

Fisheries and Oceans Canada

Sciences des écosystèmes et des océans

Ecosystems and Oceans Science

Secrétariat canadien des avis scientifiques (SCAS)

Document de recherche 2022/002

Région du Québec

Réanalyse d'expériences de pêche comparative dans le golfe du Saint-Laurent et autres analyses visant à déterminer les indices de relevés au chalut de fond menés à l'échelle du stock de flétan du Groenland (*Reinhardtius hippoglossoides*) des divisions 4RST depuis 1971

Yihao Yin¹ and Hugues P. Benoît²

¹Pêches et Océans Canada Institut océanographique de Bedford Dartmouth, NS B2Y 4A2

> ²Pêches et Océans Canada Institut Maurice-Lamontagne Mont Joli, QC G5H 3Z4



Avant-propos

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

Publié par :

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

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



© Sa Majesté la Reine du chef du Canada, 2022 ISSN 2292-4272 ISBN 978--0-660-43824-5 N° cat. Fs70-5/2022-002F-PDF

La présente publication doit être citée comme suit :

Yin, Y. et Benoît, H.P. 2022. Réanalyse d'expériences de pêche comparative dans le golfe du Saint-Laurent et autres analyses visant à déterminer les indices de relevés au chalut de fond menés à l'échelle du stock de flétan du Groenland (*Reinhardtius hippoglossoides*) des divisions 4RST depuis 1971. Secr. can. des avis. sci. du MPO. Doc. de rech. 2022/002. viii + 48 p.

Also available in English :

Yin, Y. and Benoît, H.P. 2022. Re-analysis of comparative fishing experiments in the Gulf of St. Lawrence and other analyses to derive stock-wide bottom-trawl survey indices beginning in 1971 for 4RST Greenland halibut, Reinhardtius hippoglossoides. DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2022/002. viii + 45 p.

TABLE DES MATIÈRES

RÉSUMÉviii	i
1. INTRODUCTION	1
2. MÉTHODES	3
2.1. DONNÉES	3
2.2. ANALYSE DES DONNÉES DE LA PÊCHE COMPARATIVE	4
2.2.1. Modèles binomiaux	4
2.2.2. Modèles bêta-binomiaux	6 7
2.2.4. Étalonnage des prises de relevés	8
2.3. ANALYSE DES DONNÉES DE RELEVÉS ÉTALONNÉES	9
3. RÉSULTATS ET DISCUSSION	1
3.1. EFFICIENCE DES PRISES RELATIVE1	1
3.2. ANALYSE DES DONNÉES DE RELEVÉS ÉTALONNÉES1	3
4. REMERCIEMENTS1	5
5. RÉFÉRENCES CITÉES1	5
6. TABLEAUX	9
7. FIGURES	3

LISTE DES TABLEAUX

Tableau 1. Paramètres des navires et résumé des protocoles utilisés dans les relevés effectuéspar le navire de recherche dans le sud du golfe du Saint-Laurent (sGSL) et le nord du golfe duSaint-Laurent (nGSL).19

Tableau 2. Paramètres des chaluts utilisés dans les relevés effectués par le navire derecherche dans le sud du golfe du Saint-Laurent (sGSL) et le nord du golfe du Saint-Laurent(nGSL).20

Tableau 4. Ensemble de modèles bêta-binomiaux présentant diverses hypothèses sur l'effet de la longueur et l'effet de la station sur l'efficience des prises relative, et l'effet de la longueur sur le paramètre de variance. Un effet de lissage de la longueur peut être pris en compte à la fois dans le facteur de conversion et dans le paramètre de variance. Un possible effet de la station peut être ajouté à l'ordonnée à l'origine, sans interaction avec l'effet de la longueur, ou ajouté à la fois à l'ordonnée à l'origine et au lisseur pour permettre une interaction entre les deux effets.

LISTE DES FIGURES

Figure 2. Plan de stratification pour le relevé plurispécifique au chalut de fond mené dans le nord du golfe du Saint-Laurent. Les strates 401 à 408, 801 à 824 et 827 à 832 constituent un groupe central de strates incluses annuellement dans la conception de l'échantillonnage depuis au moins 1985. Les strates supplémentaires, situées dans la division 3Ps de l'OPANO (sud-ouest de Terre-Neuve) et échantillonnées uniquement en 1987 et de 1993 à 2003, ne sont pas représentées.

 Figure 5. Emplacement des traits de pêche comparative pour quatre expériences de pêche comparative menées dans le golfe du Saint-Laurent : a) expériences de pêche comparative de 1985 (o) et de 1992 (+) pendant le relevé mené dans le sud du golfe (d'après Benoît et Swain 2003); b) expériences de pêche comparative de 2004 (+) et de 2005 (o) pendant le relevé mené dans le sud du golfe (d'après Benoît 2006); c) expériences de pêche comparative de 2004 (o) et de 2005 (•) pendant le relevé mené dans le nord du golfe (d'après Bourdages et al. 2007)......26

Figure 9. Analyse de pêche comparative des prises réalisées par le NGCC Alfred Needler-URI et le NGCC Teleost-Campelen dans le nord du golfe du Saint-Laurent en 2004 et 2005 : estimation de la proportion de prises selon la longueur réalisées par le NGCC Alfred Needler-URI d'après les modèles binomiaux et bêta-binomiaux possibles (ligne continue rouge pour le meilleur modèle sélectionné et lignes pointillées bleues pour les autres modèles convergents) et d'après le modèle exponentiel de Bourdages et ses collaborateurs (2007) (ligne continue jaune), comparée à la proportion de prises selon la longueur dans l'échantillon (points gris pour chaque trait apparié à chaque station et cercles noirs pour la moyenne entre les stations)......29

Figure 10. Analyse de pêche comparative des prises réalisées par le E.E. Prince-Yankee et le NGCC Alfred Needler-URI dans le sud du golfe du Saint-Laurent en 1985 : estimation de la proportion de prises selon la longueur réalisées par le E.E. Prince-Yankee d'après les modèles binomiaux et bêta-binomiaux possibles (ligne continue rouge pour le meilleur modèle sélectionné et lignes pointillées bleues pour les autres modèles convergents), comparée à la proportion de prises selon longueur dans l'échantillon (points gris pour chaque trait apparié à chaque station et cercles noirs pour la moyenne entre les stations). Le meilleur modèle a été sélectionné à l'aide du critère d'information d'Akaike le plus faible parmi les modèles sans effet de la longueur.

Figure 12. Analyse de pêche comparative des prises réalisées par le NGCC Alfred Needler-WIIA et le NGCC Teleost-WIIA dans le sud du golfe du Saint-Laurent en 2004-2005 : estimation Figure 22. Diagrammes de quartiles des profondeurs annuelles échantillonnées dans le cadre des relevés effectués a) dans le sud et b) dans le nord du golfe, dans la zone de

Figure 25. Indices d'abondance regroupés par taille (nombre moyen par trait; graphique du haut) et biomasse chalutable (tonnes; graphique du bas) pour le flétan du Groenland dans les relevés combinés du nord et du sud du golfe du Saint-Laurent, de 1984 à 2020......45

Figure 27. Indices d'abondance par groupe de longueur (nombre moyen par trait; colonne de gauche) pour l'indice de l'ensemble du golfe du Saint-Laurent (points noirs et intervalle de confiance à 95 %), l'indice du sud du golfe du Saint-Laurent (ligne bleue) et l'indice de l'ensemble du golfe du Saint-Laurent prédit à partir de l'indice du sud du golfe du Saint-Laurent, à l'aide de la relation de densité-dépendance (ligne pointillée rouge). Les graphiques de la colonne du milieu représentent les indices de l'ensemble du golfe du Saint-Laurent (axe des y) en tant que fonction des indices du sud du golfe du Saint-Laurent (axe des x), ainsi que la relation modélisée de densité-dépendance entre eux (ligne rouge). Les graphiques de la colonne de droite représentent les résidus relatifs de la relation de densité-dépendance, (observé-prédit)/prédit, en tant que fonction de l'année. Il convient de noter que dans les graphiques de gauche, on a arbitrairement multiplié les indices du sud du golfe du Saint-Laurent par deux afin de rendre leur amplitude plus proche de celles des indices de l'ensemble du golfe du Saint-Laurent.

RÉSUMÉ

Les relevés normalisés au chalut de fond fournissent des estimations de l'abondance relative, indépendantes de la pêche, qui sont essentielles à l'échelle mondiale pour l'évaluation et la destion de stocks de poissons démersaux. Au fil du temps, il peut s'avérer nécessaire ou souhaitable de modifier les navires, les engins de pêche ou d'autres protocoles utilisés dans le cadre des relevés afin de maintenir ou d'améliorer leur efficacité. De tels changements peuvent modifier la capturabilité des différentes espèces et tailles de poissons lors des relevés, ce qui pourrait autrement être confondu avec des changements dans l'abondance des stocks. Par conséquent, on a recours à des expériences de pêche comparative réalisées avec les anciens et nouveaux protocoles et équipement pour estimer les coefficients d'étalonnage qui sont ensuite appliqués pour maintenir l'intégrité des séries chronologiques des relevés. Dans le présent rapport, nous analysons les données d'expériences de pêche comparative déjà analysées et non analysées afin de mettre au point des indices pour le flétan du Groenland dans les divisions 4RST de l'OPANO, qui combinent pour la première fois les données des relevés menés dans le nord et le sud du golfe du Saint-Laurent et qui prolongent la série de relevés jusqu'en 1984. Actuellement, le principal indice utilisé dans l'évaluation de ce stock commence en 1990 et repose sur le relevé mené dans le nord du golfe du Saint-Laurent, qui couvre la majeure partie, mais pas la totalité, de l'aire de répartition du flétan du Groenland dans le golfe du Saint-Laurent. Nous montrons ensuite comment il est possible d'utiliser l'indice d'abondance tiré des relevés menés dans le sud du golfe du Saint-Laurent pour prédire un indice à l'échelle du golfe du Saint-Laurent, à l'aide d'un modèle heuristique de changement de la répartition dépendant de la densité. Nous appliquons ensuite cette approche à l'indice du sud du golfe du Saint-Laurent, disponible depuis 1971, afin de fournir une perspective à plus long terme sur la dynamique du stock, notamment à la lumière des taux d'exploitation de la pêche qui ont été particulièrement élevés à certains moments entre le début des années 1970 et le milieu des années 1990. Bien que certains perfectionnements soient nécessaires pour l'amélioration de l'approche, ces nouveaux indices offrent des renseignements importants sur la productivité, la dynamique et l'exploitation antérieure du stock.

1. INTRODUCTION

Les relevés normalisés au chalut de fond fournissent des estimations de l'abondance relative, indépendantes de la pêche, qui sont essentielles à l'échelle mondiale pour l'évaluation et la gestion des stocks de poissons démersaux. Étant donné qu'ils sont fondés sur des plans d'échantillonnage standardisés et statistiquement fiables et qu'ils couvrent idéalement de vastes zones géographiques correspondant à la guasi-totalité de la répartition spatiale du stock ciblé. ces relevés réduisent l'incidence des facteurs pouvant fausser l'interprétation des tendances de l'abondance, ce qui arrive souvent pour les indices dépendants de la pêche (Hilborn et Walters 1992). Au Canada atlantique, des relevés annuels au chalut de fond sont effectués par des navires de recherche depuis le début des années 1970 ou 1980, selon la zone (Chadwick et al. 2007; Benoît et al. 2020). Au cours de cette période, il a pu s'avérer régulièrement nécessaire ou souhaitable de modifier les navires, les engins de pêche ou d'autres protocoles utilisés dans le cadre des relevés afin de maintenir ou d'améliorer leur efficacité. De tels changements peuvent modifier la capturabilité des différentes espèces et tailles de poissons et du macrobenthos, ce qui pourrait autrement être confondu avec des changements dans l'abondance des stocks (p. ex., Pelletier 1998; Lewy et al. 2004; Cadigan et Dowden 2010). Les expériences d'étalonnage fondées sur la pêche comparative représentent la norme lorsqu'il faut estimer les changements de la capturabilité relative causés par les changements structurels des relevés et en tenir compte (p. ex., Miller 2013). Dans le Canada atlantique, on a surtout mené ces expériences en pêchant côte à côte; d'un côté, on a utilisé avec le nouveau navire/engin/protocole et de l'autre, celui qu'il va remplacer.

Deux relevés par navire de recherche sont effectués annuellement dans le golfe du Saint-Laurent, l'un couvrant le sud du golfe (relevé dans le sud du golfe du Saint-Laurent) et l'autre, le nord du golfe et l'estuaire (ci-après appelé « relevé dans le nord du golfe du Saint-Laurent ») (Figures 1 et 2).

Le relevé dans le sud du golfe du Saint-Laurent est réalisé chaque année en septembre depuis 1971. On a d'abord utilisé le *E.E. Prince* muni d'un chalut Yankee 36 (1971 à 1985), puis trois autres navires chacun muni d'un chalut Western IIA : le *Lady Hammond* (1985 à 1991), le navire de la Garde côtière canadienne (NGCC) *Alfred Needler* (1992 à 2005) et le NGCC *Teleost* (2004 à aujourd'hui). On a mené des expériences de pêche comparative avec l'ancien navire et son remplaçant lors des relevés réguliers en 1985, 2004 et 2005, ainsi que lors d'un relevé spécialisé en août 1992, et on a utilisé les résultats de ces expériences pour tenir compte des changements de capturabilité associés aux changements de navires et de chaluts (Benoît et Swain 2003a; Benoît 2006). En outre, le relevé mené dans le sud du golfe du Saint-Laurent est passé d'un fonctionnement de jour uniquement à un fonctionnement 24 heures sur 24 en 1984. On a estimé les effets sur la capturabilité relative de ce changement de protocole à la fois en comparant la pêche de jour et de nuit et la pêche menée à des emplacements précis, et selon une modélisation statistique des captures du relevé (Benoît et Swain 2003b).

Le relevé dans le nord du golfe du Saint-Laurent est effectué chaque année au mois d'août depuis 1984. On s'est d'abord servi du *Lady Hammond* muni d'un chalut Western IIA (1984 à 1990), puis par du NGCC *Alfred Needler* muni d'un chalut URI (1990 à 2005) et le NGCC *Teleost* muni d'un chalut Campelen (2004 à aujourd'hui). On a mené des expériences de pêche comparative avec l'ancien navire et son remplaçant lors des relevés réguliers de 1990, de 2004 et de 2005. On a analysé les résultats des expériences de 2004-2005 et on a appliqué normalement les facteurs d'étalonnage estimés pour maintenir l'intégrité des séries standardisées de l'abondance pour un grand nombre de taxons (Bourdages *et al.* 2007). En revanche, il n'y a pas eu d'analyse formelle approfondie des données de la comparaison entre les relevés effectués par le *Lady Hammond* et le NGCC *Alfred Needler* en 1990. Dans un

document de travail inédit, Gascon et ses collaborateurs (1991) ont conclu que les résultats de cette expérience étaient trop variables pour fournir des facteurs de conversion fiables d'après les méthodes analytiques disponibles à l'époque, bien que le fondement de cette conclusion ne ressorte pas clairement des résultats épars présentés par les auteurs. Néanmoins, des facteurs de conversion acceptés ont depuis été élaborés à partir de ces données pour deux espèces. Swain et ses collaborateurs (1998) ont mis au point des facteurs de conversion pour la plie grise (Glyptocephalus cynoglossus). On a utilisé les facteurs de conversion pour le sébaste (Sebastes sp.) élaborés à partir de ces expériences pour prolonger la série de relevés jusqu'en 1984 en ce qui concerne l'évaluation des stocks (d'après McAllister et Duplisea 2016 et Duplisea et al. 2016). Cependant, les détails et les résultats de l'analyse des données de la pêche comparative de 1990 n'ont pas été publiés. Le manque d'intérêt pour l'analyse des données de 1990 visant à prolonger les séries de relevés jusqu'en 1984 pour d'autres espèces est probablement dû aux conclusions pessimistes présentées dans le document de Gascon et al. (1991) et au fait que le relevé dans le nord du golfe du Saint-Laurent entrepris par le Lady Hammond ne couvrait que les strates d'eaux plus profondes (profondeurs généralement supérieures à 100 m) qui ne représentent pas entièrement la répartition estivale d'espèces comme la morue franche.

Il est largement admis que dans le golfe du Saint-Laurent, l'abondance et la productivité de nombreuses ressources halieutiques, ainsi que la structure et les fonctions de l'écosystème en général, ont considérablement changé entre les années 1980 et 1990, et par la suite (Savenkoff et al. 2007a,b; Benoît et Swain 2008). L'absence d'indices de relevés pour une majorité de taxons dans le nord du golfe du Saint-Laurent pour les années 1980 limite considérablement notre compréhension de leur productivité et de leur réaction à la pêche et aux changements environnementaux. Par exemple, l'abondance et la biomasse du flétan du Groenland ont considérablement augmenté dans les années 1990, bien qu'on ne sache pas clairement dans quelle mesure cela est dû à des conditions environnementales favorables ou à un rétablissement du stock après la surpêche causée par un pic des débarquements dans la seconde moitié des années 1980 (Gauthier et al. 2020). À titre d'autre exemple, il est clair que l'effondrement du stock de morue dans les divisions 3Pn et 4RS (nord du golfe du Saint-Laurent) avait commencé plusieurs années avant le début de la série chronologique du relevé actuel en 1990 (Brassard et al. 2019). L'incapacité d'estimer correctement les taux de pêche et de mortalité naturelle avant l'effondrement du stock, en raison de l'absence d'estimations de l'abondance selon l'âge dans les relevés, risque de fausser les estimations de l'abondance et de la productivité du stock avant son effondrement, ainsi que les points de référence utilisés dans l'évaluation et la gestion du stock.

La sophistication, la flexibilité et la fiabilité apparente des méthodes statistiques pour l'analyse des données sur la pêche comparative se sont considérablement améliorées au cours des deux dernières décennies (Pelletier 1998; Cadigan et Dowden 2010; Miller 2013). Ces méthodes sont sans doute mieux adaptées que les précédentes pour traiter des données variables telles que celles des essais Hammond-Needler de 1990.

L'estimation et l'application des facteurs de conversion de Hammond-Needler pour le relevé mené dans le nord du golfe du Saint-Laurent sont avantageuses pour plusieurs stocks, en plus de simplement prolonger de sept ans la série de relevés. Individuellement, ni le relevé dans le nord du golfe du Saint-Laurent ni celui dans le sud du golfe du Saint-Laurent ne couvrent la totalité de l'aire de répartition des stocks dont la zone de gestion englobe les divisions 4RST de l'OPANO (p. ex., le flétan du Groenland des divisions 4RST, le sébaste, la plie grise et le flétan atlantique), mais la couverture des relevés combinés est (presque) complète. À l'exception de l'évaluation de la plie grise des divisions 4RST (Ricard et Swain 2018), les évaluations de ces stocks tiennent actuellement compte des indices d'abondance de chaque relevé séparément,

ce qui est au mieux sous-optimal. Étant donné que l'on a mené les relevés dans le sud et le nord du golfe du Saint-Laurent à l'aide du Lady Hammond muni d'un chalut Western IIA certaines années et que les étalonnages pour les changements ultérieurs de navire et d'engin existent ou sont possibles, on peut élaborer une série normalisée unique de relevés dans le golfe du Saint-Laurent, comme celle préparée pour la plie grise (Ricard et Swain 2018), pour de nombreux taxons, notamment le flétan du Groenland des divisions 4RST et le sébaste dans l'unité 1. Cette approche n'est pas viable pour des stocks tels que le flétan atlantique des divisions 4RST, pour lequel les prises du relevé étaient trop petites et peu fréquentes dans les années 1980 et au début des années 1990 pour que l'on puisse estimer de manière adéquate les facteurs d'étalonnage permettant d'ajuster les données à un navire et à un engin communs seulement en fonction des données de la pêche comparative. Cependant, pour ce stock et d'autres, on peut extraire des renseignements sur la capturabilité relative des deux relevés en comparant leurs prises dans une zone de chevauchement située sur le talus sud du chenal Laurentien (p. ex., Morin et al. 2016). Cette comparaison peut servir de fondement pour la normalisation des deux relevés ou pourrait être combinée aux résultats de la pêche comparative dans une analyse intégrée (au sens de Maunder et Punt 2013; Yin et Benoît 2022), ce qui permettrait d'améliorer la précision des facteurs de conversion utilisés pour produire une série normalisée.

Dans le présent document, nous présentons pour la première fois les résultats et les analyses pour le flétan du Groenland des divisions 4RST tirés de l'expérience de pêche comparative entre le *Lady Hammond* et le NGCC *Alfred Needler* de 1990. Nous réanalysons également les données des autres expériences de pêche comparative existantes dans le golfe du Saint-Laurent en utilisant des méthodes statistiques modernes pour calculer une série de facteurs de conversion dépendants de la longueur qui peuvent être appliqués pour convertir les prises des relevés selon une norme commune, soit les captures du NGCC *Teleost* à l'aide du chalut Campelen. Nous utilisons ensuite ces prises normalisées pour calculer les indices d'abondance et de biomasse ainsi que les taux d'exploitation pour l'ensemble du stock de flétan du Groenland des divisions 4RST de l'OPANO.

2. MÉTHODES

2.1. DONNÉES

Les données utilisées dans la présente analyse proviennent toutes de l'échantillonnage normalisé de relevés, principalement effectué dans le cadre d'activités de relevé courantes qui, dans certains cas, comportaient également des activités de pêche comparative, mais aussi d'une expérience de pêche comparative spécialisée dans le cas des essais Hammond-Needler menés en août 1992 dans le sud du golfe du Saint-Laurent. Dans le tableau 1, on présente un résumé des navires et des protocoles de relevés utilisés et dans le tableau 2, un résumé des chaluts utilisés pour les relevés. La valeur nominale de la superficie échantillonnée cible, calculée comme le produit de la distance de trait (tableau 1) et de la largeur des ailes du chalut (Tableau 2), variait selon les navires et les chaluts, et selon les années, dans le cas des premières années pendant lesquelles le NGCC *Alfred Needler* a été utilisé dans le nord du golfe du Saint-Laurent.

Les deux relevés suivent une conception à stratification aléatoire, et les strates sont définies indépendamment dans chaque relevé en fonction de la bathymétrie et de la superficie (Figures 1 et 2; il est à noter que la numérotation des strates est propre à chaque relevé et qu'il n'y a pas de correspondance entre les strates portant le même numéro dans les deux relevés). Pour le relevé mené dans le sud du golfe du Saint-Laurent, les strates 415 à 439 font partie du plan d'échantillonnage depuis 1971 et trois strates côtières ont été ajoutées en 1984 (strates

401 à 403). Pour le relevé mené dans le nord du golfe du Saint-Laurent, les strates retenues dans le plan d'échantillonnage ont varié au fil des années, mais un groupe principal de strates a été échantillonné chaque année depuis au moins 1985 (Figure 3). Nous attirons l'attention des lecteurs sur les strates qui englobent la zone de chevauchement entre les deux relevés : 415, 425 et 439 pour le relevé mené dans le sud du golfe du Saint-Laurent, et les strates 401 à 406 pour le relevé dans le nord du golfe du Saint-Laurent (Figure 4). Les prises issues de la zone de chevauchement des deux relevés sont celles qui fournissent des renseignements sur la capturabilité relative entre les navires et les engins des relevés simultanés. De plus amples renseignements sur ces relevés sont disponibles dans les documents de Hurlbut et Clay (1990), de Chadwick *et al.* (2007) et de Bourdages *et al.* (2020).

Les renseignements précis sur toutes les expériences de pêche comparative traitées dans nos analyses, sauf une, sont disponibles dans d'autres rapports et ne sont pas répétés dans le présent document, à l'exception de l'illustration de l'emplacement des traits comparatifs (traits jumelés) (Figure 5; voir des renseignements supplémentaires dans les documents de Benoît et Swain 2003a; Benoît 2006; Bourdages *et al.* 2007). Comme les renseignements des essais menés par le *Lady Hammond*-NGCC *Needler* en août 1990 dans le nord du golfe du Saint-Laurent n'ont pas été publiés, ils sont décrits brièvement ci-après.

La pêche comparative entre le *Lady Hammond* muni d'un chalut Western IIA et le NGCC *Alfred Needler* muni d'un chalut URI a eu lieu entre le 22 et le 29 août 1990. Pendant les traits jumelés, les navires ont pêché simultanément et en parallèle, séparés par la plus courte distance considérée comme pratique et sûre. Les procédures de pêche standard propres à chaque navire ont été suivies (voir le Tableau 1). Sur le *Lady Hammond*, on considérait qu'un trait était amorcé lorsque les treuils déployant les funes de chalut étaient bloqués, et qu'il était terminé lorsque les treuils commençaient à remonter l'engin. En revanche, sur le NGCC *Alfred Needler*, on considérait qu'un trait était amorcé lorsque les paramètres signalés par les capteurs Scanmar montés sur le chalut indiquaient que le chalut avait atteint le fond et était suffisamment ouvert, et qu'il était terminé lorsque le chalut quittait le fond. Les effets sur la capturabilité de cette différence et d'autres différences dans le protocole (p. ex., la vitesse et la durée d'un trait; Tableau 1) doivent être pris en compte dans les facteurs de conversion estimés à partir de données de la pêche comparative. En tout, 80 pairs de traits jumelés valides ont été réalisés, à des profondeurs allant de 74 à 486 m (moyenne de 267 m). Les emplacements des traits de pêche comparative sont indiqués à la figure 6.

2.2. ANALYSE DES DONNÉES DE LA PÊCHE COMPARATIVE

2.2.1. Modèles binomiaux

L'analyse des données de la pêche comparative vise à estimer l'efficience relative de la pêche entre deux combinaisons navire-engin (appelées « engin » dans la présente section), indiquées comme *A* et *B*. Nous supposons que les prises prévues avec l'engin g ($g \in \{A \ B\}$) à la longueur *l* et à la station *i* sont exprimées par l'équation suivante :

$$E[C_{gi}(l)] = q_{gi}(l)D_{gi}(l)f_{gi}.$$

Dans celle-ci, $q_{gi}(l)$ est la capturabilité de l'engin g à la station i, D_{gi} est la densité de population sous-jacente échantillonnée par l'engin g, et f_{gi} est un terme de normalisation pour l'effort de pêche qui inclut généralement la superficie échantillonnée par un trait et, le cas échéant, la proportion de sous-échantillonnage pour la mesure de la taille à bord. On intègre la variation liée aux stations dans la capturabilité pour tenir compte des différences possibles dans le rendement des engins provenant de l'emplacement du trait. Dans un modèle binomial (p. ex., Miller 2013), les prises effectuées par l'engin A à la station i, conditionnées par les prises

combinées des deux engins à cette station, $C_i(l) = C_{Ai}(l) + C_{Bi}(l)$, ont une distribution binomiale :

$$C_{Ai}(l) \sim BI(C_i(l), p_{Ai}(l))$$

Dans celle-ci, $p_{Ai}(l)$ est la proportion prévue des prises par l'engin *A*. Pour les traits jumelés, nous supposons généralement que les densités sous-jacentes à la station sont les mêmes, car les navires restent généralement à une faible distance l'un de l'autre pendant ce genre de pêche : $D_{Ai}(l) = D_{Bi}(l) = D_i(l)$. La probabilité logit des prises par l'engin *A* correspond alors à :

$$logit(p_{Ai}(l)) = log\left(\frac{p_{Ai}(l)}{p_{Bi}(l)}\right) = log\left(\frac{E[C_{Ai}(l)]}{E[C_{Bi}(l)]}\right) = log(\rho_i(l)) + o_i.$$

 $\rho_i(l)$ est le rapport des capturabilités entre les engins *A* et *B* à la longueur *l* et à la station *i*, ou le facteur de conversion, qui est la quantité d'intérêt :

$$o_i(l) = q_{Ai}(l)/q_{Bi}(l)$$

 $o_i = log(f_{Ai}/f_{Bi})$ correspond à une variable de décalage dérivée des variables de normalisation connues des traits des relevés.

Pour un facteur de conversion fondé sur la longueur, nous considérons un effet de la longueur lisse fondé sur une fonction de lissage additive généralisée :

$$log(\rho(l)) = \sum_{k=0}^{K} \beta_k X_k(l) = \mathbf{X}^T \boldsymbol{\beta},$$

Dans cette fonction, les valeurs β sont les paramètres des coefficients et sont estimées, **X** ou $\{X_k(l) \ k = 0 \ 1 \ \cdots \ K\}$, est un ensemble de fonctions de lissage de base, et *K* est la dimension de la base qui contrôle le nombre de paramètres des coefficients et est généralement prédéfinie. Dans le cadre de l'étude, nous avons utilisé le lissage par spline cubique (Hastie *et al.* 2009); les fonctions de base et les matrices de pénalité ont été générées par le progiciel R.

L'estimation d'un lissage par spline cubique est fondée sur l'objectif de lissage de la somme des carrés avec pénalité, mais en pratique, celui-ci est généralement remplacé par un objectif de vraisemblance avec pénalité (Green et Silverman 1993) :

$$\mathcal{L}(\boldsymbol{\beta},\boldsymbol{\lambda}) = f(\mathbf{Y}|\mathbf{X},\boldsymbol{\beta})e^{-\frac{\lambda}{2}\boldsymbol{\beta}^{T}\mathbf{S}\boldsymbol{\beta}}$$

Dans l'équation, \mathcal{L} désigne la fonction d'objectif de vraisemblance. $f(\mathbf{Y}|\mathbf{X} \ \boldsymbol{\beta})$ est la fonction de probabilité conjointe des données des relevés \mathbf{Y} conditionnée par les fonctions de base et les paramètres des coefficients. \mathbf{S} est la matrice de pénalité définie par le lissage et la dimension de la base, et λ est le paramètre de lissage. Ce paramètre de lissage peut être estimé par le maximum de vraisemblance avec d'autres paramètres du modèle, mais il peut être sensible aux données. Dans ce cas, il peut être déterminé par d'autres critères tels que la validation croisée généralisée (Wood 2000).

On peut aussi reparamétrer le lissage du maximum de vraisemblance avec pénalité en un modèle à effets mixtes (Verbyla *et al.* 1999; Wood 2017) pour faciliter la mise en œuvre et l'incorporation d'effets aléatoires supplémentaires :

$$log(\rho(l)) = \mathbf{X}_f^T \mathbf{\beta}_f + \mathbf{X}_r^T \mathbf{b}$$

Dans l'équation, β_f sont des effets fixes et **b**, des effets aléatoires. \mathbf{X}_f et \mathbf{X}_r sont des paramètres transformés des fonctions de base **X** et d'une décomposition propre de la matrice de pénalité **S**, $\mathbf{X}_f = \mathbf{U}_f^T \mathbf{X}$ et $\mathbf{X}_r = \mathbf{U}_r^T \mathbf{X}$, où \mathbf{U}_f et \mathbf{U}_r sont les vecteurs propres qui correspondent

aux valeurs propres nulle et positive de **S**. Les effets aléatoires sont $b \sim N(0 \ D_+^{-1}/\lambda)$, où D_+ est la matrice diagonale des valeurs propres positives de S. Dans la représentation par le modèle à effets mixtes du lissage par spline cubique, le nombre d'effets fixes est de 2 et le nombre d'effets aléatoires est donc K - 2. Les effets du lissage sont transformés en réduction des effets aléatoires dans l'ajustement des écarts aléatoires et peuvent être intégrés dans des modèles complexes à effets mixtes couramment utilisés en sciences halieutiques (Thorson et Minto 2015).

On peut incorporer des effets aléatoires supplémentaires dans le modèle à effets mixtes pour tenir compte des variations de l'efficience relative des prises pour chaque station :

$$log(\rho_i(l)) = \mathbf{X}_f^T(\boldsymbol{\beta}_f + \boldsymbol{\delta}_i) + \mathbf{X}_r^T(\mathbf{b} + \boldsymbol{\epsilon}_i),$$

Dans l'équation, $\delta_i \sim N(0 \Sigma)$ et $\epsilon_i \sim N(0 D_+^{-1}/\xi)$. Lorsque l'on intègre la variation des stations, le lissage cubique sur la longueur s'applique à $\rho_i(l)$ à chaque station *i*. Les variables aléatoires δ_i et ϵ_i permettent les écarts de la conversion fondée sur la longueur à chaque station et sont dérivées d'un reparamétrage similaire du lissage par spline cubique. Pour le lissage cubique, Σ est une matrice de covariance diagonale à deux dimensions des effets aléatoires correspondant aux écarts aléatoires, contenant ainsi trois paramètres. ξ contrôle le degré de lissage des lissage aléatoires, et le lissage de chaque station peut différer.

Voici un résumé du modèle mixte binomial ci-dessus :

$$C_{i}(l) = C_{Ai}(l) + C_{Bi}(l),$$

$$C_{Ai}(l) \sim BI(C_{i}(l) \ p_{Ai}(l)),$$

$$logit(p_{Ai}(l)) = log(\rho_{i}(l)) + o_{i},$$

$$log(\rho_{i}(l)) = \mathbf{X}_{f}^{T}(\boldsymbol{\beta}_{f} + \boldsymbol{\delta}_{i}) + \mathbf{X}_{r}^{T}(\mathbf{b} + \boldsymbol{\epsilon}_{i})$$

Le modèle est estimé par une estimation du maximum de vraisemblance effectuée à l'aide de toutes les observations ($i = 1 \ 2 \ \cdots \ m$), et la vraisemblance marginale intégrant les effets aléatoires est exprimée comme suit :

$$\mathcal{L}(\boldsymbol{\beta}_f \boldsymbol{\Sigma} \boldsymbol{\lambda} \boldsymbol{\xi}) = \int \left(\prod_{i=1}^m \int \int f(\mathbf{Y}_i | \mathbf{X}_f \boldsymbol{X}_r \boldsymbol{\beta}_f \boldsymbol{b} \boldsymbol{\delta}_i \boldsymbol{\epsilon}_i) f(\boldsymbol{\delta}_i | \boldsymbol{\Sigma}) f(\boldsymbol{\epsilon}_i | \boldsymbol{\xi}) \mathrm{d} \boldsymbol{\delta}_i \mathrm{d} \boldsymbol{\epsilon}_i \right) f(\boldsymbol{b} | \boldsymbol{\lambda}) \mathrm{d} \boldsymbol{b}.$$

Le modèle mixte binomial peut être adapté pour diverses hypothèses sur le lissage et la variation possible de la station afin de tenir compte de la densité sous-jacente différente d'une espèce et des limitations des données, en particulier pour les mesures de longueur. Un ensemble de modèles binomiaux considérés dans les présentes analyses est fourni dans le tableau 3.

2.2.2. Modèles bêta-binomiaux

On peut étendre l'hypothèse binomiale pour les prises à une distribution bêta-binomiale pour expliquer la surdispersion aux stations (Miller 2013) :

$$C_{A,i}(l) \sim BB(C_i(l), p_{A,i}(l), \phi_i(l))$$

La distribution bêta-binomiale est un composé de la distribution binomiale et d'une distribution bêta. La distribution bêta équivaut à une distribution *a priori* pour la proportion attendue des prises provenant de l'engin *A* entre les stations permettant de tenir compte de la variance accrue des prises. Plus précisément, la variance des prises prévues par l'engin A est de :

$$var(C_{A,i}) = C_i p_i (1-p_i) \frac{\phi_i + C_i}{\phi_i + 1}$$

Dans l'équation, ϕ est le paramètre de surdispersion qui représente la variation extra-binomiale. On peut appliquer le même effet de la longueur lissé au paramètre de surdispersion :

$$log(\phi_i(l)) = \mathbf{X}_f^T \mathbf{\gamma} + \mathbf{X}_r^T \mathbf{g},$$

Dans l'équation, γ sont des effets fixes et **g**, des effets aléatoires, $\mathbf{g} \sim N(0 \ \mathbf{D}_{+}^{-1}/\tau)$. Cet effet de la longueur modélise l'hétérogénéité de la variance et est particulièrement utile pour projeter l'incertitude. Cependant, l'estimation d'un paramètre de variance fondé sur la longueur nécessite généralement des données suffisantes sur les prises selon la longueur, qui ne sont habituellement pas disponibles pour les espèces moins abondantes.

Voici un résumé du modèle mixte bêta-binomial :

$$C_{i}(l) = C_{Ai}(l) + C_{Bi}(l),$$

$$C_{Ai}(l) \sim BB(C_{i}(l) \ p_{Ai}(l) \ \phi_{i}(l)),$$

$$logit(p_{Ai}(l)) = log(\rho_{i}(l)) + o_{i},$$

$$log(\rho_{i}(l)) = \mathbf{X}_{f}^{T}(\boldsymbol{\beta}_{f} + \boldsymbol{\delta}_{i}) + \mathbf{X}_{r}^{T}(\mathbf{b} + \boldsymbol{\epsilon}_{i}),$$

$$log(\phi_{i}(l)) = \mathbf{X}_{f}^{T}\boldsymbol{\gamma} + \mathbf{X}_{r}^{T}\mathbf{g}.$$

La vraisemblance marginale est exprimée par l'équation :

$$\mathcal{L}(\boldsymbol{\beta}_{f} \boldsymbol{\gamma} \boldsymbol{\Sigma} \boldsymbol{\lambda} \boldsymbol{\xi} \boldsymbol{\tau}) = \int \int (\prod_{i=1}^{m} \int f(\mathbf{Y}_{i} | \mathbf{X}_{f} \mathbf{X}_{r} \boldsymbol{\beta}_{f} \mathbf{b} \boldsymbol{\gamma} \mathbf{g} \boldsymbol{\delta}_{i} \boldsymbol{\epsilon}_{i}) f(\boldsymbol{\delta}_{i} | \boldsymbol{\Sigma}) f(\boldsymbol{\epsilon}_{i} | \boldsymbol{\xi}) \mathrm{d} \boldsymbol{\delta}_{i} \mathrm{d} \boldsymbol{\epsilon}_{i}) f(\mathbf{b} | \boldsymbol{\lambda}) f(\mathbf{g} | \boldsymbol{\tau}) \mathrm{d} \mathbf{b} \mathrm{d} \mathbf{g}.$$

De même, on peut appliquer diverses hypothèses de lissage au paramètre de variance. Le tableau 4 présente un ensemble de modèles mixtes bêta-binomiaux.

2.2.3. Ajustement et sélection du modèle

Lors de l'analyse de chaque expérience de pêche comparative, le facteur de conversion a été élaboré pour une plage de longueurs des prises spécifiée au préalable à un intervalle de 1 cm. Cette plage de longueurs était généralement choisie entre la longueur minimale et la longueur maximale observées lors du relevé de pêche comparative. On peut exclure de l'analyse les individus extrêmement grands ou petits capturés de façon sporadique pour éviter une incidence disproportionnée de ces cas à fort effet de levier.

Les modèles binomiaux et bêta-binomiaux des tableaux 3 et 4 ont été mis en œuvre dans le progiciel TMB (Kristensen *et al.* 2016) et compilés dans des fonctions objectives, puis optimisés dans le progiciel R. Les fonctions de base pour la spline de lissage cubique et les matrices de pénalité correspondantes ont été générées à l'aide du progiciel 'mgcv' de R (Wood 2011) pour 10 nœuds (K = 9) séparés par des intervalles égaux dans la plage de longueurs spécifiée au préalable, et ce, pour chaque analyse de pêche comparative. Cette valeur est celle qui a été utilisée dans les premières analyses par Miller (2013) et semblait raisonnable puisque les mesures de la longueur étaient généralement comprises entre 6 et 72 cm, selon le relevé. Nous avons néanmoins testé plusieurs valeurs pour K en comparant les estimations du modèle et les valeurs du critère d'information d'Akaike (CIA) et avons constaté que les résultats étaient peu sensibles à ce choix. Outre l'estimation du maximum de vraisemblance du facteur de conversion, le progiciel TMB calcule automatiquement un écart-type selon la méthode du delta (Kristensen *et al.* 2016) afin d'étayer l'incertitude des prédictions.

Il y avait au total 13 modèles possibles permettant d'estimer les facteurs de conversion. On a sélectionné le meilleur modèle pour chaque espèce et chaque relevé de pêche comparative à

l'aide du CIA afin de maximiser l'ajustement du modèle, tout en évitant l'ajustement excessif des modèles plus compliqués, en particulier dans les cas sans données adéquates. Dans chaque analyse, on comparait les estimations de μ (proportion prévue des prises par l'engin *A*) provenant de tous les modèles convergés aux proportions de l'échantillon (regroupées par station et moyennées pour chaque longueur) afin de fournir une interprétation plus rigoureuse des résultats. Dans le présent rapport, nous présentons l'estimation de ρ (efficience relative des prises prévue ou facteur de conversion) du meilleur modèle, validée avec l'estimation dans d'autres études, lorsqu'elle est disponible.

2.2.4. Étalonnage des prises de relevés

On a appliqué les facteurs de conversion estimés à partir des expériences de pêche comparative aux prises des relevés annuels au chalut de fond effectués par le *E.E. Prince*, le NM *Lady Hammond* et le NGCC *Alfred Needler* dans les zones de relevé respectives afin de les étalonner selon des prises équivalentes à celles qui seraient réalisées par le NGCC *Teleost* muni d'un chalut Campelen (C_{TC}). Pour la plupart des relevés, il a fallu appliquer des facteurs de conversion séquentiels dépendants de la longueur :

 $C_{TC} = \rho(I)_{NU \rightarrow TC} C_{NU}$, pour les prises par le NGCC *Alfred Needler* muni d'un chalut URI pour le relevé dans le nord du golfe du Saint-Laurent;

 $C_{TC} = \rho(I)_{NU \to TC} \rho(I)_{LW \to NU} C_{LW}$, pour les prises du *Lady Hammond* muni d'un chalut WIIA;

 $C_{TC} = \rho(I)_{NU \to TC} \rho(I)_{LW \to NU} \rho(I)_{LW \to PY} C_{PY}$, pour les prises du *E.E. Prince* muni d'un chalut Yankee 36 pour le relevé dans le sud du golfe du Saint-Laurent;

 $C_{TC} = \rho(I)_{NU \to TC} \rho(I)_{LW \to NU} \rho(I)_{LW \to NW} C_{NW}$, pour les prises par le NGCC Alfred Needler muni d'un chalut WIIA pour le relevé dans le sud du golfe du Saint-Laurent;

 $C_{TC} = \rho(I)_{NU \to TC} \rho(I)_{LW \to NU} \rho(I)_{LW \to NW} \rho(I)_{NW \to TW} C_{TW}$, pour les prises par le NGCC *Teleost* muni d'un chalut WIIA pour le relevé dans le sud du golfe du Saint-Laurent.

Dans le présent rapport, nous utilisons les étalonnages comme ils ont habituellement été employés dans les séries chronologiques produites par le MPO, c'est-à-dire sans propager leur incertitude à l'incertitude estimée dans les estimations concernant les prises, comme les indices d'abondance. La propagation de l'incertitude est raisonnablement simple dans un modèle intégré d'analyse de relevé ou lorsque l'on utilise des approches nécessitant une grande capacité de calcul telles que la méthode bootstrap; on prévoit donc de l'utiliser pour l'analyse de ces données de relevé à l'avenir.

Pour vérifier que l'application séquentielle des facteurs d'étalonnage produit un étalonnage adéquat, nous avons comparé les prises annuelles étalonnées des relevés dans le nord et le sud du golfe du Saint-Laurent pour la zone où ils se chevauchent (Figure 4). Si les facteurs d'étalonnage estimés sont exacts, si les densités de poissons dans la zone ne diffèrent pas entre les relevés bien qu'ils soient menés de manière séquentielle, et si les prises de tous les relevés sont converties pour un navire et un engin communs, les prises provenant de la zone de chevauchement des relevés menés dans le nord et le sud du golfe du Saint-Laurent devraient avoir une ampleur semblable chaque année.

L'efficience relative des prises en fonction de la longueur a été estimée uniquement pour la plage de longueurs disponible dans les expériences de pêche comparative respectives. Lorsque nous avons appliqué ces estimations à des longueurs inférieures ou supérieures à cette plage pour étalonner les prises des relevés, nous avons supposé des efficiences constantes égales, respectivement, à celles des longueurs minimales et maximales de la plage dans l'estimation.

2.3. ANALYSE DES DONNÉES DE RELEVÉS ÉTALONNÉES

Les analyses étaient fondées sur les données des relevés menés dans le nord du golfe du Saint-Laurent de 1984 à 2020 et dans le sud du golfe du Saint-Laurent de 1971 à 2020. Nous avons d'abord construit des indices de l'abondance pour la période commune, soit 1984 à 2020. Ensuite, nous avons quantifié la relation entre les indices du relevé dans le sud du golfe du Saint-Laurent et l'ensemble du golfe du Saint-Laurent pour la période commune, et nous avons appliqué cette relation aux indices du sud du golfe du Saint-Laurent pour la période de 1971 à 1983 afin d'inférer les estimations de l'ensemble du golfe du Saint-Laurent pour cette période. Enfin, nous avons tenu compte de ces indices à la lumière des débarquements liés à la pêche pour dériver les estimations d'un taux d'exploitation annuel.

Il a fallu adopter un plan de stratification commun pour combiner les deux relevés afin d'obtenir les indices d'abondance. La manière la plus efficace de le faire consistait à remplacer les strates 415, 425 et 439 dans le sud du golfe du Saint-Laurent par les strates 401 à 406 dans le nord du golfe du Saint-Laurent (Figure 4). On a ainsi pu éliminer tout chevauchement entre les deux relevés et obtenir un plan de stratification continu couvrant l'ensemble de la zone de relevé dans le golfe. Les traits du relevé du sud du golfe du Saint-Laurent effectué dans la zone de chevauchement ont été attribués aux strates 401 à 406 en fonction de leur position géographique. Un petit nombre de traits dans le sud du golfe du Saint-Laurent, réalisé dans la partie sud-est de la strate 439 non couverte par le relevé dans le nord du golfe du Saint-Laurent, ont été exclus des analyses (Figure 7). En raison du manque de chevauchement entre les deux relevés dans la partie nord-ouest des strates 403 et 406 du nord du golfe du Saint-Laurent, les densités des traits sont inégales dans cette zone par rapport à l'autre partie de ces strates (Figure 7). On a ignoré cette hétérogénéité dans les présentes analyses parce que la superficie en question est petite par rapport à celle du golfe du Saint-Laurent et qu'on a supposé que la densité du flétan du Groenland était homogène dans les strates, mais des analyses futures devront confirmer la validité de ces hypothèses.

Tous les relevés, sauf ceux menés par le *E.E. Prince*, ont été menés 24 heures sur 24. Cependant, des analyses précédentes ont montré que la capturabilité du flétan du Groenland pour les relevés menés dans le sud du golfe du Saint-Laurent ne varie pas au cours du cycle journalier (Benoît et Swain 2003b). Par conséquent, il n'a pas été nécessaire de faire des ajustements pour inclure le relevé du *E.E. Prince*. Le relevé de 2003 mené dans le sud du golfe du Saint-Laurent a été effectué par le NGCC *Wilfred Templeman*, le navire jumeau du NGCC *Alfred Needler*; nous avons donc supposé que leur capturabilité était égale pour nos analyses.

Les captures ont été normalisées à un équivalent commun *Teleost*-Campelen et ont été ajustées pour la zone. Pour les analyses combinant les données des deux relevés, on a supposé que les traits de chalut dans chacune des strates de la zone de chevauchement résultaient d'un échantillonnage aléatoire, indépendamment du relevé, étant donné que la sélection initiale était aléatoire par relevé. Bien sûr, cette hypothèse est incorrecte pour la partie nord-ouest des strates 403 et 406, échantillonnée uniquement dans le cadre du relevé mené dans le nord du golfe du Saint-Laurent (Figure 4). Cependant, elle devrait avoir des effets mineurs sur l'indice d'abondance estimé en raison de la petite superficie concernée.

Toutes les analyses reposaient sur un ensemble commun de strates échantillonnées chaque année, ou presque, dans le cadre de chaque relevé. Plus précisément, les analyses ont retenu les strates 415 à 439 du relevé dans le sud du golfe du Saint-Laurent et les strates 401 à 414, 801 à 824 et 827 à 832 du relevé dans le nord du golfe du Saint-Laurent. Les strates 401 à 403 du relevé dans le sud du golfe du Saint-Laurent ont été exclues parce que le flétan du Groenland n'y est pas présent et qu'elles sont exclues des séries chronologiques propres au sud du golfe du Saint-Laurent pour cette espèce, qui commencent en 1971 (Gauthier *et al.* 2020). Les strates 835 à 841 du relevé mené dans le nord du golfe du Saint-Laurent ont été exclues, car leur échantillonnage n'a commencé qu'en 1990 (Figure 3). Les densités de flétan du Groenland dans ces strates et dans la strate 433 sont généralement très faibles; l'exclusion de ces strates aux fins de production d'un indice unique pour l'ensemble du golfe du Saint-Laurent ne devrait donc pas créer de biais.

Dans les deux relevés, il arrive que des strates ne soient pas échantillonnées lors d'une année donnée en raison de contraintes opérationnelles (p. ex., Figure 3). Pour que les indices d'abondance soient corrects, la moyenne et la variance des prises pour les combinaisons strate-année non échantillonnées ont été imputées à l'aide de modèles linéaires de log(prises+1) en tant que fonction d'effets fixes pour la strate et l'année (tous deux comme facteurs), d'après les prises dans le relevé de l'année en question et des trois années précédentes. La seule exception concerne les strates non échantillonnées de 1984 à 1987, pour lesquelles on a utilisé une plage de données de cinq ans afin d'avoir des données suffisantes pour l'imputation.

On a estimé les indices de l'abondance relative et de la biomasse, associés à des intervalles de confiance à 95 %, en utilisant les estimateurs communs pour les échantillons aléatoires stratifiés. Les indices d'abondance ont été estimés pour les prises regroupées par taille et pour les classes de taille utilisées dans l'évaluation du stock. Les indices de la biomasse ont été estimés selon le poids estimé de chaque flétan du Groenland, dérivé des relations longueur-poids annuelles propres au sexe tirées du relevé mené dans le nord du golfe du Saint-Laurent.

Les analyses ont révélé que selon la densité, le flétan du Groenland utilisait davantage la partie septentrionale du sud du golfe du Saint-Laurent lorsque l'abondance augmentait, et moins lorsqu'elle diminuait. On obtient ainsi une relation asymptotique entre les indices d'abondance pour l'ensemble du golfe du Saint-Laurent et ceux du sud du golfe. Cette relation a été modélisée à l'aide d'une fonction analogue au modèle de Beverton-Holt, à savoir :

$$I_{g,t}^{GSL} = \frac{\alpha I_{g,t}^{SGSL}}{\beta + I_{g,t}^{SGSL}}$$

Dans l'équation, $I_{g t}^{GSL}$ est l'indice d'abondance de l'ensemble du golfe du Saint-Laurent pour le groupe de taille g pendant l'année t, $I_{g t}^{SGSL}$ est l'indice pour le sud du golfe du Saint-Laurent et α et β sont les paramètres à estimer. Les paramètres ont été estimés séparément pour les quatre groupes de taille couramment utilisés dans l'évaluation du flétan du Groenland des divisions 4RST (Gauthier *et al.* 2020) : [0, 20] cm;]20, 30] cm;]30, 40] cm; >40 cm. Le modèle a été ajusté à l'aide de la méthode des moindres carrés non linéaires, par la fonction nls() dans le progiciel R. On a ensuite utilisé le modèle et les paramètres pour prédire les indices de l'ensemble du golfe du Saint-Laurent entre 1971 et 1983, $\hat{I}_{g t}^{GSL}$, d'après les estimations de $I_{g t}^{SGSL}$. Pour évaluer l'ajustement du modèle, nous avons calculé les résidus relatifs comme suit : $(\hat{I}_{g t}^{GSL} - I_{g t}^{SGSL})/\hat{I}_{g t}^{GSL}$.

Nous avons également estimé un taux d'exploitation relatif en divisant les débarquements de la pêche dans les divisions 4RST par la biomasse chalutable estimée des flétans du Groenland de plus de 35 cm. La biomasse chalutable a été estimée en utilisant les relations annuelles longueur-poids et les taux de prise selon la longueur dans les relevés. Normalement, le taux d'exploitation utilisé dans l'évaluation de ce stock est fondé sur les individus de plus de 40 cm; cependant, la plage de longueurs a été légèrement étendue ici parce que des individus plus petits par rapport aux années ultérieures étaient capturés dans le cadre des activités de pêche menées avant 1990 (Gauthier *et al.* 2020).

3. RÉSULTATS ET DISCUSSION

3.1. EFFICIENCE DES PRISES RELATIVE

Pour chacune des cing analyses de pêche comparative, 13 modèles binomiaux et bêta-binomiaux possibles ont été ajustés aux données. Nous avons rigoureusement vérifié la convergence du modèle à l'aide du gradient maximal et de la matrice hessienne dans chaque ajustement du modèle pour assurer une convergence correcte. Nous disposions de suffisamment de données sur le relevé de pêche comparative de 2004-2005 mené dans le nord du golfe du Saint-Laurent pour ajuster des modèles plus compliqués, alors que les données des autres relevés ne convenaient généralement gu'à des modèles plus simples. Les CIA des modèles ont été calculés chaque fois que la convergence était correcte. Le tableau 5 présente la différence relative aux CIA du modèle donnant la valeur la plus basse. Le meilleur modèle pour chaque analyse a été sélectionné grâce au CIA le plus bas pour les analyses de pêche comparative de 1990 et de 2004-2005 menées dans le nord du golfe du Saint-Laurent, et les analyses de 1992 et de 2004-2005 menées dans le sud du golfe du Saint-Laurent, et ce, parmi tous les modèles ayant convergé. Pour l'analyse de l'expérience de pêche comparative de 1985 menée dans le sud du golfe du Saint-Laurent, on a réduit le choix de modèles possible aux trois modèles sans effet de la longueur, c'est-à-dire BI0, BI1 et BB0, et on a ensuite choisi le meilleur modèle en fonction du CIA le plus bas parmi ces trois modèles. On a exclu de la sélection les modèles avec un effet de la longueur, car ce relevé n'a pas produit suffisamment de données pour permettre d'estimer précisément l'effet de la longueur. Plus précisément, le nombre d'observations non négligeables (une paire de traits avec au moins une prise) est de 1,9, en movenne, pour les groupes de longueur. En outre, les facteurs de conversion estimés à partir de modèles plus compliqués tels que BI2, BI3 et BB2 ont indiqué l'absence de preuves d'un effet significatif de la longueur, malgré leur convergence et les améliorations marginales du CIA par rapport à BB0.

Pour chaque analyse, nous avons comparé la proportion de prises prévue pour l'ancien navire $\mu(L)$ dans chaque modèle ayant convergé à la proportion de prises de l'échantillon (calculée pour chaque station et pour une moyenne entre les stations) aux figures 8 à 12 afin d'évaluer l'efficacité des différentes hypothèses des modèles.

L'effet de la longueur n'était pas important ou était subtil pour toutes les paires, sauf dans le cas du relevé du nord du golfe du Saint-Laurent mené en 1990 entre le NGCC *Alfred Needler*-URI et le *Lady Hammond*-WIIA (figure 8). Ainsi, cette dépendance à la longueur de l'efficience relative des prises entre les chaluts URI et WIIA, estimée à partir du relevé du nord du golfe du Saint-Laurent mené en 1990, a fourni des renseignements pour l'étalonnage de toutes les autres prises au chalut WIIA dans le sud du golfe du Saint-Laurent.

Un effet de la station aléatoire améliorait généralement l'ajustement du modèle, sauf pour le relevé du nord du golfe du Saint-Laurent mené en 1990, où BI2 sans effet de la station a donné des résultats légèrement meilleurs que BI3 avec un effet de la station, mais les résultats de l'estimation étaient en fait les mêmes (Figure 8). Nous avons inclus un facteur de conversion, élaboré par Bourdages et ses collaborateurs (2007) et fondé sur un modèle exponentiel paramétrique (effet de la longueur en tant que fonction exponentielle), dans la comparaison des résultats de l'analyse de la pêche comparative dans le nord du golfe du Saint-Laurent en 2004 et 2005. Les résultats de l'effet de lissage de la longueur différaient de l'effet exponentiel de la longueur pour les plus petites tailles (moins de 20 cm), et l'inclusion d'un effet de la station dans BB5 a indiqué un facteur de conversion légèrement inférieur (Figure 9), car les résultats du modèle exponentiel étaient proches de ceux de BI2.

Afin d'évaluer les ajustements des modèles, nous avons calculé les résidus des prédictions des meilleurs modèles pour chaque analyse de pêche comparative. Les diagnostics résiduels utilisant les résidus de quantiles aléatoires normalisés (Dunn et Smyth 1996) n'ont pas révélé d'écart significatif lié à la longueur ou à la station (Figures 13 à 17). Les résidus liés aux relevés du sud du golfe du Saint-Laurent menés en 1985 (Figure 15) et en 1992 (Figure 16) ont indiqué un biais de prédiction relativement plus grand pour quelques groupes de longueur, de même qu'une incertitude de prédiction plus élevée dans l'ensemble, probablement due à la petite taille de l'échantillon.

L'efficacité des prises relative (facteur de conversion) entre chaque paire navire-engin a été estimée à partir du meilleur modèle sélectionné (Figure 18), puis étalonnée à la combinaison Teleost-Campelen par multiplication séquentielle (Figure 19). Nous avons ensuite appliqué ces estimations aux prises respectives des relevés pour les convertir en équivalents Teleost-Campelen (prises étalonnées). La figure 20 montre les prises annuelles selon la longueur, regroupées par relevé, pour chaque navire de chaque relevé, pour la zone de chevauchement des relevés. Cette figure indique que, bien que les tendances des prises étalonnées dépendantes de la longueur correspondent bien entre les deux relevés, on capturait généralement plus de flétan du Groenland lors des relevés menés dans le sud du golfe du Saint-Laurent pendant la plupart des années, y compris pendant les années 1980, lorsque les deux relevés étaient réalisés avec le même navire et le même engin. Pour les années où il existe des différences entre les navires, l'ampleur de la différence est semblable d'une année à l'autre. En apparence, on peut penser que la capturabilité ou la densité du flétan du Groenland diffère entre les relevés du sud et du nord du golfe du Saint-Laurent en raison de facteurs autres que les changements de navires et d'engins ou les différences dans la superficie échantillonnée, qui ont été pris en compte dans l'analyse. En d'autres termes, l'étalonnage semble ajuster correctement les captures pour les changements liés aux navires, aux engins et aux protocoles. Deux facteurs principaux qui diffèrent entre les relevés pourraient expliquer les différences liées aux prises, soit les mois au cours desquels elles ont lieu et l'emplacement des stations.

En moyenne, il y a une différence d'un mois concernant le calendrier d'échantillonnage des stations entre les deux relevés dans la zone de chevauchement. Les déplacements saisonniers dans la zone de chevauchement, soit en descendant sur le talus à partir des zones moins profondes du sud du golfe du Saint-Laurent, soit en remontant depuis le chenal Laurentien, pourraient entraîner une augmentation des prises pour le relevé mené dans le sud du golfe du Saint-Laurent. Ce mécanisme pourrait être une explication plausible des différences observées. Les taux de prises dans la zone de chevauchement, en particulier la partie nord-ouest d'une latitude de plus de 48,0 °N, ont tendance à être plus élevés pour le relevé mené dans le sud du colfe du Saint-Laurent pendant la plupart des années, en particulier pour les poissons de plus de 30 cm (Figure 21). Ces données indiquent une augmentation de la densité locale d'août à septembre, mais elles ne permettent pas de déterminer la provenance de ces poissons supplémentaires (des zones moins profondes ou plus profondes). Cependant, on pourrait le faire en comparant les prises du relevé de septembre mené dans le sud du golfe du Saint Laurent à celles du relevé de la pêche sentinelle à engins mobiles mené dans le sud du golfe du Saint-Laurent, qui est réalisé chaque année en août depuis 2003 (Savoie 2016). La détermination de l'origine de ces poissons pourrait améliorer la précision des indices d'abondance qui combinent le nord et le sud du golfe du Saint-Laurent parce que si les poissons sont remontés le long du talus, un certain nombre seront comptés en double, produisant un petit biais positif probable, tandis que les déplacements vers le bas du talus pourraient être moins problématiques si les poissons se déplacent seulement dans la zone du sud du golfe du Saint-Laurent, sans en sortir et ne pas être comptés.

L'échantillonnage des deux relevés n'est pas homogène dans la zone de chevauchement. Notamment, dans le sud du golfe du Saint-Laurent, on échantillonne généralement un ensemble de profondeurs plus restreint et variable dans le temps que dans le nord du golfe du Saint-Laurent (Figure 22). De plus, le relevé dans le sud du golfe du Saint-Laurent tend à avoir plus de traits dans l'angle nord-ouest de la zone de chevauchement (latitude de plus de 49,0 °N) où les prises sont plus importantes (Figure 21), ce qui contribue probablement aux différences liées aux prises moyennes observées entre les relevés.

Bien que la différence liée aux prises dans la zone de chevauchement entre les relevés menés dans le nord et le sud du golfe du Saint-Laurent puisse indiquer un biais possible pour un indice combiné, elle est probablement de faible ampleur étant donné que cette zone constitue une petite partie de l'ensemble des zones de relevés combinées et des profondeurs privilégiées par le flétan du Groenland dans le golfe du Saint-Laurent, soit environ 200 à 400 m (Figure 2). De plus, étant donné que la différence liée aux taux de prise moyens semble assez semblable pour la plupart des années (Figure 20), il se peut que le biais soit stationnaire dans le temps, ce qui ne poserait aucun problème pour les indices d'abondance étant donné qu'ils sont traités comme relatifs, c'est-à-dire que le biais serait effectivement confondu avec la capturabilité des relevés.

3.2. ANALYSE DES DONNÉES DE RELEVÉS ÉTALONNÉES

Les indices de l'abondance (Figure 23) et de la biomasse (Figure 24) par classe de taille, ainsi que les indices des relevés regroupés par longueur (Figure 25) étaient presque identiques à ceux présentés précédemment, fondés sur le seul relevé mené dans le nord du golfe du Saint-Laurent pour la période commune de 1990 à 2018 (Gauthier *et al.* 2020). Bien que l'échelle des indices soit plus faible avec l'ajout du relevé mené dans le sud du golfe du Saint-Laurent, où une grande partie des traits ne capturent pas de flétan du Groenland, les tendances interannuelles diffèrent très peu de celles du seul relevé mené dans le nord du golfe du Saint-Laurent. Les indices d'abondance pour le relevé mené dans le sud du golfe du Saint-Laurent sont présentés et abordés plus loin dans la présente section.

L'abondance et la biomasse des individus de 0 à 20 cm étaient faibles et décroissantes de 1984 à 1988, puis ont augmenté pour former un petit pic avant de chuter à nouveau en 1993 (Figure 25). Elles sont ensuite remontées jusqu'à un niveau moyen beaucoup plus élevé autour duquel elles fluctuent depuis. L'abondance des individus de 20 à 30 cm était généralement retardée d'un an par rapport à celle de la classe plus petite; les données connexes commencent en 1984 à un niveau relativement élevé, bien que très incertain. L'abondance des individus de 30 à 40 cm a atteint un premier pic vers 1985-1986 et à nouveau vers 1992, avant d'augmenter fortement en raison du recrutement. Après un pic au début des années 2000, l'indice a baissé de manière constante et s'est peut-être stabilisé au cours des cinq dernières années. L'abondance des individus de 90 cm a culminé en 1986, puis a augmenté à nouveau autour de 1995 avant de remonter à un niveau élevé en 2004. L'indice a depuis diminué au cours de la dernière décennie. On a déjà présenté l'abondance par classe de taille dans le nord du golfe du Saint-Laurent pour démontrer une dynamique de cohorte claire pour la période après 1990 (Gauthier *et al.* 2020). Les nouveaux résultats présentés confirment que cette tendance s'est également produite avant 1990.

Le nombre moyen d'individus par trait de chalut, regroupé par taille, a diminué de 1984 à 1989 et a affiché un léger pic au début des années 1990 avant de remonter à un niveau élevé vers 2000 (Figure 25, graphique du haut). L'indice fluctue largement sans afficher de tendance depuis le milieu des années 2000.

La biomasse chalutable des relevés a affiché un léger pic autour de 1987 et a augmenté à un niveau élevé à partir de la fin des années 1990 (Figure 25, graphique du bas). Après avoir

fluctué sans afficher de tendance importante pendant une bonne partie des années 2000, elle a diminué de manière constante dans les années 2010, puis a augmenté légèrement en 2020.

À la fin des années 1980, les prises de flétan du Groenland regroupées par taille étaient élevées uniquement dans l'estuaire du Saint-Laurent (Figure 26). Elles diminuaient progressivement à mesure que l'on se dirigeait vers l'est. Au fil du temps, l'ampleur des prises a augmenté, en particulier dans les chenaux Laurentien, d'Anticosti et d'Esquiman. Depuis la fin des années 1990, l'occurrence et la biomasse du flétan du Groenland ont augmenté dans la baie des Chaleurs et la cuvette du Cap-Breton. Les prises se sont également étendues à certaines parties du plateau madelinien, bien qu'il s'agisse principalement de petits individus (résultats non illustrés). Les récentes baisses des taux de prise de la biomasse se sont produites surtout dans la partie orientale du golfe. Ces tendances en matière de répartition semblent refléter une expansion dépendante de la densité et le recul d'une zone centrale située dans l'estuaire du Saint-Laurent.

La relation entre les indices de l'ensemble du golfe du Saint-Laurent et du sud du golfe du Saint-Laurent uniquement correspond à un changement de répartition dépendant de la densité. Le modèle asymptotique était raisonnablement bien ajusté à cette relation en termes absolus, en particulier pour les deux groupes de plus grande taille. L'indice du sud du golfe du Saint-Laurent était donc un prédicteur raisonnable de l'indice de l'ensemble du golfe du Saint-Laurent (Figure 27). Cependant, les résidus relatifs pour tous les groupes de taille avaient tendance à être plus grands et positifs au début de la série, lorsque l'abondance était plus faible. À l'avenir, il faudrait étudier différentes équations du modèle avec dépendance à l'égard de la densité, y compris l'étude éventuelle d'une marche aléatoire temporelle pour les paramètres, avant d'utiliser la série prédite pour l'évaluation du stock. Néanmoins, les indices prédits pour la période de 1971 à 1983 affichent la dynamique de cohorte susmentionnée, caractérisée par l'apparition de cohortes fortes au milieu des années 1980, au début des années 1990 et de la fin des années 1990 à la majeure partie des années 2000. Ils indiquent également que les pics d'abondance du flétan du Groenland de plus grande taille à la fin des années 1970, au milieu et à la fin des années 1980, puis dans les années 2000, étaient caractérisés par une augmentation des densités au fil du temps, qui a conduit à une hausse de l'abondance du stock.

Il y a eu des pics importants dans les débarquements de la pêche à la fin des années 1970 et à la fin des années 1980. Ils étaient associés à de fortes augmentations du taux d'exploitation relatif des individus de plus de 35 cm (Figure 28). Le pic du taux d'exploitation dans les années 1980, pour leguel les indices de la biomasse chalutable dans l'ensemble du golfe du Saint-Laurent étaient directement disponibles, était d'environ 25 %. Le même pic fondé sur la biomasse chalutable déduite à partir de l'indice du relevé mené dans le sud du golfe du Saint-Laurent et de la relation de dépendance à la densité était beaucoup plus élevé (environ 65 %), ce qui indique que la biomasse déduite était sous-estimée. Il est donc probable que cette approche ait également surestimé les taux d'exploitation déduits avant 1984, parfois très élevés, ce qui est une conséquence de la sous-estimation par le modèle de l'abondance avant le début des années 1990 (Figure 27). Néanmoins, les résultats indiquent que les taux d'exploitation avant les années 1990 étaient beaucoup plus élevés que pendant la période suivante. Ils indiquent également que les prises de la pêche ont rapidement augmenté chaque fois que l'abondance du flétan du Groenland de plus 30 cm augmentait, ce qui a rapidement réduit ces abondances à des niveaux très bas (Figures 27 et 28). Dans chaque cas, l'augmentation de l'abondance des plus grands flétans du Groenland semble être le résultat d'une seule classe d'âge importante (Figure 27).

Les taux d'exploitation sont passés sous la barre des 5 % pour la première fois au milieu des années 1990 et à nouveau vers les années 2000 (Figure 28). Ces taux plus faibles, combinés

aux importantes classes d'âge nées au début des années 1990 et pendant une grande partie des années 2000, semblent être les principaux facteurs expliquant les fortes abondances de grands poissons dans les années 2000 (Figure 27). Dans l'ensemble, ces dynamiques indiquent que le flétan du Groenland des divisions 4RST a probablement fait l'objet d'une surpêche des recrues dans les années 1980 et au début des années 1990. Bien que des conditions environnementales favorables puissent également avoir contribué à l'augmentation du recrutement pendant la dernière partie des années 1990, le rétablissement après une dégradation liée à la pêche a peut-être été un facteur beaucoup plus important qu'on le pensait auparavant. Pour ce stock, la modélisation analytique de la population fondée sur la taille permettrait d'élucider les rôles relatifs de la pêche et des changements environnementaux dans le recrutement.

La modélisation des indices des relevés de base et dépendante de la densité qui a été présentée dans le rapport indique qu'il existe un fort potentiel pour l'élaboration des indices d'abondance pour le flétan du Groenland des divisions 4RST à partir de 1971. Il faudra effectuer d'autres travaux pour affiner l'utilisation des renseignements des relevés menés dans le sud du golfe du Saint-Laurent afin d'orienter les indices du stock entier et de mettre au point des intervalles de confiance qui comprennent à la fois l'erreur d'échantillonnage du relevé et l'erreur de prédiction. Notamment, l'analyse du taux d'exploitation indique que l'abondance dans l'ensemble du golfe du Saint-Laurent est probablement sous-estimée par la relation actuelle de densité-dépendance associée à l'indice du sud du golfe du Saint-Laurent et que, par conséquent, les efforts visant à améliorer ces prédictions, qui se produisent à une faible abondance, pourraient réduire ce biais.

4. REMERCIEMENTS

Nous souhaitons remercier Noel Cadigan et Jean-Martin Chamberland, qui ont accepté de réviser l'avant-dernière version du présent document, ainsi que Yoland Plourde qui nous a aidé avec la traduction au Tableau 2

5. RÉFÉRENCES CITÉES

- Benoît, H.P. 2006. <u>Standardizing the southern Gulf of St. Lawrence bottom trawl survey time</u> series: Results of the 2004-2005 comparative fishing experiments and other recommendations for the analysis of the survey data. DFO Can. Sci. Adv. Sec. Res. Doc. 2006/008.
- Benoît, H.P., et Swain, D.P. 2003a. Standardizing the southern Gulf of St. Lawrence bottomtrawl survey time series: adjusting for changes in research vessel, gear and survey protocol. Can. Tech. Rep. Fish. Aquat. Sci. no. 2505: iv + 95 pp.
- Benoît, H.P., et Swain, D.P. 2003b. Accounting for length and depth-dependent diel variation in catchability of fish and invertebrates in an annual bottom-trawl survey. ICES J. Mar. Sci. 60: 1297-1316.
- Benoît, H.P., et Swain, D.P. 2008. Impacts of environmental change and direct and indirect harvesting effects on the dynamics of a marine fish community. Can. J. Fish. Aquat. Sci. 65: 2088-2104.

- Benoît, H.P., Dunham, A., Macnab, P., Rideout, R., Wareham, V., Clark, D., Duprey, N., Maldemay, É.-P., Richard, M., Clark, C., et Wilson, B. 2020. <u>Éléments d'un cadre visant à</u> <u>soutenir les décisions liées à l'autorisation des relevés scientifiques avec des engins entrant</u> <u>en contact avec le fond dans des zones benthiques protégées ayant des objectifs de</u> <u>conservation définis</u>. Secr. can. de consult. sci. du MPO. Doc. de rech. 2020/011. ix + 109 p
- Bourdages, H., L. Savard, D. Archambault et S. Valois. 2007. Résultats des expériences de pêche comparative d'août 2004 et 2005 dans le nord du golfe du Saint-Laurent, entre le NGCC *Alfred Needler* et le NGCC *Teleost*. Rapp. tech. can. sci. halieut. aquat. 2750 : ix + 57 p.
- Bourdages, H., Brassard, C., Desgagnés, M., Galbraith, P., Gauthier, J., Nozères, C., ScallonChouinard, P.-M. et Senay, C. 2020. <u>Résultats préliminaires du relevé</u> <u>écosystémique d'août 2019 dans l'estuaire et le nord du golfe du Saint-Laurent</u>. Secr. can. de consult. sci. du MPO. Doc. de rech. 2020/009. iv + 93 p.
- Brassard, C., Lussier, J-F., Benoît, H., Way, M. et Collier, F. 2020. <u>L'état du stock de morue</u> <u>franche (*Gadus morhua*) du nord du golfe du Saint-Laurent (3Pn, 4RS) en 2018</u>. Secr. can. de consult. sci. du MPO. Doc. de rech. 2019/075. x + 119 p.
- Cadigan, N.G., et Dowden, J.J. 2010. Statistical inference about the relative efficiency of a new survey protocol, based on paired-tow survey calibration data. Fish. Bull. 108: 15-29.
- Chadwick, E.M.P., Brodie, W., Clark, D., Gascon, D., et Hurlbut, T.R. 2007. Historique des relevés de chalut multi-spécifiques annuels sur la côte Atlantique du Canada. Bull. PMZA. 6: 25–42.
- Dunn, P.K., et Smyth, G.K. 1996. Randomized quantile residuals. J Comput Graph Stat. 5: 236–44.
- Duplisea, D.E., Bourdages, H., Brassard, C., Gauthier, J., Lambert, Y., Nitschke, P., et Valentin, A. 2016. <u>Fitting a statistical catch at length model (NFT-SCALE) to Unit 1 + 2 redfish</u> <u>(Sebastes mentella and Sebastes fasciatus)</u>. DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2016/095. v + 32 p.
- Gascon, D., Gagnon, P., Bernier, B., et Savard, L. 1991. Le relevé conjoint crevette/poisson de fond du nord du golfe du Saint-Laurent (divisions de l'OPANO 4RST). CSCPCA Document de travail 91/70 (unpublished working paper).
- Gauthier, J., Marquis, M.-C., Bourdages, H., Ouellette-Plante, J. et Nozères, C. 2020. <u>L'état du</u> <u>stock de flétan du Groenland du golfe du Saint-Laurent (4RST) en 2018 : données de la</u> <u>pêche commerciale et des relevés de recherche</u>. Secr. can. de consult. sci. du MPO. Doc. de rech. 2020/016. v + 130 p.
- Green, P.J., et Silverman, B.W. 1993. Nonparametric regression and generalized linear models. Chapman and Hall/CRC, 184 p.
- Hastie, T., Tibshirani, R. et Friedman, J. 2009. The elements of statistical learning: data mining, inference, and prediction. Springer Science & Business Media.
- Hilborn, R., et Walters, C.J. 1992. Quantitative fisheries stock assessment: choice, dynamics and uncertainty. Chapman and Hall, New York
- Hurlbut, T., et Clay, D. 1990. Protocols for research vessel cruises within the Gulf Region (demersal fish) (1970–1987). Can. Manuscr. Rep. Fish. Aquat. Sci. 2082.
- Kristensen, K., Nielsen, A., Berg, C.W., Skaug, H., et Bell, B.M. 2016. TMB: Automatic differentiation and Laplace approximation. J. Stat. Softw. 70: 1-21.

- Lewy, P., Nielsen, J.R., et Hovgård, H. 2004. Survey gear calibration independent of spatial fish distribution. Can. J. Fish. Aquat. Sci, 61: 636-647.
- Maunder, M.N., et Punt, A.E. 2013. A review of integrated analysis in fisheries stock assessment. Fish. Res. 142: 61–74
- McAllister, M. et Duplisea, D.E. 2016. <u>An updated production model fitting for redfish (*Sebastes fasciatus* and *Sebastes mentella*) in Units 1 and 2</u>. DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2016/084. iv + 6 p.
- Miller, T.J. 2013. A comparison of hierarchical models for relative catch efficiency based on paired-gear data for US Northwest Atlantic fish stocks. Can. J. Fish. Aquat. Sci. 70: 1306-1316.
- Morin, R., Ricard, D., Benoît, H., et Surette, T. 2017. <u>A review of the biology of Atlantic hagfish</u> (*Myxine glutinosa*), its ecology, and its exploratory fishery in the southern Gulf of St. Lawrence (NAFO Div. 4T). DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2017/017. v + 39 p.
- Pelletier, D. 1998. Intercalibration of research survey vessels in fisheries: A review and an application. Can. J. Fish. Aquat. Sci. 55: 2672-2690.
- Ricard, D., et Swain, D.P. 2018. <u>Assessment of Witch Flounder (*Glyptocephalus cynoglossus*) in the Gulf of St. Lawrence (NAFO Divisions 4RST), February 2017</u>. DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2018/023. xi + 78 p.
- Savenkoff, C., Castonguay, M., Chabot, D., Hammill, M.O., Bourdages, H., et Morissette, L. 2007a. Changes in the northern Gulf of St. Lawrence ecosystem estimated by inverse modelling: Evidence of a fishery-induced regime shift? Estuar. Coast. Shelf Sci. 73: 711-724.
- Savenkoff, C., Swain, D.P., Hanson, J.M., Castonguay, M., Hammill, M.O., Bourdages, H., Morissette, L., et Chabot, D. 2007b. Effects of fishing and predation in a heavily exploited ecosystem: comparing periods before and after the collapse of groundfish in the southern Gulf of St. Lawrence (Canada). Ecol. Model., 204: 115-128.

Savoie, L. 2016. <u>Indices of abundance to 2014 for six groundfish species based on the</u> <u>September research vessel and August sentinel vessel bottom-trawl surveys in the southern</u> <u>Gulf of St. Lawrence</u>. DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2015/085. v + 52 p.

- Swain, D.P., Poirier, G.A, et Morin, R. 1998. <u>Relative fishing efficiency for witch flounder of</u> vessels and gears used in the August and September bottom-trawl surveys in the Gulf of St. <u>Lawrence</u>. DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 1998/03.
- Thorson, J.T. et Minto, C. 2015. Mixed effects: a unifying framework for statistical modelling in fisheries biology. ICES J. Mar. Sci. 72:1245-1256.
- Verbyla, A.P., Cullis, B.R., Kenward, M.G, et Welham, S.J. 1999. The analysis of designed experiments and longitudinal data by using smoothing splines. J. Roy. Stat. Soc. Ser. C 48: 269-311.
- Wood, S.N. 2000. Modelling and smoothing parameter estimation with multiple quadratic penalties. J. R. Stat. Soc. Ser. B Stat. Methodol. 62: 413–428.
- Wood, S.N. 2011. Fast stable restricted maximum likelihood and marginal likelihood estimation of semiparametric generalized linear models. J. R. Stat. Soc. Ser. B Stat. Methodol. 73: 3–36.
- Wood, S.N. 2017. Generalized additive models: An introduction with R, 2nd ed. Chapman and Hall/CRC Press, 496 p.

Yin, Y. et Benoît, H.P. 2022. Length-specific relative catchabilities of redfish and Atlantic halibut by vessels and bottom trawls in multispecies research surveys in the Gulf of St. Lawrence based on paired-tow comparative fishing and spatio-temporal overlap. Can. Tech. Rep. Fish. Aquat. Sci. 3454: vi + 79 p.

6. TABLEAUX

Tableau 1. Paramètres des navires et résumé des protocoles utilisés dans les relevés effectués par le navire de recherche dans le sud du golfe du Saint-Laurent (sGSL) et le nord du golfe du Saint-Laurent (nGSL).

	E.E. Prince	Lady Hammond	CCGS Alfred Needler	CCGS Teleost
Opération régulière de relevé	sGSL: 1971- 1985	sGSL: 1985-1991 nGSL: 1984-1990	sGSL: 1992-2005 nGSL: 1990-2005	sGSL: 2004- présent nGSL: 2004- présent
Type de navire	Chalut arrière	Chalut arrière	Chalut arrière	Chalut arrière
Tonnage	406	897	959	2,405
Longueur (m)	40	58	50	63
Heure de fonctionnement	De jour seulement (7h00-19h00)	24-hr	24-hr	24-hr
Vitesse de remorquage standard (noeuds)	3,5	3,5	sGSL: 3,5 nGSL (1990-1993): 2,5 nGSL (1994-2005): 3,0	sGSL: 3,5 nGSL: 3,0
Durée du trait standard (min)	30	30	sGSL: 30 nGSL (1990-1992): 20 nGSL (1993-2005): 24	sGSL: 30 nGSL: 15
Distance du trait standard (nm)	1,75	1,75	sGSL: 1,75 nGSL (1990-1992): 0,83 nGSL (1993): 1.00 nGSL (1994-2005): 1.20	sGSL: 1,75 nGSL: 0,75

	Yankee 36	Western IIA	URI 81/114	Campelen
Années d'activités	sGSL: 1971-1984	sGSL: 1985- présent	nGSL: 1990-2005	nGSL: 2004- présent
		nGSL: 1984-1990		
Faux-bourrelet	Disques espaceurs en caoutchouc de 7 pouces (sections extérieures) et 14 pouces (sections intérieures) + espaceurs en fer de 17 livres	Bobines en caoutchouc de 21 pouces (extérieur) et 18 pouces (intérieur) et espaceurs en caoutchouc de 6,75 pouces de diamètre et 7 pouces de long	information non disponible	Rockhopper
Longueur du bourrelet (m)	24,4	32,3	34,8	35,6
Longueur de la corde de dos (m)	18,3	22,9	24,7	29,5
Ouverture verticale (m)	2,7	4,6	5,5	-
Écartement des ailes (m)	10,7	12,5	14-15	16-17
Type de porte	Bois avec reliure en acier	Modèle Portuguese (acier)	Morgère	Polyvalent
Jupette de rallonge (mm)	31,75	31,75	44,0	44,0
Doublure du cul du chalut (mm)	6,35	19,0	19,0	12,7

Tableau 2. Paramètres des chaluts utilisés dans les relevés effectués par le navire de recherche dans le sud du golfe du Saint-Laurent (sGSL) et le nord du golfe du Saint-Laurent (nGSL).

Tableau 3. Ensemble de modèles binomiaux présentant diverses hypothèses sur l'effet de la longueur et l'effet de la station sur l'efficience des prises relative. Un effet de lissage de la longueur peut être pris en compte et l'effet de la station peut être ajouté à l'ordonnée à l'origine, sans interaction avec l'effet de la longueur, ou ajouté à la fois à l'ordonnée à l'origine et au lisseur pour permettre une interaction entre les deux effets.

Modèle	log(ho)	Effet de la longueur	Effet de la station
BI0	eta_0	constant	non considéré
BI1	$eta_0+\delta_{0,i}$	constant	ordonnée à l'origine
BI2	$\mathbf{X}_{f}^{T} \mathbf{\beta}_{f} + \mathbf{X}_{r}^{T} \mathbf{b}$	lissage	non considéré
BI3	$\mathbf{X}_{f}^{T} \mathbf{\beta}_{f} + \mathbf{X}_{r}^{T} \mathbf{b} + \delta_{0,i}$	lissage	ordonnée à l'origine
BI4	$\mathbf{X}_{f}^{T}(\boldsymbol{\beta}_{f} + \boldsymbol{\delta}_{i}) + \mathbf{X}_{r}^{T}(\mathbf{b} + \boldsymbol{\epsilon}_{i})$	lissage	ordonnée à l'origine, lissé

Tableau 4. Ensemble de modèles bêta-binomiaux présentant diverses hypothèses sur l'effet de la longueur et l'effet de la station sur l'efficience des prises relative, et l'effet de la longueur sur le paramètre de variance. Un effet de lissage de la longueur peut être pris en compte à la fois dans le facteur de conversion et dans le paramètre de variance. Un possible effet de la station peut être ajouté à l'ordonnée à l'origine, sans interaction avec l'effet de la longueur, ou ajouté à la fois à l'ordonnée à l'origine et au lisseur pour permettre une interaction entre les deux effets.

Modèle	log(ho)	$log(\phi)$	Effet de la longueur	Effet de la station
BB_0	eta_0	γ_0	constant/constant	non considéré
BB_1	$eta_0+\delta_{0,i}$	γo	constant/constant	ordonnée à l'origine
BB_2	$\mathbf{X}_{f}^{T}\mathbf{\beta}_{f} + \mathbf{X}_{r}^{T}\mathbf{b}$	γo	lissage/constant	non considéré
BB_3	$\mathbf{X}_{f}^{T}\mathbf{\beta}_{f} + \mathbf{X}_{r}^{T}\mathbf{b}$	$\mathbf{X}_{f}^{T}\mathbf{\gamma} + \mathbf{X}_{r}^{T}\mathbf{g}$	lissage/lissage	non considéré
BB_4	$\mathbf{X}_{f}^{T}\boldsymbol{\beta}_{f} + \mathbf{X}_{r}^{T}\mathbf{b} + \boldsymbol{\delta}_{0,i}$	γ ₀	lissage/constant	ordonnée à l'origine
BB_5	$\mathbf{X}_{f}^{T}\boldsymbol{\beta}_{f} + \mathbf{X}_{r}^{T}\mathbf{b} + \boldsymbol{\delta}_{0,i}$	$\mathbf{X}_{f}^{T}\mathbf{\gamma} + \mathbf{X}_{r}^{T}\mathbf{g}$	lissage/lissage	ordonnée à l'origine
BB ₆	$\mathbf{X}_{f}^{T}(\boldsymbol{\beta}_{f}+\boldsymbol{\delta}_{i})+\mathbf{X}_{r}^{T}(\mathbf{b}+\boldsymbol{\epsilon}_{i})$	γ_0	lissage/constant	ordonnée à l'origine, lissé
BB7	$\mathbf{X}_{f}^{T}(\boldsymbol{\beta}_{f} + \boldsymbol{\delta}_{i}) + \mathbf{X}_{r}^{T}(\mathbf{b} + \boldsymbol{\epsilon}_{i})$	$\mathbf{X}_{f}^{T}\mathbf{\gamma} + \mathbf{X}_{r}^{T}\mathbf{g}$	lissage/lissage	ordonnée à l'origine, lissé

Tableau 5. Différence liée au critère d'information d'Akaike (CIA) par rapport au modèle donnant le CIA le plus faible pour chacun des 13 modèles possibles et chaque analyse de pêche comparative. Le meilleur modèle (indiqué en gras) a été sélectionné à l'aide du CIA le plus faible. Cependant, pour le relevé mené dans le sud du golfe du Saint-Laurent en 1985, le meilleur modèle a été sélectionné à l'aide du CIA le plus faible parmi les modèles sans effet de la longueur (BI0, BI1 et BB1). Un tiret indique un modèle qui n'a pas été essayé en raison d'un manque de données ou pour lequel la convergence n'a pas pu être atteinte.

Modèle	nGSL1990	nGSL.2004.2005	sGSL.1985	sGSL.1992	sGSL.2004.2005
BIO	162	1068	105	228	278
BI1	179	192	114	0	209
BI2	0	987	93	97	140
BI3	17	135	97	-	77
BI4	-	-	-	-	-
BB0	158	639	105	230	248
BB1	-	160	-	5	211
BB2	2	587	94	120	114
BB3	-	463	0	-	0
BB4	-	107	-	-	79
BB5	-	0	-	-	-
BB6	-	-	-	-	-
BB7	-	-	-	-	-

7. FIGURES



Figure 1. Plan de stratification pour le relevé plurispécifique au chalut de fond mené dans le sud du golfe du Saint-Laurent.



Figure 2. Plan de stratification pour le relevé plurispécifique au chalut de fond mené dans le nord du golfe du Saint-Laurent. Les strates 401 à 408, 801 à 824 et 827 à 832 constituent un groupe central de strates incluses annuellement dans la conception de l'échantillonnage depuis au moins 1985. Les strates supplémentaires, situées dans la division 3Ps de l'OPANO (sud-ouest de Terre-Neuve) et échantillonnées uniquement en 1987 et de 1993 à 2003, ne sont pas représentées.



Figure 3. Résumé du nombre de traits effectués dans chaque strate, chaque année, dans le cadre du relevé du nord du golfe du Saint-Laurent. Les strates indiquées en rouge ne sont pas utilisées dans l'estimation des séries de l'abondance des relevés, pour aucun taxon, en raison d'un échantillonnage non uniforme au fil des ans. (La figure a été gracieusement fournie par Jordan Ouellette-Plante, région du Québec du MPO).



Figure 4. Carte en gros plan des strates des relevés du sud du golfe du Saint-Laurent (en rouge; strates 415, 425, 439) et du nord du golfe du Saint-Laurent (en noir; strates 401 à 406) dans la zone située le long du talus sud du chenal Laurentien, où les deux relevés se chevauchent.



Figure 5. Emplacement des traits de pêche comparative pour quatre expériences de pêche comparative menées dans le golfe du Saint-Laurent : a) expériences de pêche comparative de 1985 (o) et de 1992 (+) pendant le relevé mené dans le sud du golfe (d'après Benoît et Swain 2003); b) expériences de pêche comparative de 2004 (+) et de 2005 (o) pendant le relevé mené dans le sud du golfe (d'après Benoît 2006); c) expériences de pêche comparative de 2004 (o) et de 2005 (•) pendant le relevé mené dans le nord du golfe (d'après Bourdages et al. 2007).



Figure 6. Emplacement des traits de pêche comparative fructueux réalisés pendant le relevé au chalut de fond mené dans le nord du golfe du Saint-Laurent en août 1990.



Figure 7. Emplacement des traits de pêche fructueux réalisées pendant les relevés du nord (points noirs) et du sud (points rouges) du golfe du Saint-Laurent dans les strates 401 à 406 du relevé du nord du golfe du Saint-Laurent. On a également indiqué les emplacements des traits effectués pendant le relevé du sud du golfe dans la strate 439, qui ne correspondent pas aux strates 401 à 406 du relevé du nord du golfe du Saint-Laurent et qui n'ont pas été retenus dans les analyses (points bleus).



Figure 8. Analyse de pêche comparative des prises effectuées par le Lady Hammond-WIIA et le NGCC Alfred Needler-URI dans le nord du golfe du Saint-Laurent en 1990 : estimation de la proportion de prises selon la longueur réalisées par le Lady Hammond-WIIA d'après les modèles binomiaux et bêta-binomiaux possibles (ligne continue rouge pour le meilleur modèle sélectionné et lignes pointillées bleues pour les autres modèles ayant convergé), comparée à la proportion de prises selon la longueur dans l'échantillon (points gris pour chaque trait apparié à chaque station et cercles noirs pour la moyenne entre les stations).



Longueur

Figure 9. Analyse de pêche comparative des prises réalisées par le NGCC Alfred Needler-URI et le NGCC Teleost-Campelen dans le nord du golfe du Saint-Laurent en 2004 et 2005 : estimation de la proportion de prises selon la longueur réalisées par le NGCC Alfred Needler-URI d'après les modèles binomiaux et bêta-binomiaux possibles (ligne continue rouge pour le meilleur modèle sélectionné et lignes pointillées bleues pour les autres modèles convergents) et d'après le modèle exponentiel de Bourdages et ses collaborateurs (2007) (ligne continue jaune), comparée à la proportion de prises selon la longueur dans l'échantillon (points gris pour chaque trait apparié à chaque station et cercles noirs pour la moyenne entre les stations).



Figure 10. Analyse de pêche comparative des prises réalisées par le E.E. Prince-Yankee et le NGCC Alfred Needler-URI dans le sud du golfe du Saint-Laurent en 1985 : estimation de la proportion de prises selon la longueur réalisées par le E.E. Prince-Yankee d'après les modèles binomiaux et bêta-binomiaux possibles (ligne continue rouge pour le meilleur modèle sélectionné et lignes pointillées bleues pour les autres modèles convergents), comparée à la proportion de prises selon longueur dans l'échantillon (points gris pour chaque trait apparié à chaque station et cercles noirs pour la moyenne entre les stations). Le meilleur modèle a été sélectionné à l'aide du critère d'information d'Akaike le plus faible parmi les modèles sans effet de la longueur.



Figure 11. Analyse de pêche comparative des prises réalisées par le Lady Hammond-WIIA et le NGCC Alfred Needler-WIIA dans le sud du golfe du Saint-Laurent en 1992 : estimation de la proportion de prises selon la longueur par le Lady Hammond-WIIA d'après les modèles binomiaux et bêta-binomiaux possibles (ligne continue rouge pour le meilleur modèle sélectionné et lignes pointillées bleues pour les autres modèles convergents), comparée à la proportion de prises selon la longueur dans l'échantillon (points gris pour chaque trait apparié à chaque station et cercles noirs pour la moyenne entre les stations).



Figure 12. Analyse de pêche comparative des prises réalisées par le NGCC Alfred Needler-WIIA et le NGCC Teleost-WIIA dans le sud du golfe du Saint-Laurent en 2004-2005 : estimation de la proportion de prises selon la longueur réalisées par le NGCC Alfred Needler-WIIA d'après les modèles binomiaux et bêta-binomiaux possibles (ligne continue rouge pour le meilleur modèle sélectionné et lignes pointillées bleues pour les autres modèles convergents), comparée à la proportion de prises selon la longueur dans l'échantillon (points gris pour chaque trait apparié à chaque station et cercles noirs pour la moyenne entre les stations).



Figure 13. Analyse de pêche comparative des prises réalisées par le Lady Hammond-WIIA et le NGCC Alfred Needler-URI dans le nord du golfe du Saint-Laurent en 1990 : les résidus des quantiles aléatoires normalisés pour chaque groupe de longueur (graphique du haut) et chaque station (graphique du bas) n'ont pas indiqué d'écart significatif.



Figure 14. Analyse de pêche comparative des prises réalisées par le NGCC Alfred Needler-URI et le NGCC Teleost-Campelen dans le nord du golfe du Saint-Laurent en 2004 et 2005 : les résidus des quantiles aléatoires normalisés pour chaque groupe de longueur (graphique du haut) et chaque station (graphique du bas) n'ont pas indiqué d'écart significatif.



Figure 15. Analyse de pêche comparative des prises réalisées par le E.E. Prince-Yankee et le Lady Hammond-WIIA dans le sud du golfe du Saint-Laurent en 1985 : résidus des quantiles aléatoires normalisés pour chaque groupe de longueur (graphique du haut) et pour chaque station (graphique du bas). Le biais est plus élevé pour certaines longueurs en raison de la petite taille de l'échantillon (nombre d'observations effectives).



Figure 16. Analyse de pêche comparative des prises réalisées par le Lady Hammond-WIIA et le NGCC Alfred Needler-WIIA dans le sud du golfe du Saint-Laurent en 1992 : résidus des quantiles aléatoires normalisés pour chaque groupe de longueur (graphique du haut) et pour chaque station (graphique du bas). Le biais est plus élevé pour certaines longueurs en raison de la petite taille de l'échantillon (nombre d'observations effectives).



Figure 17. Analyse de pêche comparative des prises réalisées par le NGCC Alfred Needler-WIIA et le NGCC Teleost-WIIA dans le sud du golfe du Saint-Laurent en 2004 et 2005 : les résidus des quantiles aléatoires normalisés pour chaque groupe de longueur (graphique du haut) et chaque station (graphique du bas) n'ont pas indiqué d'écart significatif.



Figure 18. Estimation de l'efficience des prises relative pour chaque expérience de pêche comparative. Les zones ombragées indiquent plus/moins un écart-type. La ligne rouge horizontale indique une efficience égale.



Figure 19. Estimation de l'efficience des prises relative par rapport à la combinaison Teleost-Campelen pour chaque couple navire-engin, fondée sur la multiplication séquentielle des efficiences des prises relatives estimées à partir des cinq analyses de pêche comparative. La ligne rouge horizontale indique une efficience égale.



Figure 20. Moyenne annuelle des prises ajustées selon la longueur, regroupée par relevé, pour chaque navire et chaque relevé (par couleur), pour la zone de chevauchement des relevés menés dans le chenal Laurentien.



Figure 21. Prises normalisées (ajustées) provenant des traits individuels des relevés menés dans le nord et le sud du golfe du Saint-Laurent en fonction de la latitude et de l'année, et regroupées par classe de longueur et combinaison navire-engin pour la zone de chevauchement des relevés menés dans le chenal Laurentien. La taille des cercles et l'ombrage indiquent l'ampleur des prises totales. Il faut noter les différentes échelles utilisées pour les différentes combinaisons de navires et d'engins au fil des ans, selon la légende figurant au bas des graphiques.



Figure 22. Diagrammes de quartiles des profondeurs annuelles échantillonnées dans le cadre des relevés effectués a) dans le sud et b) dans le nord du golfe, dans la zone de chevauchement. Des lignes de référence sont tracées à 250, 300 et 350 m pour faciliter les comparaisons.



Figure 23. Indices d'abondance (nombre moyen par trait) pour le flétan du Groenland, par classe de taille (rangées), dans les relevés combinés du nord et du sud du golfe du Saint-Laurent (colonne de gauche) et les relevés menés seulement dans le nord du golfe du Saint-Laurent (colonne de droite) de 1984 à 2020.



Figure 24. Indices de la biomasse (moyenne, en kg par trait) pour le flétan du Groenland, par classe de taille (rangées), dans les relevés combinés du nord et du sud du golfe du Saint-Laurent (colonne de gauche) et les relevés menés seulement dans le nord du golfe du Saint-Laurent (colonne de droite) de 1984 à 2020.



Figure 25. Indices d'abondance regroupés par taille (nombre moyen par trait; graphique du haut) et biomasse chalutable (tonnes; graphique du bas) pour le flétan du Groenland dans les relevés combinés du nord et du sud du golfe du Saint-Laurent, de 1984 à 2020.



Figure 26. Distribution de la biomasse du flétan du Groenland (kg par trait; regroupée par taille) par blocs de 6 ou 7 ans dans les relevés combinés du nord et du sud du golfe du Saint-Laurent, de 1984 à 2020. L'interpolation est fondée sur les triangles de Delaunay. Pour éviter la formation inappropriée de triangles de Delaunay entre des points éloignés et des points topologiquement séparés par des obstacles, on a utilisé une distance de suppression de 0,7 degré comme limite de distance entre les points de données à laquelle les triangles de Delaunay étaient supprimés. Si un ou plusieurs côtés d'un triangle de Delaunay

avaient une longueur supérieure à cette valeur, le triangle n'était pas tracé.



Figure 27. Indices d'abondance par groupe de longueur (nombre moyen par trait; colonne de gauche) pour l'indice de l'ensemble du golfe du Saint-Laurent (points noirs et intervalle de confiance à 95 %), l'indice du sud du golfe du Saint-Laurent (ligne bleue) et l'indice de l'ensemble du golfe du Saint-Laurent prédit à partir de l'indice du sud du golfe du Saint-Laurent, à l'aide de la relation de densité-dépendance (ligne pointillée rouge). Les graphiques de la colonne du milieu représentent les indices de l'ensemble du golfe du Saint-Laurent (axe des y) en tant que fonction des indices du sud du golfe du Saint-Laurent (axe des x), ainsi que la relation modélisée de densité-dépendance entre eux (ligne rouge). Les graphiques de la colonne de droite représentent les résidus relatifs de la relation de densité-dépendance, (observé-prédit)/prédit, en tant que fonction de l'année. Il convient de noter que dans les graphiques de gauche, on a arbitrairement multiplié les indices du sud du golfe du Saint-Laurent par deux afin de rendre leur amplitude plus proche de celles des indices de l'ensemble du golfe du Saint-Laurent, aux fins de traçage.



Figure 28. a) Débarquements annuels totaux de flétan du Groenland (tonnes) dans les divisions 4RST et b) taux d'exploitation relatif associé (pourcentage) pour le flétan du Groenland de plus de 35 cm d'après la biomasse chalutable estimée de l'ensemble du golfe du Saint-Laurent (cercles et ligne noirs) et l'estimation fondée sur l'indice de la biomasse du sud du golfe du Saint-Laurent et la relation de densitédépendance avec la biomasse chalutable de l'ensemble du golfe du Saint-Laurent (ligne rouge).