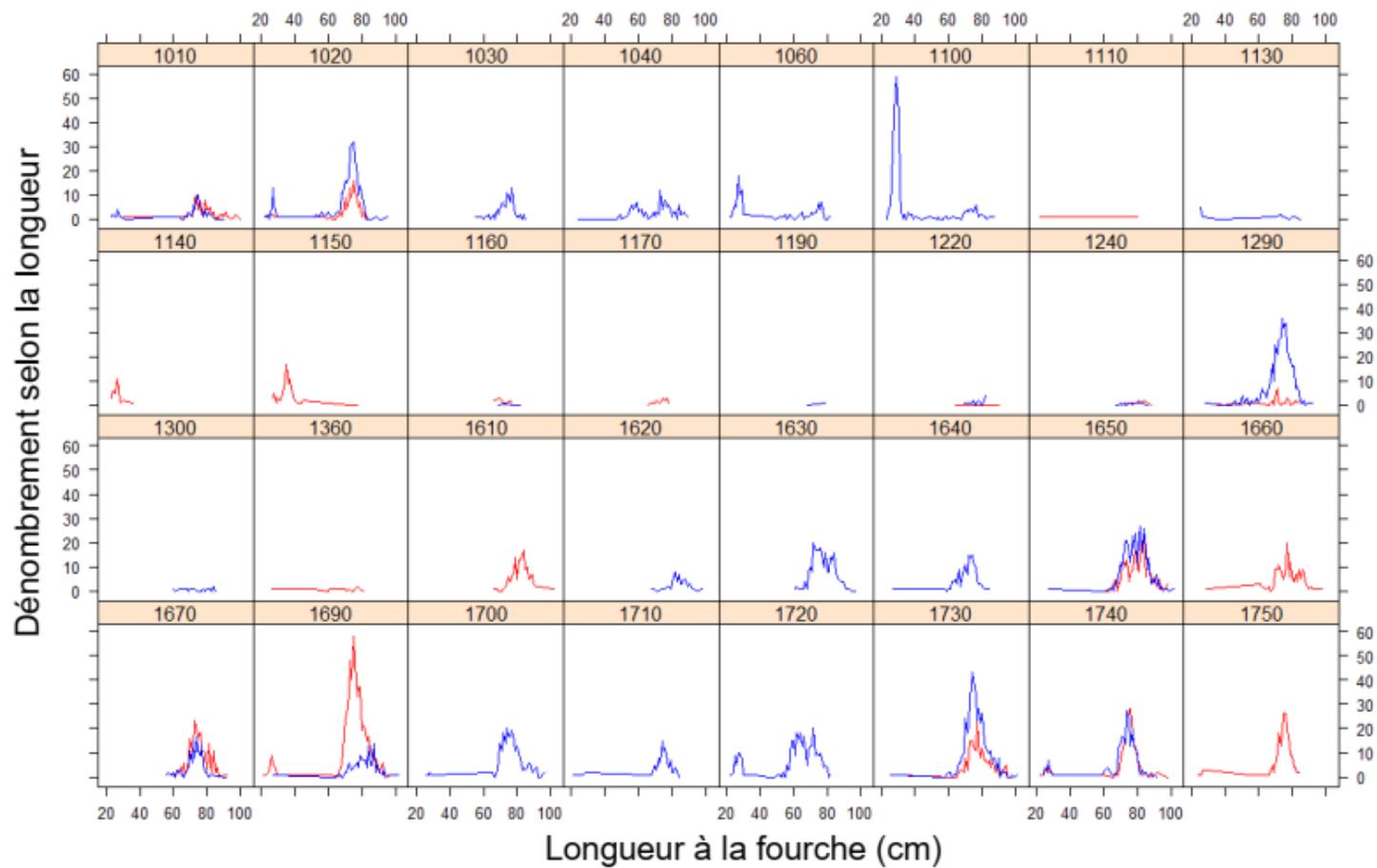


Figure 23. Dénombrements totaux d'aiguillats communs d'après le relevé printanier du NMFS dans les strates échantillonnées par le Bigelow le jour (lignes bleues) et la nuit (lignes rouges) lors de l'étude par traits appariés en 2008.

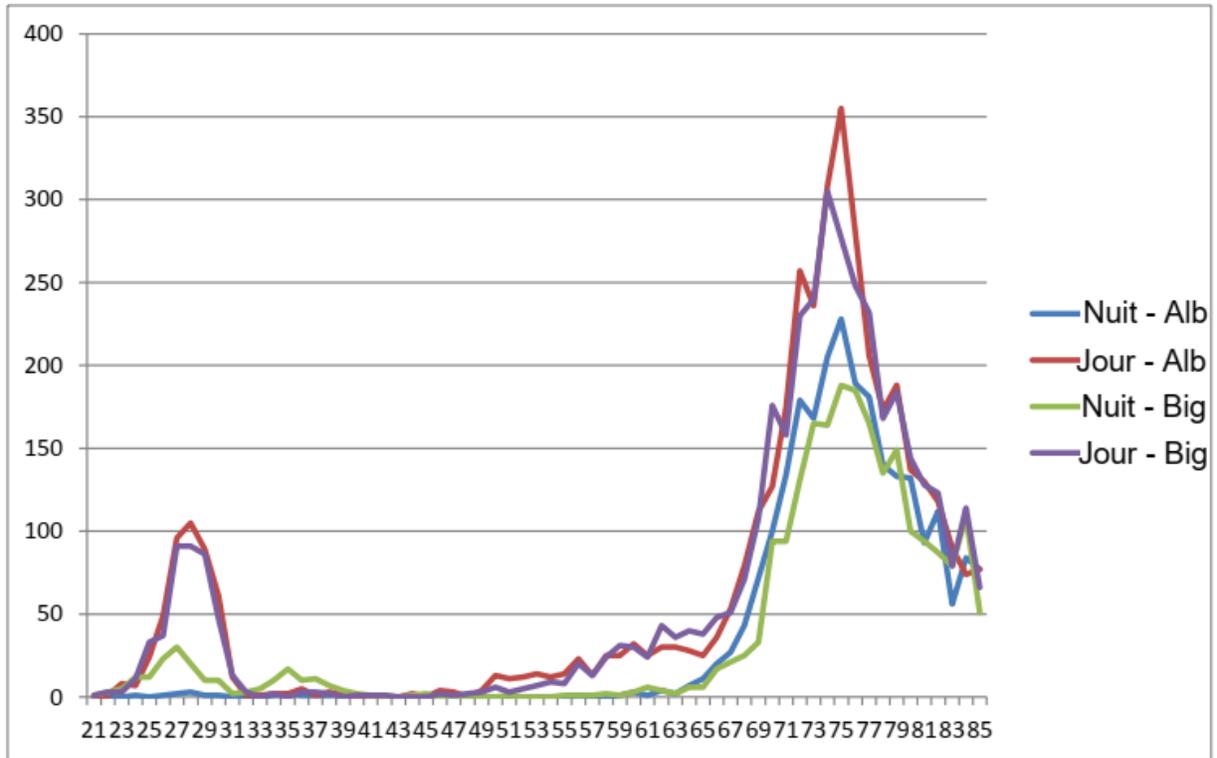


Figure 24. Prises totales d'aiguillats communs selon la longueur par l'Albatross (Alb) et le Bigelow (Big) lors de l'étude d'étalonnage de 2008 pour les traits effectués de jour et de nuit.

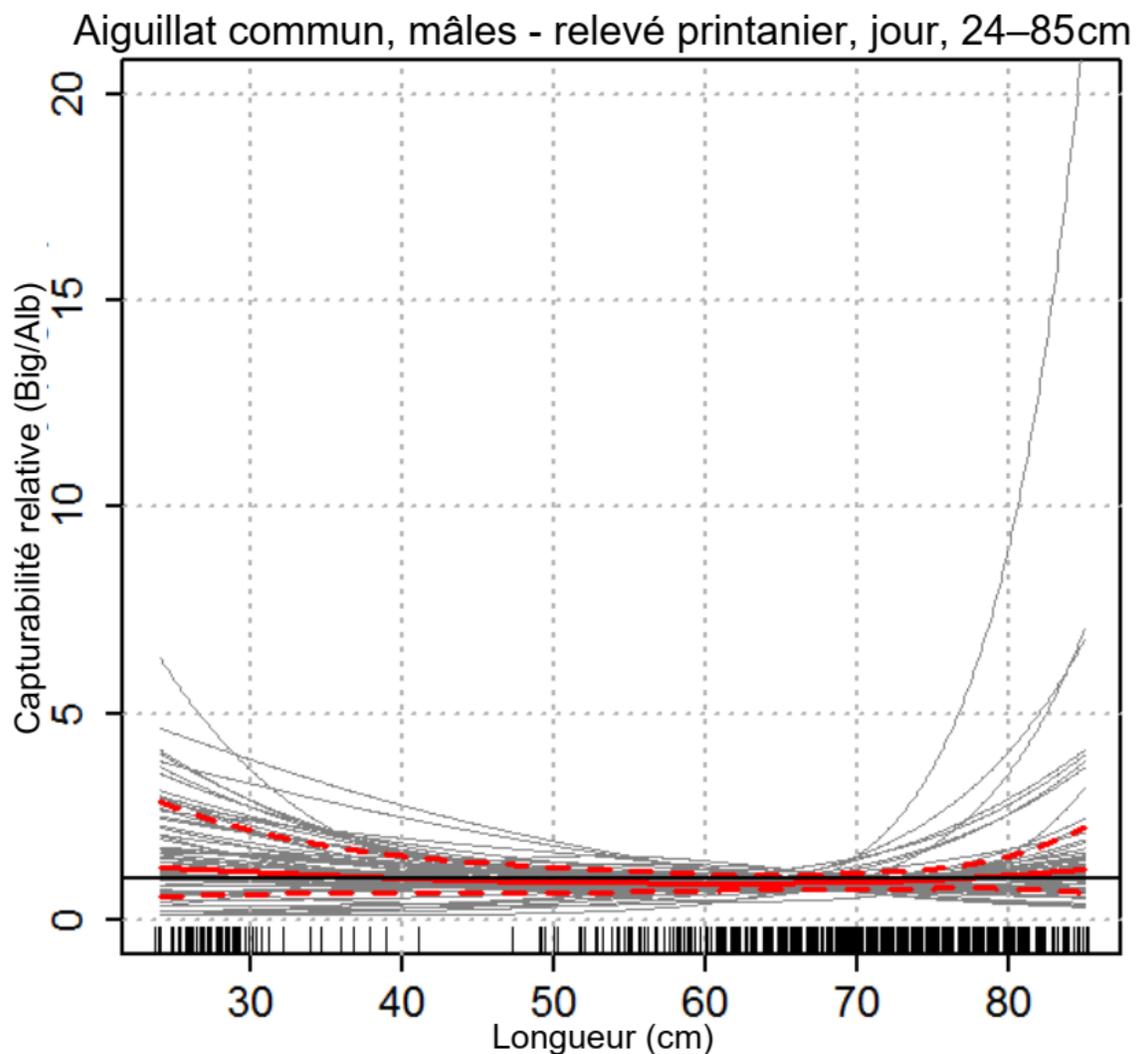


Figure 25. Moyenne estimée (ligne rouge), intervalle de confiance à 95 % (lignes rouges tiretées) et capturabilité relative selon la longueur propre à chaque station (lignes grises) des aiguillats communs mâles à partir du modèle linéaire généralisé bêta binomial à effets mixtes choisi, avec les données sur les traits appariés du relevé printanier recueillies le jour exclusivement et une fourchette de longueurs limitée aux tailles pour lesquelles l'un ou l'autre des navires avait capturé au moins 10 poissons.

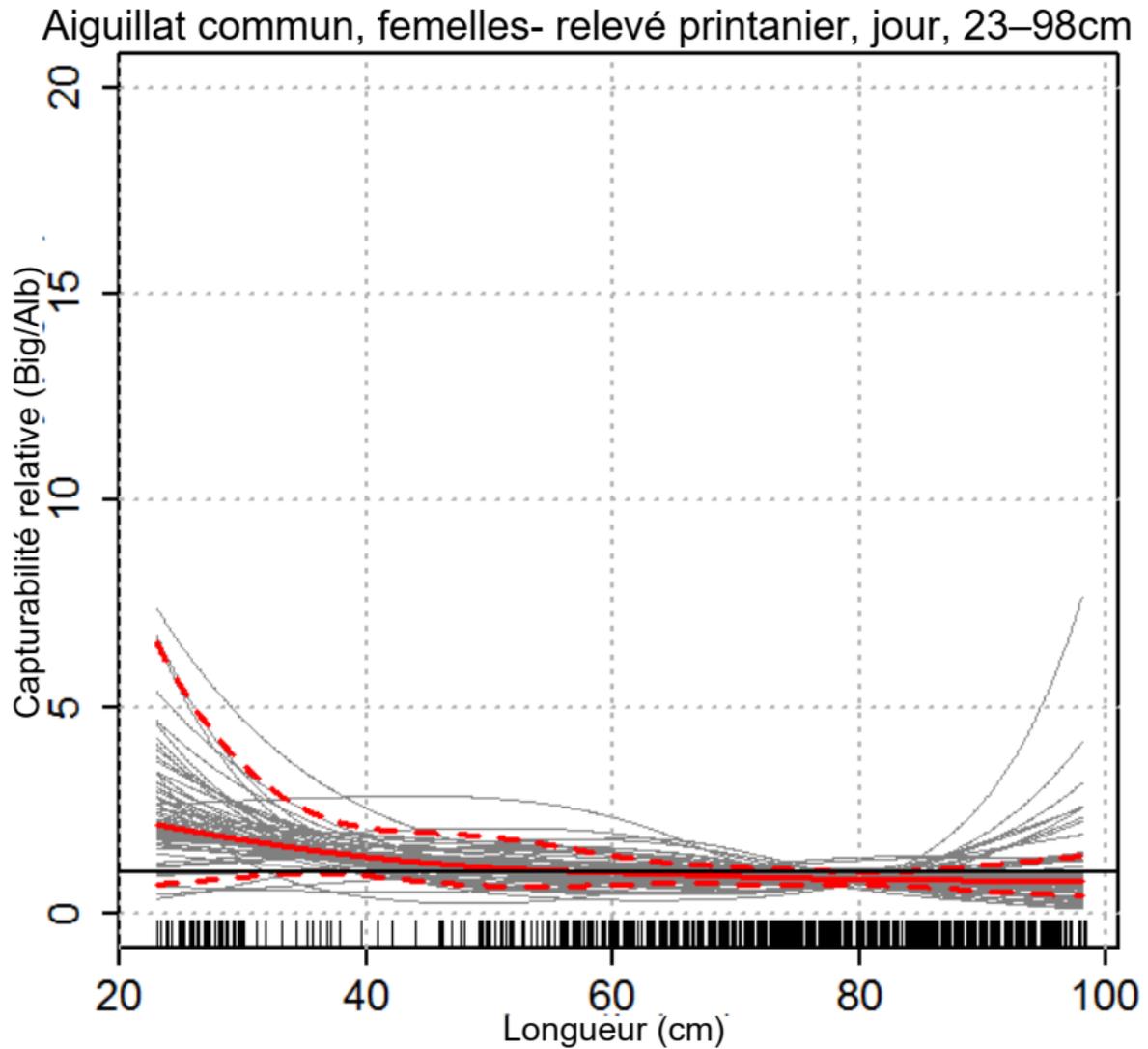


Figure 26. Moyenne estimée (ligne rouge), intervalle de confiance à 95 % (lignes rouges tiretées) et capturabilité relative selon la longueur propre à chaque station (lignes grises) des aiguillats communs femelles à partir du modèle linéaire généralisé bêta binomial à effets mixtes choisi, avec les données sur les traits appariés du relevé printanier recueillies le jour exclusivement et une fourchette de longueurs limitée aux tailles pour lesquelles l'un ou l'autre des navires avait capturé au moins 10 poissons.

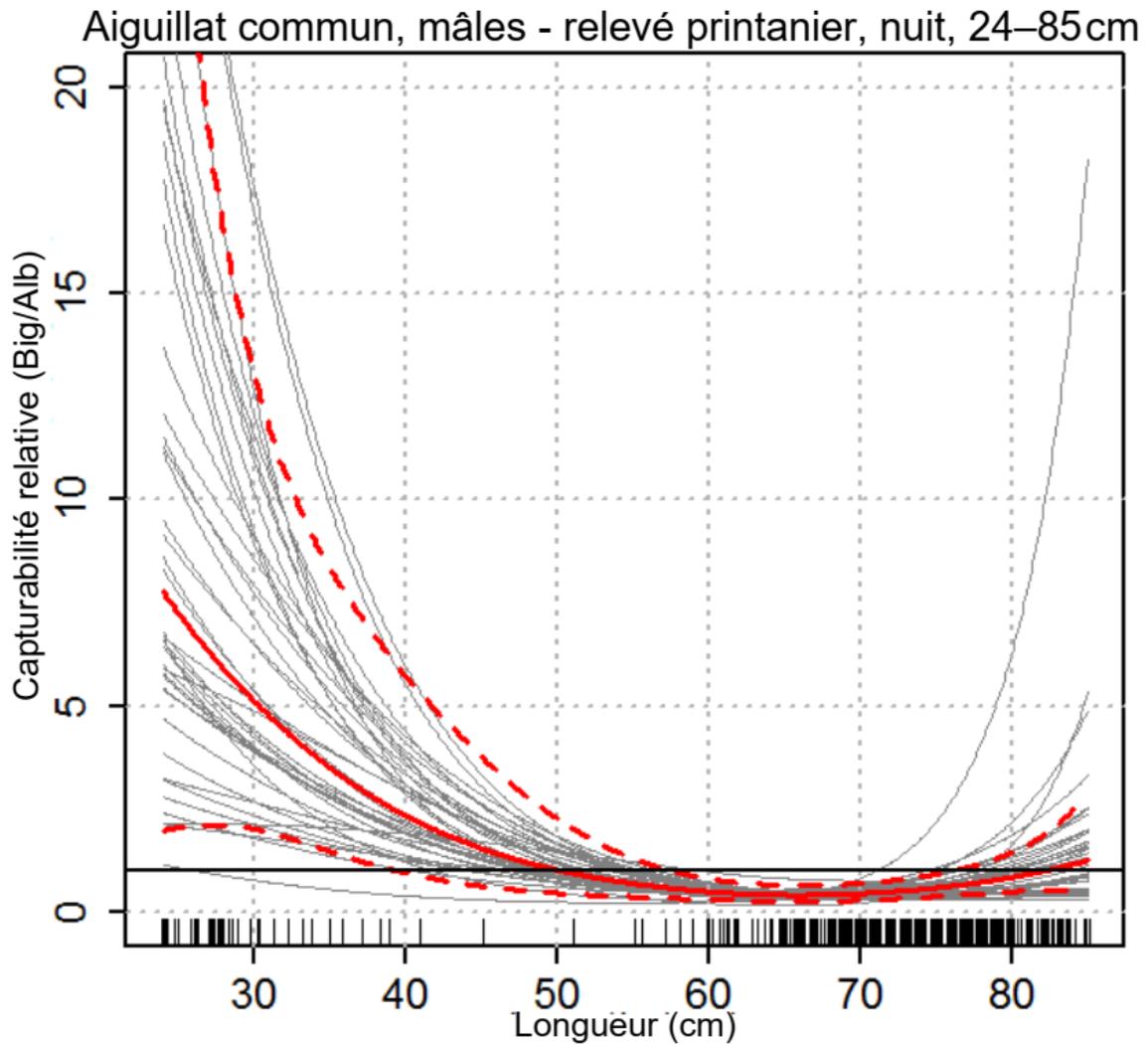


Figure 27. Moyenne estimée (ligne rouge), intervalle de confiance à 95 % (lignes rouges tiretées) et capturabilité relative selon la longueur propre à chaque station (lignes grises) des aiguillats communs mâles à partir du modèle linéaire généralisé bêta binomial à effets mixtes choisi, avec les données sur les traits appariés du relevé printanier recueillies la nuit exclusivement et une fourchette de longueurs limitée aux tailles pour lesquelles l'un ou l'autre des navires avait capturé au moins 10 poissons.

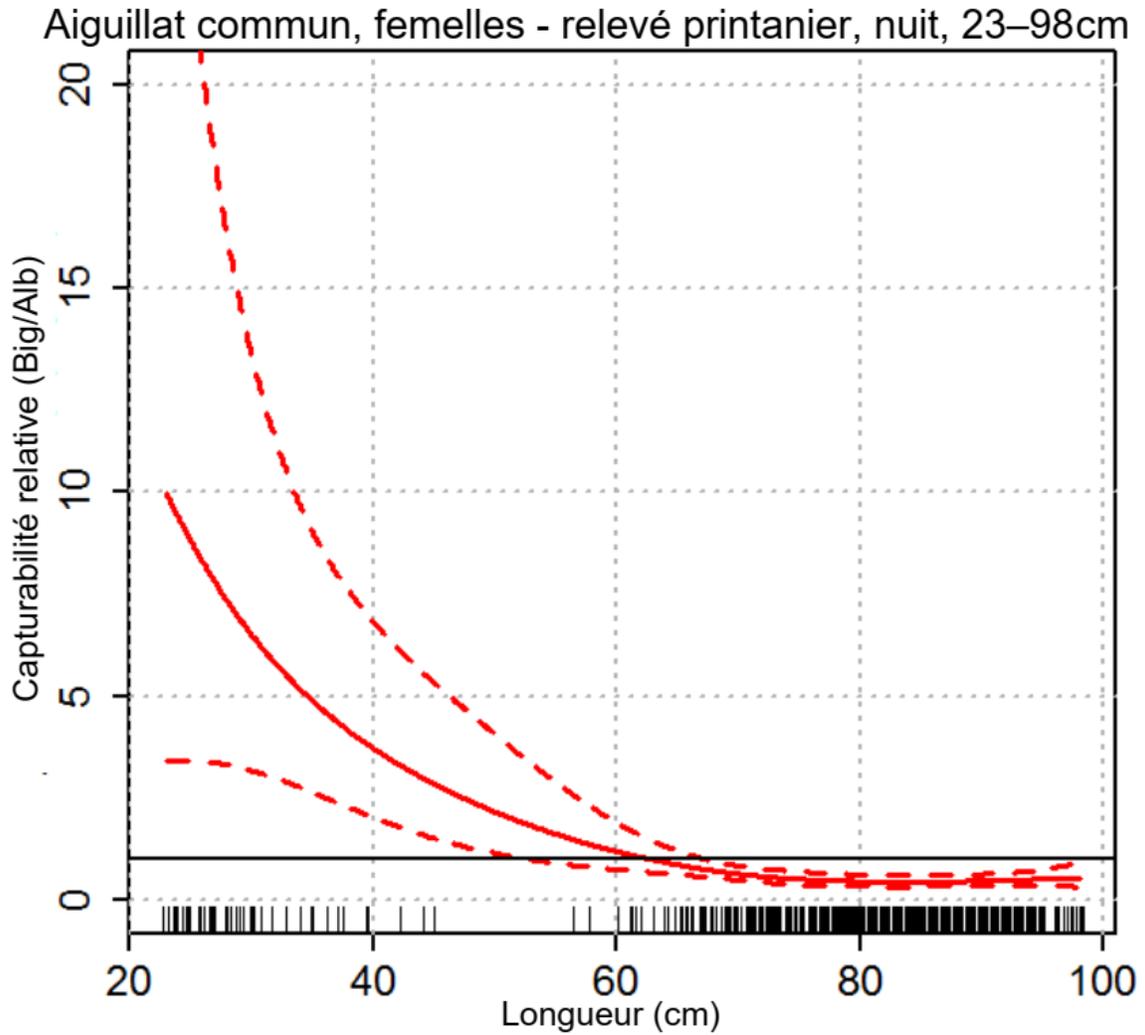


Figure 28. Moyenne estimée (ligne rouge) et intervalle de confiance à 95 % (lignes rouges tiretées) de la capturabilité relative selon la longueur des aiguillats communs mâles à partir du modèle linéaire généralisé bêta binomial à effets mixtes choisi, avec les données sur les traits appariés du relevé printanier recueillies la nuit exclusivement et une fourchette de longueurs limitée aux tailles pour lesquelles l'un ou l'autre des navires avait capturé au moins 10 poissons.

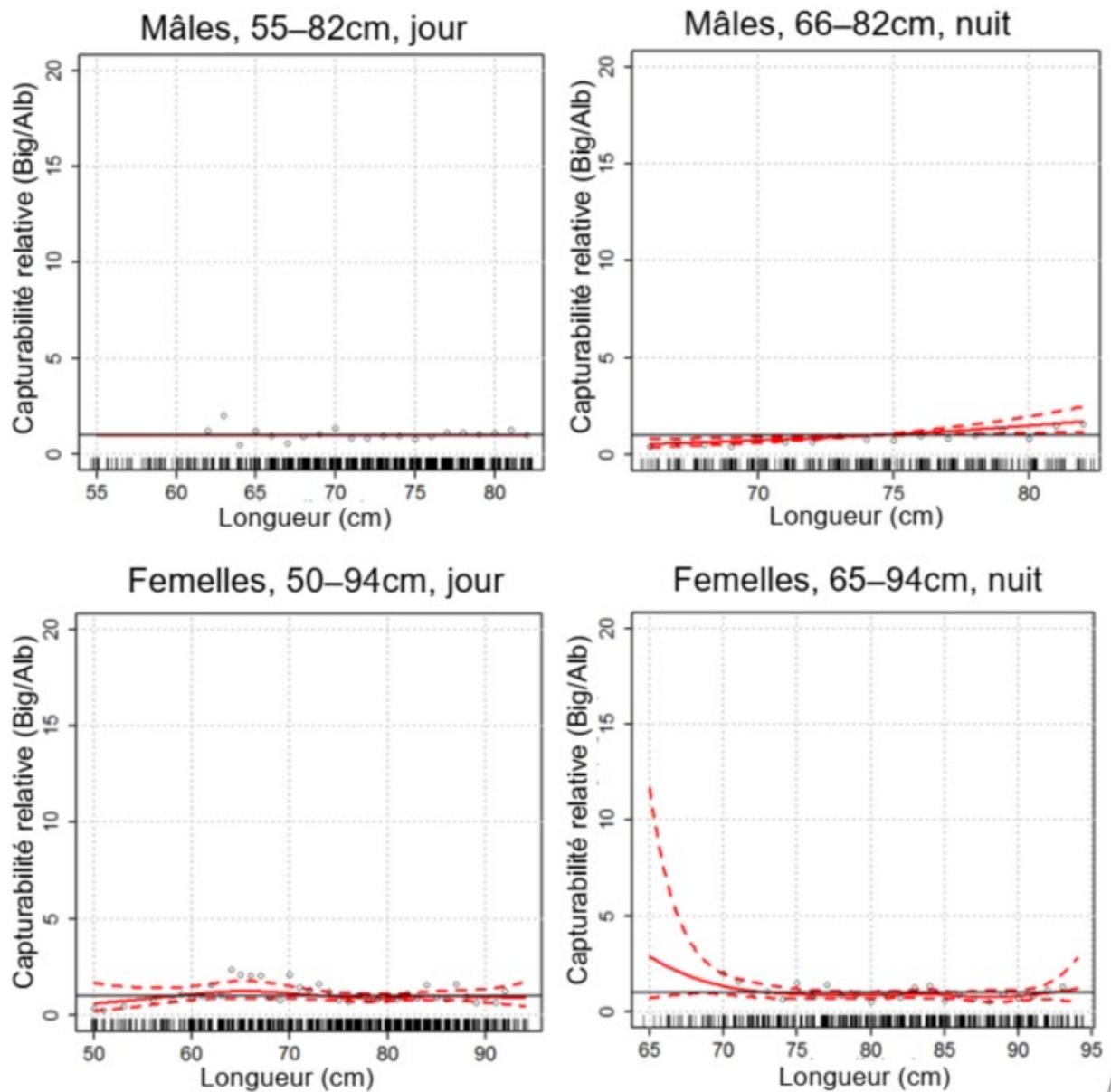


Figure 29. Capturabilité relative d'aiguillats communs adultes (démersaux) des navires, par sexe et par période nyctémérale, selon les modèles de Miller et al. (2013) et le protocole de sélection des modèles.

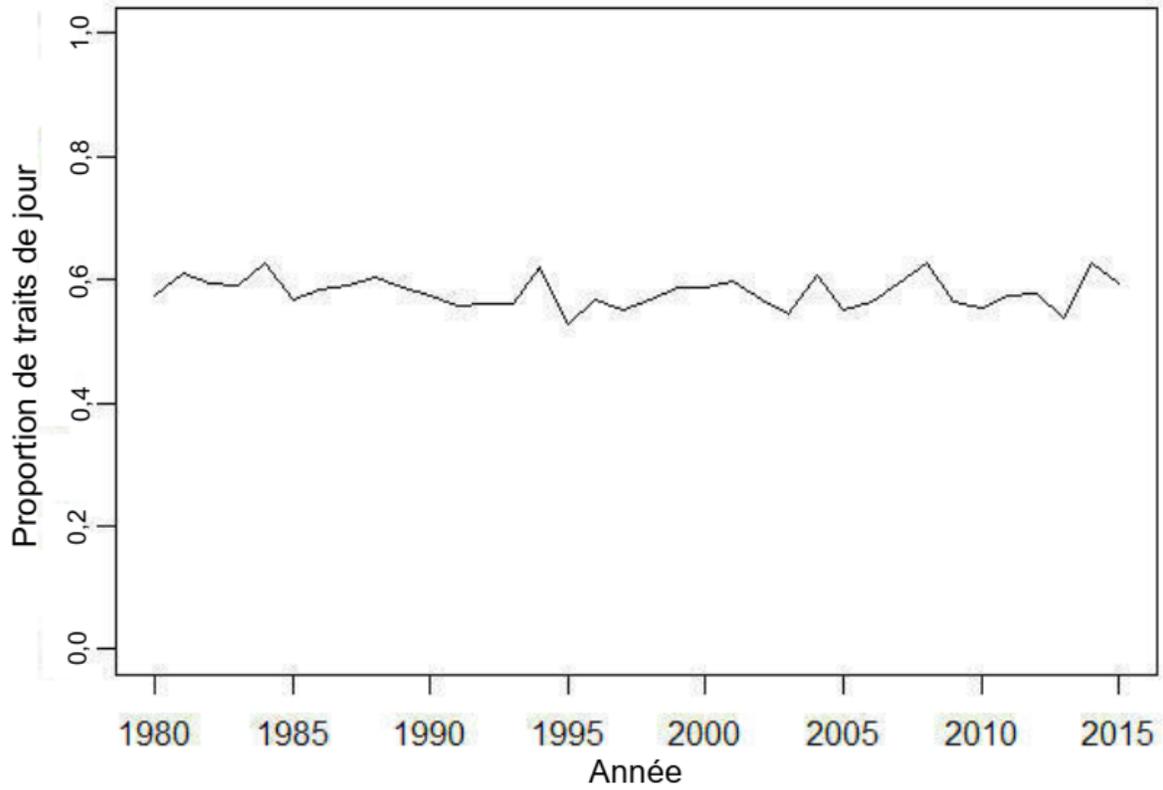


Figure 30. Estimations annuelles de la proportion de traits du relevé printanier du NMFS qui ont eu lieu le jour.

Estimations de l'abondance du relevé par navire étalonnées,
par période nyctémérale (en rouge) ou pour toutes les périodes (en vert)

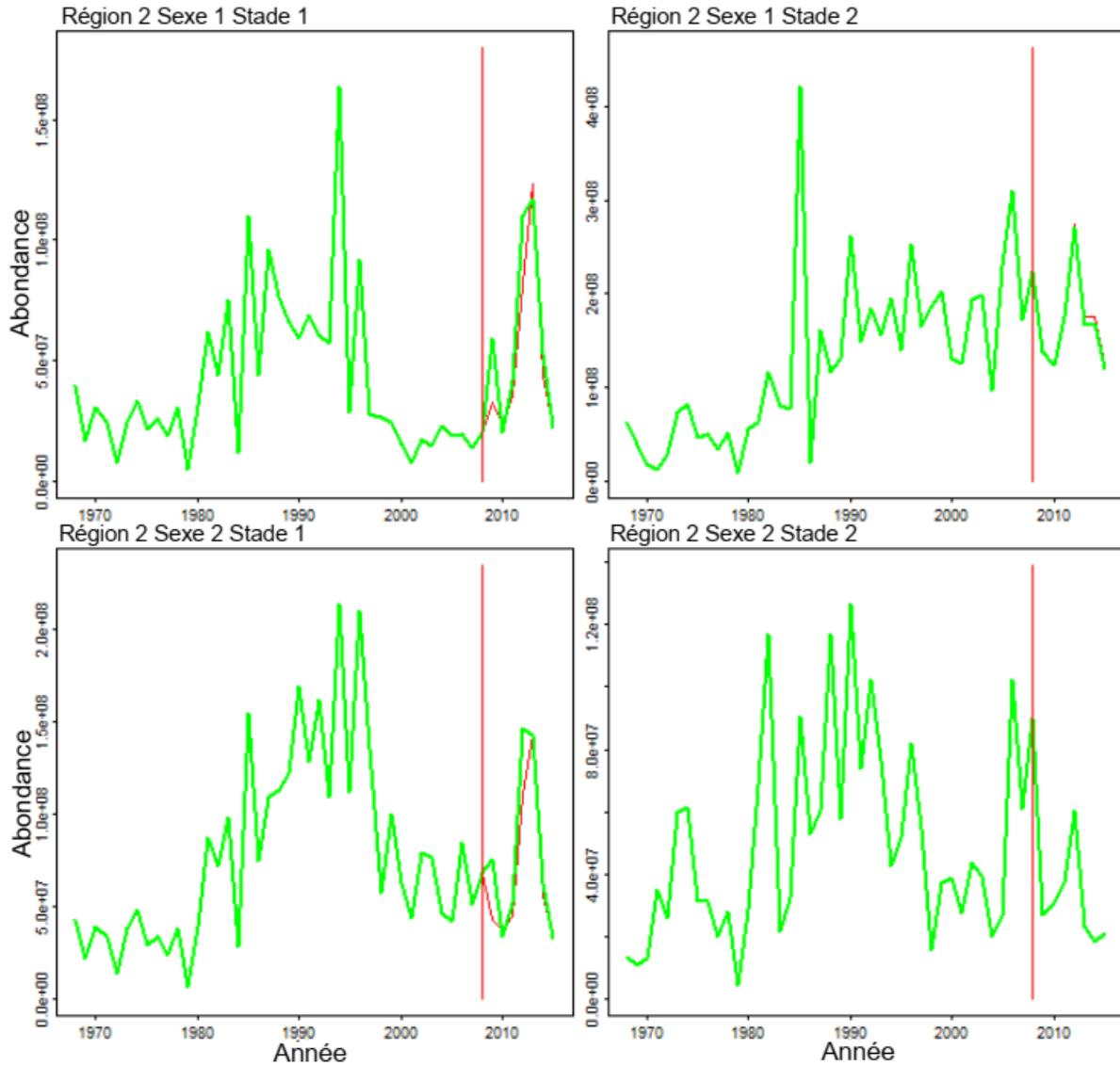


Figure 31. Comparaison de deux étalonnages du relevé printanier de l'aiguillat commun du NMFS pour la période 2009–2015, par sexe et par stade biologique. La ligne verte représente l'abondance totale quand des coefficients d'étalonnage propres au stade biologique sont appliqués, et la ligne rouge, l'abondance totale quand les coefficients d'étalonnage dépendent du stade biologique et de la période nyctémérale.

Estimations du relevé printanier par navire
 étalonnées=ligne rouge, non étalonnées=points

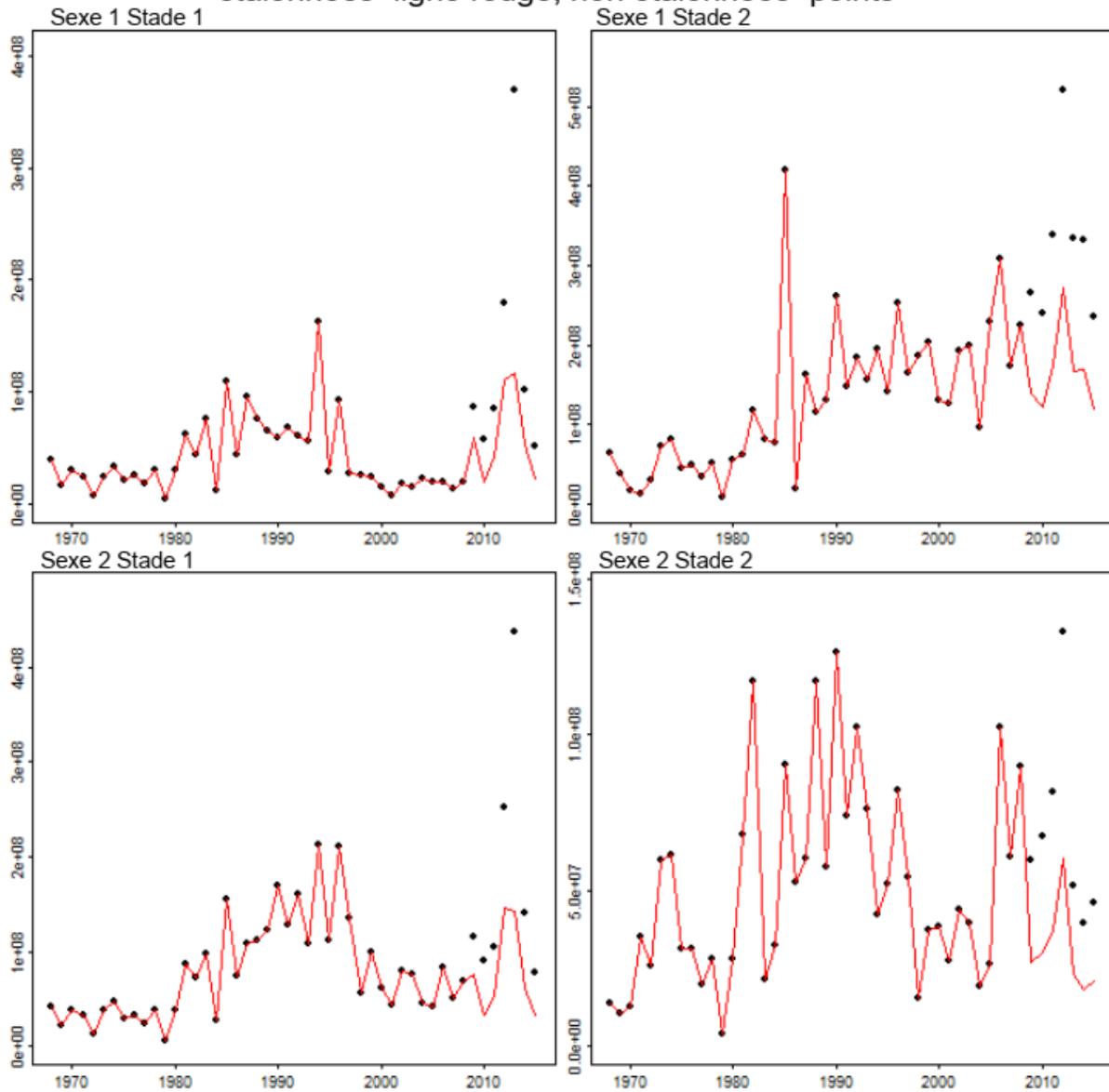


Figure 32. Comparaison des abondances de l'aiguillat commun du relevé non étalonnées (points) et étalonnées (ligne rouge), regroupées par sexe (1 = mâle, 2 = femelle) et par stade de maturité (1 = juvéniles, 2 = adultes). Les estimations non étalonnées comprennent sept cas d'étalonnage entre le Delaware et l'Albatross (1980–1982, 1989–1991 et 1994).

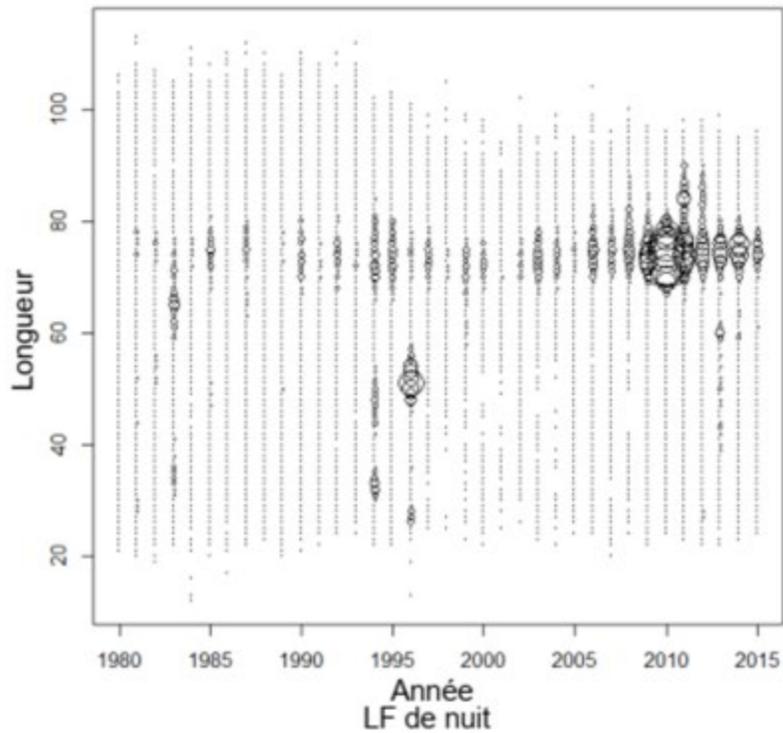
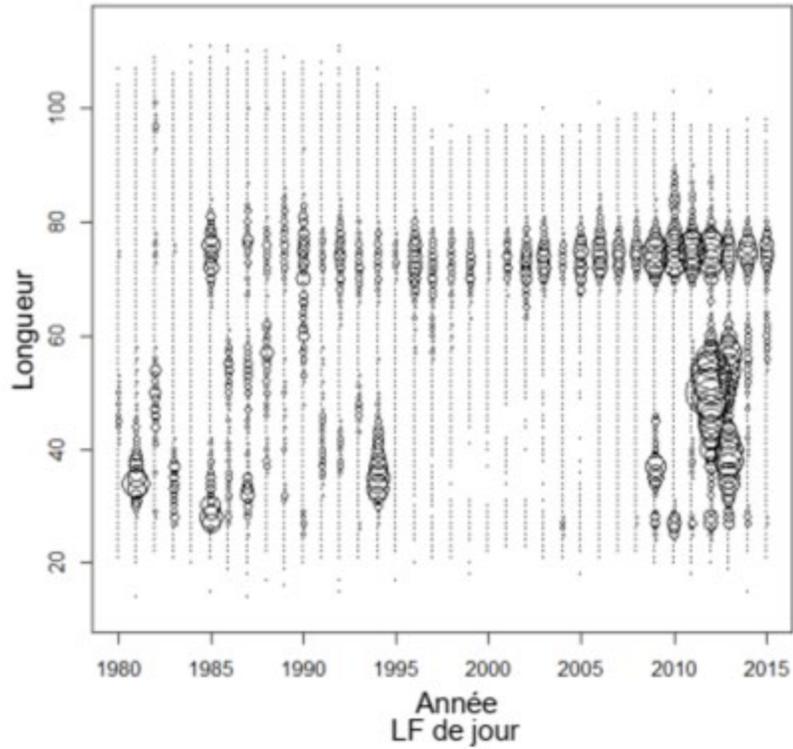


Figure 33. Composition des prises d'aiguillats communs selon la longueur au fil du temps, d'après la somme des traits effectués de jour et de nuit. La taille des bulles est proportionnelle à l'abondance, l'abondance maximale étant de 1 817, et l'abondance minimale, d'une centaine de poissons.