



Pêches et Océans
Canada

Fisheries and Oceans
Canada

Sciences des écosystèmes
et des océans

Ecosystems and
Oceans Science

Secrétariat canadien des avis scientifiques (SCAS)

Document de recherche 2023/040

Région du Québec

Estimation de l'abondance du beluga (*Delphinapterus leucas*) dans la baie James et la région des Îles Belcher-est de la baie d'Hudson à l'été 2021

Anne P. St-Pierre, Jean-François Gosselin, Arnaud Mosnier, Caroline Sauvé, Mike O. Hammill

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



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

ISSN 2292-4272

ISBN 978-0-660-71911-5 N° cat. Fs70-5/2023-040F-PDF

La présente publication doit être citée comme suit :

St-Pierre, A.P., Gosselin, J.-F., Mosnier, A., Sauvé, C. et Hammill, M.O. 2024. Estimation de l'abondance du béluga (*Delphinapterus leucas*) dans la baie James et la région des îles Belcher-est de la baie d'Hudson à l'été 2021. Secr. can. des avis sci. du MPO. Doc. de rech. 2023/040. iv + 40 p.

Also available in English :

St-Pierre, A.P., Gosselin, J.-F., Mosnier, A., Sauvé, C. and Hammill, M.O. 2024. Abundance Estimates for Beluga (*Delphinapterus leucas*) in James Bay and the Belcher Islands-Eastern Hudson Bay Area in Summer 2021. DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2023/040. iv + 37 p.

TABLE DES MATIÈRES

RÉSUMÉ.....	IV
INTRODUCTION	1
MÉTHODES.....	3
ZONE D'ÉTUDE ET PLAN DU RELEVÉ	3
COLLECTE ET ANALYSE	4
ANALYSE DES DONNÉES POUR LES ESTIMATIONS DE LA DENSITÉ ET DE L'ABONDANCE.....	5
Ajustement de l'estimation du relevé par transects en bandes de 1985.....	8
FACTEURS DE CORRECTION POUR LES BIAIS DE DISPONIBILITÉ ET DE PERCEPTION	8
Correction du biais de disponibilité	9
Correction du biais de perception	10
RÉSULTATS.....	12
RÉALISATION DU RELEVÉ	12
OBSERVATIONS DE BÉLUGAS	12
COURBE DE DÉTECTION	13
TAILLE DU GROUPE.....	14
TAUX DE RENCONTRE.....	14
ESTIMATIONS DE LA DENSITÉ ET DE L'ABONDANCE.....	14
FACTEURS DE CORRECTION DU BIAIS DE DISPONIBILITÉ.....	15
FACTEURS DE CORRECTION DU BIAIS DE PERCEPTION	15
ESTIMATIONS CORRIGÉES DE L'ABONDANCE.....	16
DISCUSSION.....	16
ESTIMATIONS DE L'ABONDANCE DU RELEVÉ DE 2021	17
Population de la baie James	17
Stock des îles Belcher et de l'est de la baie d'Hudson	18
FACTEURS DE CORRECTION APPLIQUÉS À LA SÉRIE CHRONOLOGIQUE DE RELEVÉS.....	20
REMERCIEMENTS	23
RÉFÉRENCES CITÉES	23
TABLEAUX	28
FIGURES	32
ANNEXE	39
BAIE JAMES	39
ÎLES BELCHER-EST DE LA BAIE D'HUDSON.....	40

RÉSUMÉ

Des relevés systématiques par transects linéaires ont été effectués dans la baie James et dans la région des îles Belcher et de l'est de la baie d'Hudson du 22 juillet au 23 août 2021. Au total, 357 groupes de bélugas ont été détectés par les observateurs primaires, mais il ne restait que 330 groupes après la troncature à gauche des groupes situés à moins de 120 m du tracé pour tenir compte de la réduction de la probabilité de détection près de l'avion et sous celui-ci. Une seule fonction de détection (taux de probabilité) a été choisie pour modéliser la probabilité de détection dans les deux zones étudiées à partir de la distribution non groupée des distances perpendiculaires, qui a estimé une demi-largeur de bande efficace moyenne de 771 m (CV = 4 %). Au total, 249 groupes d'une taille moyenne de 1,78 (CV = 7 %) individus ont été détectés dans la baie James sur 4 272 km de lignes de relevé, ce qui a donné lieu à une estimation de l'abondance en surface de 5 043 bélugas (IC à 95 % : 3 494 à 7 279). La région des îles Belcher et de l'est de la baie d'Hudson a été divisée en une strate à couverture élevée, survolée deux fois, et deux strates à faible couverture situées au nord et dans le golfe de Richmond. Lors du premier et du deuxième relevé de la zone de couverture élevée, 72 et 35 groupes avec des tailles moyennes de 1,86 (CV = 12 %) et 3,31 (CV = 26 %) ont été détectés sur plus de 8 897 km et 8 828 km de transects, respectivement. Ceux-ci ont produit des indices d'abondance en surface de 766 (IC à 95 % : 413 à 1 423) et de 669 (IC à 95 % : 244 à 1 832), respectivement. Dans la strate à faible couverture du nord, un seul individu a été détecté sur 1 030 km de lignes de relevé, ce qui a produit un indice d'abondance en surface de 12 (IC à 95 % : 2 à 63). Aucun béluga n'a été observé dans le Lac Guillaume-Delisle. De nouveaux facteurs de correction des biais de disponibilité et de perception ont été calculés pour tenir compte de la proportion de bélugas visibles à la surface et pour tenir compte des animaux présents à la surface, mais manqués par les observateurs. Pour le relevé de 2021 de la baie James, un facteur de correction du biais de disponibilité de 0,590 (CV = 7,7 %) et un facteur de correction du biais de perception de 0,601 (CV = 10,5 %) ont donné lieu à une estimation corrigée de l'abondance de 14,213 (IC à 95 % : 9 208 à 21 938). Pour le relevé de 2021 dans les îles Belcher et l'est de la baie d'Hudson, un facteur de correction de disponibilité de 0,549 (CV = 7,7 %), un facteur de correction du biais de perception de 0,601 (CV = 10,5 %), et l'ajout de 289 bélugas observés dans l'estuaire de la Petite rivière de la Baleine ont donné lieu à un indice d'abondance corrigé de 2 501 (IC à 95 % : 1 439 à 4 344). De nouveaux facteurs de correction ont également été estimés d'après les relevés précédents (1985-2015) menés dans la région de la baie James et dans celle des îles Belcher et de l'est de la baie d'Hudson, et appliqués à ceux-ci.

INTRODUCTION

Les bélugas, *Delphinapterus leucas*, sont répartis dans tout l'Arctique. Dans l'est du Canada, des bélugas sont observés pendant l'été le long des côtes de la baie d'Hudson, de la baie James et de la baie d'Ungava. Différentes populations sont reconnues en fonction de la discontinuité de leur répartition estivale, de leur génétique et de leurs mouvements déduits de la télémétrie par satellite (Reeves et Mitchell 1989; Richard 1993; Brennin *et al.* 1997; Brown, Gladden *et al.* 1997; DFO 2001; de March et Postma 2003; COSEPAC 2004; Richard 2010; Postma *et al.* 2012; Parent *et al.* 2023).

Lors d'évaluations antérieures, quatre populations ont été reconnues comme vivant ou migrant le long des côtes du Nunavik : les populations de la baie d'Ungava, de la baie James et de l'est et de l'ouest de la baie d'Hudson (voir Parent *et al.* 2023). Des études génétiques (Turgeon *et al.* 2012) et la télémétrie par satellite (Bailleul *et al.* 2012a) ont montré que les populations de l'est et de l'ouest de la baie d'Hudson hivernent ensemble dans le détroit d'Hudson, où elles se croisent probablement. Les bélugas de la baie James constituent une population reproductrice distincte et semblent effectuer des déplacements saisonniers limités, demeurant dans les régions de la baie James et du sud de la baie d'Hudson (Bailleul *et al.* 2012a; Postma *et al.* 2012). Une quatrième population a également été recensée dans la baie d'Ungava (Smith et Hammill 1986; COSEPAC 2004; Richard 2010).

La chasse commerciale à la baleine pratiquée au 19^e siècle et au début du 20^e siècle a épuisé les populations de la baie d'Ungava et de l'est de la baie d'Hudson, et des récoltes de subsistance élevées ont probablement limité leur rétablissement (Finley *et al.* 1982). La chasse au béluga constitue une activité traditionnelle pour les Inuits qui vivent le long des côtes du Nunavik. D'après les faibles estimations de l'abondance dans l'est de la baie d'Hudson et la baie d'Ungava, des limites ont été imposées à la récolte de subsistance en 1986 (Smith et Hammill 1986). Un modèle de population intégrant les statistiques sur les captures depuis 1974 et des estimations de l'abondance tirées de trois relevés aériens effectués de 1985 à 2001 a estimé que la population de l'est de la baie d'Hudson continuait de diminuer au cours de la période couverte par les relevés (Hammill *et al.* 2004). Le nombre d'observations dans la baie d'Ungava au cours des mêmes relevés était trop faible pour fournir des estimations fiables, et on a estimé qu'il restait moins de 100 individus dans cette population estivante (Doniol-Valcroze et Hammill 2012). Les préoccupations relatives à la conservation du béluga dans l'est de la baie d'Hudson et de la baie d'Ungava ont mené à l'attribution des désignations « menacée » et « en voie de disparition » aux populations de ces zones, respectivement, par le Comité sur la situation des espèces en péril au Canada (COSEPAC 2004, 2020). Cela a mené à des mesures de gestion plus rigoureuses, y compris l'affectation d'une plus grande partie de la récolte au détroit d'Hudson et la fermeture complète de la chasse dans l'est de la baie d'Hudson et de la baie d'Ungava certaines années (Lesage *et al.* 2009). Des relevés et des modélisations plus récents de la région de l'est de la baie d'Hudson ont indiqué une stabilisation de la taille de la population de l'est de la baie d'Hudson (Gosselin *et al.* 2009, 2013, 2017; Doniol-Valcroze *et al.* 2011; Hammill *et al.* 2017).

Dans une étude génétique récente, Parent et ses collaborateurs (2023) ont décelé un cinquième groupe de bélugas qui passaient l'été près des îles Belcher, génétiquement distinct des quatre populations déjà connues. Parent et ses collaborateurs (2023) ont conclu que le regroupement des populations de bélugas des îles Belcher (BEL) et de l'est de la baie d'Hudson (EBH) en un seul stock fournit des assignations génétiques plus robustes puisqu'ils partagent de multiples haplotypes. De plus, les données télémétriques des bélugas marqués dans l'arc de l'est de la baie d'Hudson, c'est-à-dire la côte du Nunavik entre l'île Long et l'île Cox, indiquent que les bélugas de l'arc (considérés comme appartenant à la population

de l'EBH) se déplacent entre la côte du Nunavik et les îles Belcher pendant l'été, ce qui donne fortement à penser que les populations BEL et EBH se chevauchent spatialement (Bailleul *et al.* 2012a, 2012b). Étant donné que les animaux de ces populations ne peuvent pas être distingués lors des relevés aériens, Parent et ses collaborateurs (2023) ont proposé de regrouper les animaux en un seul stock à des fins de gestion, ci-après appelé le stock BEL-EBH. Dans des documents antérieurs (p. ex. Gosselin *et al.* 2002, 2009, 2013, 2017; Gosselin 2005; Hammill *et al.* 2017, 2021), le terme « stock EBH » a été utilisé pour décrire les mêmes animaux, compte tenu de leur emplacement géographique. L'utilisation du terme « stock BEL-EBH » reflète maintenant le changement dans la définition de la composition génétique de ces animaux, ce qui indique la combinaison de deux populations dans l'espace des îles Belcher et de l'est de la baie d'Hudson au cours de la période estivale.

La signature de l'Accord sur les revendications territoriales des Inuits du Nunavik (ARTIN) a transféré la responsabilité de la cogestion des ressources au Conseil de gestion des ressources fauniques de la région marine du Nunavik (CGRFRMN), qui a été établi en vertu de l'entente. Cette responsabilité est partagée avec le Conseil de gestion des ressources fauniques de la région marine d'Eeyou (CGRFRME) dans la région extracôtière de chevauchement, comme établi en vertu de l'Accord sur les revendications territoriales de la région marine d'Eeyou et de l'Entente relative à la région extracôtière de chevauchement Cris/Inuit. Le plan de gestion quinquennal actuel a été élaboré par le CGRFRMN et le CGRFRME en 2021 et expire le 31 janvier 2026. Ce plan de gestion comprend une combinaison de mesures comportant des quotas et des limites non quantitatives, et sera examiné chaque année par les conseils. Le plan de gestion est fondé sur l'objectif que la probabilité d'un déclin de l'abondance des 3 400 animaux estimés dans l'est de la baie d'Hudson (Hammill *et al.* 2017) ne dépasse pas 50 % au cours des 5 prochaines années.

Cette étude présente les indices d'abondance obtenus à partir de relevés aériens systématiques par transects effectués au cours de l'été 2021 dans la baie James et la région des îles Belcher et de l'est de la baie d'Hudson. De nouveaux facteurs de correction pour tenir compte des biais de disponibilité et de perception ont été calculés à l'aide de méthodes normalisées et de données de télémétrie (Marsh et Sinclair 1989). Un nouveau facteur de correction pour le biais de disponibilité, qui vise à tenir compte des animaux qui sont en plongée pendant que l'avion passe au-dessus d'eux (d'après les données de plongée provenant de la télémétrie par satellite sur les bélugas de l'est de la baie d'Hudson et de la baie James) a été utilisé pour remplacer la correction précédente, qui était fondée sur le comportement de plongée du béluga du Saint-Laurent (Kingsley et Gauthier 2002). C'est la première fois qu'un facteur de correction du biais de perception a été appliqué aux estimations de l'abondance de l'est de la baie d'Hudson pour tenir compte de la proportion de bélugas présents à la surface, mais manqués par les observateurs à bord de l'aéronef. La nouvelle correction pour le biais de perception a été estimée à l'aide des données à double plateforme des relevés de 2015 et de 2021. Ces facteurs de correction ont été appliqués aux indices du relevé de 2021, ainsi qu'aux indices des relevés précédents menés depuis 1985 dans la même zone géographique afin de produire une série chronologique d'estimations entièrement corrigées et comparables. Un rajustement a également été appliqué aux résultats du relevé par transects en bandes de 1985 avant la correction, afin de les rendre comparables au plan de relevé par transects linéaires suivi les années suivantes.

MÉTHODES

ZONE D'ÉTUDE ET PLAN DU RELEVÉ

Les relevés visuels aériens le long de transects effectués au cours de l'été de 2021 ont couvert toute la baie James et l'arc de l'est de la baie d'Hudson depuis le littoral jusqu'à la longitude 81° O, soit 60 km à l'ouest des îles Belcher (figure 1). La stratification utilisée dans la baie James et la région des îles Belcher et de l'est de la baie d'Hudson était semblable à celle des relevés effectués de 2004 à 2015 (Gosselin 2005; Gosselin *et al.* 2009, 2013, 2017). Les limites de chaque strate se trouvent dans des régions de densité relativement faible déterminées à partir des relevés aériens antérieurs, du suivi par satellite des bélugas capturés dans l'est de la baie d'Hudson et dans la baie James (Bailleul *et al.* 2012a) et des connaissances écologiques traditionnelles (Lewis *et al.* 2009). Les lignes de transect étaient orientées en direction est-ouest. Il y avait 24 lignes dans la baie James (JAM), 6 lignes dans la strate à faible couverture de l'est de la baie d'Hudson (HN) et 5 lignes dans le lac Guillaume-Delisle (LGD; tableau 1, figure 1). Les strates à couverture élevée de la région des îles Belcher et de l'est de la baie d'Hudson (HC) ont été étudiées à deux reprises, à l'aide de deux ensembles indépendants de 36 lignes représentées par HC1 et HC2 dans les tableaux et les figures (tableau 1, figure 1). Alors que les relevés précédents avaient une strate à faible couverture au sud des îles Belcher et de l'est de la baie d'Hudson (appelée « HS » dans les relevés précédents), cette petite zone était couverte par la strate à couverture élevée qui s'étendait vers le sud jusqu'à la limite de la strate de la baie James. La région des îles Belcher et de l'est de la baie d'Hudson a été formée en combinant les strates HN, HC et LGD. Les lignes dans la baie James et dans les zones à faible couverture des îles Belcher et de l'est de la baie d'Hudson étaient espacées de 18,5 km (10 milles marins), tandis que l'espacement dans les strates à couverture élevée était de 9,3 km (5 milles marins). La longueur des lignes de transect (utilisée pour estimer la densité) et l'aire de chaque strate (utilisée pour estimer l'abondance) ont toutes deux été mesurées en utilisant les lignes et les zones au-dessus de l'eau seulement, dans R 3.6.1 (R Development Core Team 2018) avec le progiciel « sp » (Bivand *et al.* 2013), au moyen de la projection azimutale équivalente de Lambert centrée sur le pôle Nord (Canada) [ESPG 3573], avec la latitude 80° O comme méridien central.

Des relevés côtiers aériens ont été réalisés à trois reprises (10, 16 et 20 août) afin de rechercher des groupes de bélugas le long du littoral et dans les estuaires. Au cours des relevés côtiers, les avions ont volé au large à une distance où les observateurs ont déterminé qu'ils pouvaient détecter tous les animaux entre l'avion et la côte. Des photographies numériques ont été prises lorsque de grands nombres de bélugas étaient détectés (p. ex. dans les estuaires de rivières); les animaux ont été comptés sur les photos adjacentes, en utilisant le nombre maximal dans les zones qui ne se chevauchent pas comme le nombre total d'animaux observés pour un groupe donné. Puisque ce compte a été effectué en utilisant l'imagerie, les facteurs de correction pour la disponibilité et la perception décrits ci-dessous n'ont pas été appliqués. On a considéré que les bélugas observés dans les estuaires lors des relevés côtiers représentaient un dénombrement total, bien que leur nombre ait pu être sous-estimé en raison de la turbidité de l'eau dans ces zones. Le plus grand nombre de bélugas observé dans chaque estuaire au cours d'une visite (le 16 août) a ensuite été ajouté à l'estimation corrigée du relevé systématique (voir ci-dessous). Cela suppose qu'il y a peu d'immigration ou d'émigration depuis ces estuaires vers les zones extracôtières, et que les bélugas dans les estuaires n'ont pas été observés au cours du relevé systématique. Bien que ces hypothèses ne soient pas entièrement représentatives de la réalité, les grandes tailles de groupes observées dans ces estuaires sont rarement observées dans les relevés systématiques et cette méthode représente un moyen d'inclure dans les estimations de l'abondance les grands dénombrements de bélugas dans les estuaires. Dans l'est de la baie d'Hudson, les estuaires de la Petite rivière de la Baleine et de la

rivière Nastapoka ont été spécifiquement ciblés et visités chaque fois qu'il y avait un transit à proximité, si les conditions météorologiques le permettaient.

COLLECTE ET ANALYSE

Les vols ont été effectués avec deux Cessna 337 Skymaster et un Partenavia P68C à une altitude cible de 305 m (1 000 pieds) et à une vitesse cible de 185 km/h (100 nœuds). Chaque avion a parcouru une ligne sur trois du relevé, à l'exception de la première semaine où seuls les deux Skymaster étaient disponibles, et où chacun a parcouru une ligne sur deux du relevé. Trois observateurs étaient à bord de chaque avion aux positions suivantes : 1) un sur le côté droit de l'avion dans le siège du copilote (avant droite), 2) un sur le côté gauche de l'avion derrière le pilote (arrière gauche), et 3) un sur le côté droit de l'avion derrière le copilote (arrière droite). Toutes les stations d'observation étaient équipées d'une coupole d'observation, à l'exception de la station de copilote du Partenavia, qui avait plutôt une grande fenêtre. Comme lors des relevés précédents utilisant le Cessna-337 Skymaster, les observateurs aux positions avant droite et arrière gauche étaient considérés comme étant les observateurs principaux, tandis que l'observateur à l'arrière droite était considéré comme étant un observateur secondaire. Dans le Partenavia P68C, les deux observateurs à l'arrière (gauche et droite) étaient considérés comme étant des observateurs principaux, car leurs coupoles d'observation sont similaires et offrent une visibilité légèrement meilleure près de l'avion que la fenêtre avant droite, et l'observateur avant droit était considéré comme étant l'observateur secondaire. Les observations faites par les principaux observateurs dans chaque avion ont été utilisées pour calculer la densité et l'abondance des bélugas (voir la section suivante) avec un effort équivalent des deux côtés de l'avion. Les observations de l'observateur secondaire ont été utilisées pour calculer un facteur de correction du biais de perception (voir la section « Correction du biais de perception » ci-dessous). Dans chaque avion, les observateurs effectuaient une rotation entre les trois positions chaque jour de vol.

Les observateurs ont mesuré l'angle d'inclinaison de chaque observation à l'aide de clinomètres (Suunto) lorsque les animaux passaient par le travers. Lorsque des groupes ont été détectés loin de la ligne de transect, le relèvement relatif a également été mesuré à l'aide d'un inclinomètre. La position et l'altitude de l'avion étaient enregistrées toutes les deux secondes à l'aide d'un GPS (GPSMAP 78s et GPSMAP 64s de Garmin et/ou Pro+ de Bad Elf). La distance perpendiculaire des animaux par rapport à l'avion a été obtenue à partir de l'angle d'inclinaison et de l'altitude appliqués dans la formule de Leczak et Hobbs (1998). On avait demandé aux observateurs de prioriser l'estimation de la taille du groupe et le moment de l'observation, puis la distance perpendiculaire et d'autres variables, dont le comportement des animaux, si le temps le permettait.

Les conditions météorologiques et d'observation ont également été enregistrées au début et à intervalles réguliers le long des lignes ou chaque fois que des changements dans les conditions d'observation se produisaient. Les conditions consignées comprenaient l'état de la mer (échelle de Beaufort), la visibilité subjective (cinq niveaux : excellente, bonne, modérée, faible, nulle), la couverture nuageuse (pourcentage), l'angle de la zone de recherche touchée par la réflexion du soleil et l'intensité de la réflexion du soleil (quatre niveaux : 1-Intense : lorsque des animaux n'ont très probablement pas été vus dans le centre de l'angle de réflexion; 2-Modérée : lorsque des animaux n'ont probablement pas été vus dans le centre de l'angle de réflexion; 3-Faible : lorsqu'il y avait de bonnes probabilités de détecter des animaux dans le centre de l'angle de réflexion et 4-Nulle, lorsqu'il n'y avait aucune réflexion). Toute l'information a été enregistrée sur des enregistreurs vocaux numériques par chaque observateur.

ANALYSE DES DONNÉES POUR LES ESTIMATIONS DE LA DENSITÉ ET DE L'ABONDANCE

La densité et l'abondance des bélugas ont été estimées à l'aide du logiciel Distance (version 7.3, version 1; Thomas *et al.* 2010). Les analyses ont été réalisées à l'aide des distances non groupées et les groupes ont été définis comme des groupes de bélugas à quelques longueurs de corps les uns des autres. Pour toutes les analyses, l'unité statistique minimale est une « observation », qui fait référence à un groupe d'animaux détectés par un observateur où la taille du groupe est d'un individu ou plus.

La répartition générale des distances perpendiculaires a été examinée afin de déterminer si des troncutures à gauche et à droite étaient nécessaires pour éliminer les valeurs aberrantes à proximité et loin du tracé. Les relevés de transects de ligne supposent une probabilité maximale de détection le long du tracé, mais comme il y a un angle mort sous l'avion, une troncuture à gauche a été appliquée pour écarter les observations dans la probabilité maximale de détection estimée. À cet effet, les données ont été examinées pour déterminer la distance à laquelle le nombre d'observations augmentait régulièrement (une nouvelle observation tous les quelques mètres, puis le nombre reste relativement constant). Une gamme de distances potentielles de troncuture à gauche ont été testées avec les fonctions de détection semi-normales et du taux de risque afin de déterminer lesquelles améliorent la qualité de l'ajustement. La distance de troncuture à gauche a été choisie en donnant la priorité aux observations à proximité du tracé (en maximisant la valeur de p de la statistique C^2 du test de Cramér-von Mises avec pondération cosinoïdale), tout en maintenant un bon ajustement de la répartition générale en maximisant la valeur de p de la statistique W^2 du test de Cramér-von Mises avec une pondération uniforme. La distance de troncuture à gauche sélectionnée a ensuite été appliquée à d'autres analyses en soustrayant la distance de troncuture à gauche à la distance perpendiculaire des observations pour estimer la courbe de détection. De même, de grandes lacunes sont parfois apparues parmi les observations faites aux plus grandes distances perpendiculaires. Les distances de ces écarts ont été testées en tant que valeurs de troncuture à droite afin d'évaluer si elles amélioreraient l'ajustement de la fonction de détection près du tracé tout en maintenant un bon ajustement global. La distance de troncuture à droite la plus éloignée qui maximisait les valeurs des statistiques C^2 et W^2 a été conservée et appliquée à d'autres analyses. Une solution de rechange à la troncuture à gauche consiste à utiliser une répartition gamma pour la fonction clé de la courbe de détection. Cette méthode a été mise à l'essai à l'aide des fonctions de codage disponibles du progiciel « mrds » (Laake *et al.* 2013) dans R, mais n'a pas pu être appliquée, car elle a généré des erreurs qui n'ont pas pu être résolues par les auteurs ou par le développeur du progiciel.

Tout au long du relevé, le même équipage a été utilisé, et les critères liés aux conditions météorologiques pour effectuer le relevé sont demeurés les mêmes du premier au dernier jour. Par conséquent, une courbe de détection unique a été utilisée pour estimer la densité et l'abondance dans toutes les strates. La sélection du modèle et l'inclusion des covariables ont suivi la procédure par étapes décrite dans Marques et Buckland (2003). En bref, les modèles semi-normal ou du taux de risque sans termes d'ajustement ont été adaptés à la distribution tronquée des distances perpendiculaires non groupées des observations, et le modèle avec le critère d'information d'Akaike (CIA) le plus faible a été choisi comme fonction clé. À l'aide de la fonction clé choisie, nous avons examiné si le CIA pouvait être réduit davantage par l'ajout de l'une des covariables suivantes : observateur (neuf niveaux), état de la mer, intensité des reflets, couverture nuageuse et visibilité, tout en évitant de combiner des variables qui ne sont pas indépendantes. Si le CIA était considérablement réduit par l'ajout d'une covariable ($\Delta CIA > 2$), le modèle avec la covariable était conservé. Les modèles avec des covariables

supplémentaires ont été sélectionnés dans les étapes suivantes si l'ajout d'une autre covariable réduisait davantage le CIA.

Pour tenir compte du biais possible dans la détectabilité en raison de la taille du groupe, nous avons examiné la méthode de régression du biais lié à la taille pour le logarithme naturel de la taille du groupe par rapport à la probabilité de détection [$\ln(s)$ contre $g(x)$], en utilisant les observations de toutes les strates pour lesquelles une distance perpendiculaire était disponible. La régression a été utilisée dans d'autres analyses si elle était significative à $\alpha = 0,15$, sinon la taille moyenne des groupes a été utilisée (Buckland *et al.* 2001).

Dans certains cas, les observations n'avaient pas de mesure de la distance perpendiculaire. Cela se produisait généralement lorsque de fortes densités de bélugas étaient rencontrées, au cours desquelles les observateurs n'avaient pas suffisamment de temps pour consigner des renseignements détaillés sur tous les groupes et avaient reçu l'instruction d'accorder la priorité à l'enregistrement de la taille des groupes. Ces observations n'ont pas été utilisées pour la sélection de la fonction de détection, ou dans la régression du biais lié à la taille. Dans l'ensemble, 32 groupes de bélugas enregistrés par les principaux observateurs n'avaient pas de mesure de la distance. Toutefois, on suppose que les observations sans mesure de la distance perpendiculaire enregistrée se situent à l'intérieur des distances de troncature, car on s'attend à ce que la largeur efficace de recherche ait été réduite à des densités plus élevées. Si nous supposons que les observations sans distance perpendiculaire suivent la même distribution que les observations avec des mesures de distance, et produisent donc une proportion similaire d'observations éliminées par troncature (3 % des observations), alors la troncature devrait supprimer moins d'un groupe sans distance perpendiculaire. Nous considérons donc que le biais potentiel causé par l'utilisation des observations sans distances perpendiculaires dans l'analyse est négligeable. Par conséquent, ces observations ont été incluses dans l'estimation des taux de rencontre et de la taille prévue des groupes pour les estimations de la densité et de l'abondance. À cet effet, toutes les observations sans distances perpendiculaires ont été ajoutées aux observations à l'intérieur des distances de troncature, et utilisées avec un modèle uniforme avec un multiplicateur, à savoir l'inverse de la probabilité estimée de détection, \hat{P} (avec erreur-type et degrés de liberté correspondants), qui est associée à l'estimation de la demi-largeur de bande efficace (ESHW) à partir d'une seule fonction de détection estimée en utilisant la distribution des distances perpendiculaires des observations de toutes les strates combinées.

Les indices estimés de la densité (\hat{D}_i) et de l'abondance (\hat{N}_i) des bélugas à la surface au cours du relevé systématique de chaque strate, i , sont estimés dans Distance à l'aide de la première expression de l'équation 1 ci-dessous (équation 3.67 dans Buckland *et al.* 2001). Lorsqu'il est nécessaire d'inclure des observations sans distance perpendiculaire, l'équation est remplacée par la deuxième expression de l'équation 1 et, pour réaliser cela à l'aide de Distance, le modèle uniforme est utilisé avec \hat{P} comme diviseur de densité.

$$\hat{D}_i = \frac{n_i \cdot \hat{E}_i(s)}{2L_i \cdot \text{ESHW}} = \frac{n_i \cdot \hat{E}_i(s)}{2L_i \cdot \text{Distance perpendiculaire maximale} \cdot \hat{P}} \quad (1)$$

$$\hat{N}_i = \hat{D}_i \cdot A_i \quad (2)$$

où n_i est le nombre de groupes détectés, $\hat{E}_i(s)$ est la taille du groupe attendue, L_i est la somme des longueurs de tous les transects, et A_i est l'aire de la strate i . La variance associée de la densité et de l'abondance des animaux à la surface au cours du relevé systématique est

estimée par la formule suivante, où $\frac{\widehat{\text{var}}(\text{ESHW})}{(\text{ESHW})^2}$ est égal à $\frac{\widehat{\text{var}}(\hat{P})}{(\hat{P})^2}$:

$$\widehat{var}(\widehat{D}_i) = \widehat{D}_i^2 \cdot \left[\frac{\widehat{var}[(n/L)_i]}{(n/L)_i^2} + \frac{\widehat{var}(ESHW)}{(ESHW)^2} + \frac{\widehat{var}[\widehat{E}_i(s)]}{[\widehat{E}_i(s)]^2} \right] \quad (3)$$

$$\widehat{var}(\widehat{N}_i) = A_i^2 \cdot \widehat{var}(\widehat{D}_i) \quad (4)$$

L'intervalle de confiance (IC) à 95 % a été estimé en utilisant la formule suivante, en supposant que la distribution de la densité est répartie selon une distribution log-normale, comme le suggère Buckland *et al.* (2001) :

$$(\widehat{D}_i / C \quad \widehat{D}_i \cdot C) \quad (5)$$

où :

$$C = \exp \left[z_\alpha \cdot \sqrt{\widehat{var}(\ln \widehat{D}_i)} \right] \quad (6)$$

$$\widehat{var}(\ln \widehat{D}_i) = \ln \left[1 + \frac{\widehat{var}(\widehat{D}_i)}{\widehat{D}_i^2} \right] \quad (7)$$

et où z_α est le point α supérieur de la distribution $N(0,1)$ (dans ce cas, $z_\alpha = z_{0,025} = 1,96$ pour un IC à 95 %).

L'indice d'abondance pour la région des îles Belcher et de l'est de la baie d'Hudson a été obtenu en prenant la moyenne des estimations de la densité et de l'abondance des deux relevés effectués dans la strate à couverture élevée (HC1 et HC2) (équations 8 à 14) et en ajoutant les indices d'abondance et de densité de la strate à faible couverture (HN) et du lac de Guillaume-Delisle (LGD; figure 1, tableau 2).

La fonction de détection a été appliquée à l'ensemble des strates, et les seules composantes de la densité estimée par strate sont le taux de rencontre $[(n/L)_i]$ et la taille de groupe attendue $[\widehat{E}_i(s)]$, qui peut être combinée en une seule composante, \widehat{M}_i :

$$\widehat{M}_i = (n/L)_i \cdot \widehat{E}_i(s) \quad (8)$$

La densité de la strate à couverture élevée (HC) a été estimée comme suit :

$$\widehat{D} = \frac{\sum_i L_i \widehat{D}_i}{L} \quad (9)$$

$$L = \sum_i L_i \quad (10)$$

où L_i est la longueur totale des transects survolés pour chaque passage i , et L est la longueur totale du transect couverte pour la zone de couverture élevée. La variance de \widehat{D} est égale à :

$$\widehat{var}(\widehat{D}) = \widehat{D}^2 \cdot \left[\frac{\widehat{var}(\widehat{M})}{\widehat{M}^2} + \frac{\widehat{var}(ESHW)}{ESHW^2} \right] \quad (11)$$

où :

$$\hat{M} = \frac{\sum_i L_i \cdot \hat{M}_i}{L} \quad (12)$$

$$\widehat{var}(\hat{M}) = \frac{\sum_i L_i^2 \cdot \widehat{var}(\hat{M}_i)}{L^2} \quad (13)$$

$$\widehat{var}(\hat{M}_i) = \hat{M}_i^2 \cdot \left[\frac{\widehat{var}[(n/L)_i]}{(n/L)_i^2} + \frac{\widehat{var}[\hat{E}_i(s)]}{[\hat{E}_i(s)]^2} \right] \quad (14)$$

L'abondance et la variance connexe de la strate à couverture élevée ont été estimées à l'aide des équations 3 et 5 ci-dessus, A étant de 78 459 km², la superficie de la strate à couverture élevée (HC).

Les indices d'abondance pour chaque strate du tableau 2 n'ont pas été corrigés pour ce qui est des biais de disponibilité ou de perception (voir ci-dessous), et représentent donc le nombre d'animaux détectés à la surface par les principaux observateurs.

Ajustement de l'estimation du relevé par transects en bandes de 1985

Lors des relevés aériens des bélugas effectués en 1985 dans la baie James et dans la région des îles Belcher et de l'est de la baie d'Hudson, les données ont été recueillies à l'aide d'un plan de transect en bandes. Les observateurs à bord de l'avion ont consigné tous les bélugas observés à l'intérieur d'une bande de 1 000 m de large marquée sur les fenêtres de chaque côté de l'avion (Smith et Hammill 1986). L'analyse des relevés de transects en bandes suppose que tous les animaux dans la bande ont été enregistrés (Buckland *et al.* 2001); toutefois, cette hypothèse est souvent enfreinte et peut mener à des estimations de population biaisées négativement (Burnham et Anderson 1984).

Pour comparer l'estimation du relevé de transects en bandes de 1985 avec les estimations subséquentes par les transects linéaires, les relevés de transects linéaires effectués entre 1993 et 2021 ont été réanalysés en tant que transects en bandes en supposant une largeur de bande de 1 000 m. Pour chaque relevé, seuls les bélugas observés entre une distance minimale de 53 m de l'avion (c.-à-d. la distance perpendiculaire minimale mesurée dans les sept relevés de transects linéaires, à l'exception d'une valeur aberrante mesurée à 25 m qui a été considérée comme étant une erreur de mesure compte tenu du champ de vision de l'avion utilisé cette année-là) et une distance maximale de 1 053 m, ont été utilisés dans l'analyse pour reproduire une bande de 1 000 m de large. Pour chacun des sept relevés, le rapport entre les estimations de l'abondance totale en surface découlant de la méthode des transects en bandes et celles découlant de la méthode des transects linéaires a été calculé. Le rapport moyen et la variance correspondante ont été utilisés pour rajuster l'estimation du relevé de transects en bandes de 1985 afin qu'elle soit comparable aux estimations des transects linéaires des années subséquentes.

FACTEURS DE CORRECTION POUR LES BIAIS DE DISPONIBILITÉ ET DE PERCEPTION

Les estimations de l'abondance des mammifères marins obtenues à l'aide de relevés aériens peuvent être influencées par deux sources principales de biais : 1) les observateurs qui ne détectent pas les baleines parce que les animaux plongent sous la surface de l'eau dans la zone faisant l'objet du relevé (biais de disponibilité), et 2) les observateurs qui ne détectent pas les animaux qui se trouvent à la surface ou près de la surface dans le champ de vision de

l'observateur (biais de perception; McLaren 1961, Marsh et Sinclair 1989, Laake *et al.* 1997, Fleming et Tracey 2008, Melville *et al.* 2008). Dans cette étude, deux approches ont été utilisées pour corriger les estimations de l'abondance pour ces sources de biais; 1) une correction du biais de disponibilité fondée sur les intervalles de surface des bélugas et les caractéristiques de vol en ce qui a trait à la période pendant laquelle un béluga en surface a pu être aperçu, et 2) une correction du biais de perception fondée sur l'échantillonnage de distance de marquage-recapture. Des facteurs de correction des biais de disponibilité et de perception ont été appliqués à toute la série chronologique des relevés des bélugas dans la baie James et dans la région des îles Belcher et de l'est de la baie d'Hudson (1985 à 2021) en tant que multiplicateurs des estimations de l'abondance en surface. De plus, on a supposé que les bélugas détectés dans les estuaires représentaient des nombres totaux et ont été ajoutés aux estimations systématiques des transects linéaires après correction des biais de disponibilité et de perception.

Correction du biais de disponibilité

Les durées moyennes des intervalles de surface et de plongée nécessaires pour calculer un facteur de correction du biais de disponibilité ont été obtenues à partir d'enregistreurs de données relayées par satellite pour la profondeur et la température de la Sea Mammal Research Unit (SMRU; St. Andrews, Royaume-Uni), qui enregistrent le temps passé en surface et en plongée pour chaque plongée. Des enregistreurs ont été installés sur 9 bélugas de l'arc de l'est de la baie d'Hudson en 2003 et 2004. Pour plus de détails sur le déploiement des enregistreurs, voir Bailleul *et al.* (2012a). Pour la présente étude, le comportement de plongée dans les 24 heures suivant le déploiement de l'étiquette a été omis de l'analyse parce que le comportement de la baleine pourrait avoir été modifié en raison du processus de marquage. Seules les données enregistrées en juillet et en août pendant la journée (de 10 h à 23 h 59 UTC) ont été utilisées, car elles sont représentatives de l'heure à laquelle les relevés aériens des bélugas ont lieu, c.-à-d. lorsque les bélugas se trouvent dans leurs zones d'estivage et ne migrent pas. Les bélugas ont été considérés comme plongeant lorsque la profondeur enregistrée dépassait 4 m, sinon ils ont été considérés comme étant à la surface. Cela correspond à la profondeur générale de détection d'un béluga à partir d'un plan calculé dans l'Arctique canadien (Richard, 1993; Marcoux *et al.* 2016).

Le facteur de correction du biais de disponibilité $a(x)$ était basé sur un modèle développé par McLaren (1961) et amélioré par Laake *et al.* (1997). Ce dernier modèle décrit les intervalles de surface E_s et les intervalles de plongée $E(d)$ comme un processus de Markov à temps continu à deux états (Laake *et al.* 1997). $E(s)$ et $E(d)$ ont été obtenus à partir des données de l'enregistreur, et correspondent à la durée moyenne des intervalles de surface et des intervalles de plongée, respectivement, pondérés par individu en fonction du nombre de plongées enregistrées. L'analyse préliminaire des données de l'enregistreur n'a montré aucune différence dans le temps passé en surface et en plongée en fonction du sexe. Sur la base du modèle développé par Laake *et al.* (1997), la disponibilité à une distance perpendiculaire x peut être estimée en ajoutant : 1) la probabilité qu'un animal soit à la surface lorsqu'un avion arrive au-dessus de sa tête, estimée comme la proportion du temps qu'un animal passe à la surface en fonction de la surface moyenne et des intervalles de plongée, et 2) la probabilité qu'un animal plonge lorsque l'avion arrive au-dessus de sa tête, mais qu'il devienne visible alors que son emplacement reste dans la zone de la recherche visuelle de l'observateur pendant que l'avion passe au-dessus de lui. La période pendant laquelle un béluga est disponible pour être vu par les observateurs aériens dépend du comportement de plongée de l'animal et de $w(x)$, le temps pendant lequel un point à la surface de l'océan à une distance perpendiculaire x du tracé demeure dans le champ de vision des observateurs. Le facteur de correction du biais de disponibilité est calculé comme suit (équation 4 dans Laake *et al.* 1997) :

$$a(x) = \frac{E(s)}{E(s)+E(d)} + \frac{E(d)[1-e^{-w(x)/E(d)}]}{E(s)+E(d)} \quad (15)$$

La période $w(x)$ dépend de la vitesse de l'avion, v , et du schéma de recherche des observateurs. Dans cette étude, nous avons supposé que les observateurs avaient un champ de vision conique de chaque côté de l'avion, limité horizontalement vers l'avant par un angle Φ_1 et vers l'arrière par un angle Φ_2 . Par conséquent, $w(x)$ a été estimé d'après la formule de Forcada *et al.* (2004) et de Gómez de Segura *et al.* (2006) :

$$w(x) = \frac{x}{v} [\cot(\Phi_1) + \cot(\Phi_2)] \quad (16)$$

Dans la présente étude, les angles de vision vers l'avant et vers l'arrière utilisés étaient de 30° et 20°, respectivement, ont été mesurés à partir des sièges d'observation et étaient similaires pour les deux types d'aéronefs utilisés (Cessna-337 Skymasters et un Partenavia P68C). On a supposé que la vitesse de l'avion, v , était constante à la vitesse cible de 100 nœuds ou 51,39 m/s.

Pour chacun des sept relevés effectués de 1993 à 2021, un facteur de correction du biais de disponibilité, \hat{a} , a été calculé séparément pour la baie James et la région des îles Belcher et de l'est de la baie d'Hudson comme étant la moyenne $a(x_j)$ de chaque groupe observé de bélugas :

$$\hat{a} = \frac{\sum_{j=1}^n a(x_j)}{n} \quad (17)$$

où n est le nombre de groupes détectés pour lesquels la distance perpendiculaire, x_j , a été estimée et était entre les distances de troncature gauche et droite.

Le relevé de 1985 comportait des transects en bandes de 1 000 m et la distance perpendiculaire de chaque observation n'a pas été enregistrée, ce qui a exclu l'utilisation des équations 15 à 17 pour estimer la disponibilité. Le facteur de correction de la disponibilité appliqué au relevé de 1985 a plutôt été estimé à l'aide d'observations de 53 m à 1 053 m du tracé pour les sept relevés de 1993 à 2021 à l'aide des équations 15 à 17 (voir la section « Ajustement de l'estimation du relevé des transects en bandes de 1985 » pour obtenir plus de détails sur le choix de 53 m et de 1 053 m comme limites).

Pour chaque année et strate, le CV autour du facteur de correction de la disponibilité moyenne était très faible ($\leq 1\%$). Étant donné qu'il existe une incertitude associée à la fiabilité des données de télémétrie (p. ex. précision des étiquettes) et à la profondeur à laquelle les bélugas peuvent être vus, l'incertitude entourant le facteur de correction du biais de disponibilité a été accrue en fixant le CV à une valeur de 7,7 %, comme l'ont déclaré Kingsley et Gauthier (2002).

Correction du biais de perception

Dans les relevés de 2015 et 2021, le nombre et la position des observateurs à bord des aéronefs ont permis d'estimer un facteur de correction du biais de perception. Les observateurs étaient considérés comme des observateurs primaires ou secondaires en fonction de leur position à l'intérieur de chaque plan (voir la section COLLECTE DES DONNÉES). Les données des observateurs secondaires au cours du relevé de 2015 n'ont pas été utilisées dans l'évaluation précédente et n'ont donc pas été mentionnées dans les rapports précédents (Gosselin *et al.* 2017). Dans tous les aéronefs, les deux observateurs assis du côté droit étaient à environ un mètre l'un de l'autre et isolés visuellement par un rideau opaque et auditivement par un interphone de casque d'écoute, pendant leurs recherches exécutées dans la même zone. Par conséquent, les deux observateurs du côté droit de l'aéronef ont été considérés

comme deux sources indépendantes et leurs observations ont été utilisées pour estimer les facteurs de correction du biais de perception au moyen d'analyses d'échantillonnage de distance de marquage-recapture (MRDS) [Laake et Borchers 2004]. Toutes les observations (c.-à-d. les observations de groupes d'animaux, où la taille du groupe est d'un ou plusieurs individus) faites par des observateurs situés du côté droit de l'avion pendant la recherche active (c.-à-d. « à l'effort ») ont été utilisées pour cette analyse. Les observations faites par l'observateur du côté gauche de l'avion n'ont pas été utilisées pour les analyses MRDS. Toutes les analyses MRDS ont été effectuées dans R 3.6.1 (R Development Core Team 2018) avec la trousse MRDS (Laake *et al.* 2013).

Avant d'effectuer des analyses MRDS, il faut trouver les observations en double, c'est-à-dire les groupes d'animaux détectés à la fois par les observateurs primaires et secondaires. Les observations en double ont été identifiées par coïncidence des emplacements, en se fondant sur les différences dans l'heure d'enregistrement et dans la mesure de clinomètre. Le nom de l'espèce a également été utilisé comme critère dans l'identification en double, ce qui signifie que les deux observations devaient avoir les mêmes espèces enregistrées pour être considérées comme des doublons. Cependant, seules les observations de bélugas ont été utilisées pour le modèle d'analyses MRDS et le calcul du facteur de correction du biais de perception. Dans la documentation spécialisée, les seuils temporels utilisés dans les relevés des espèces de cétacés varient généralement entre 3 et 10 s, tandis que les seuils du clinomètre varient généralement de 5 à 15 (p. ex. Pike *et al.* 2008; Pike et Doniol-Valcroze 2015; Panigada *et al.* 2017; Lambert *et al.* 2019). Dans les analyses préliminaires de la présente étude, sept valeurs de seuils temporels (3, 5, 7, 10, 12, 15 et 20 s) ont été testées conjointement avec quatre seuils de clinomètre (5, 10, 15 et 20°), en utilisant les données de 2015 et 2021 séparément. En fonction du nombre de doublons obtenus avec chaque combinaison de seuils de temps et de clinomètre et d'opinions d'experts, des seuils de 10 s et de 10° ont été sélectionnés pour les analyses des données de relevé de 2015 et de 2021. Ces seuils ont été considérés comme les plus susceptibles de saisir les véritables observations en double tout en réduisant au minimum le nombre de faux doublons. Pour les observations avec une valeur d'inclinomètre manquante (31 et 49 observations de bélugas en 2015 et 2021, respectivement), seul le seuil temporel a été pris en compte.

Étant donné que les analyses MRDS exigent que les distances perpendiculaires et les valeurs des covariables soient identiques pour une paire donnée d'observations en double, nous avons attribué une valeur moyenne (pour les covariables continues, c.-à-d. la distance perpendiculaire, la taille des groupes, la couverture nuageuse et l'état selon l'échelle de Beaufort) à ces variables pour les observations considérées comme des doublons si les deux observateurs avaient enregistré des valeurs différentes. La distance perpendiculaire moyenne a été utilisée pour les analyses de distance. En ce qui concerne les covariables catégorielles (c.-à-d. l'intensité de l'éblouissement et la visibilité), les doublons pour lesquels les deux observateurs avaient enregistré des valeurs différentes se sont vu attribuer la valeur ayant le plus grand effet négatif sur la capacité d'une personne à observer les animaux (p. ex. si un observateur a indiqué que la visibilité était bonne et l'autre que la visibilité était faible, cette dernière valeur a été attribuée à cette observation en double).

Les analyses MRDS se composent de deux fonctions : 1) une fonction de détection d'échantillonnage avec mesure des distances à covariables multiples (MCDS) pour les détections regroupées des deux observateurs de droite, et 2) une fonction de détection des analyses MRDS pour estimer la probabilité de détection dans la champ de vision (Buckland *et al.* 2001, Buckland *et al.* 2009). Les deux fonctions utilisaient les mêmes distances de tronçure à gauche et à droite que celles pour l'analyse de l'ensemble de données à plateforme unique de leur relevé respectif. Pour la fonction MCDS, le critère d'information

d'Aikaike (CIA) a été utilisé pour choisir entre les fonctions de modèle semi-normal ou de taux de probabilité et pour examiner si l'ajout de covariables (taille du groupe, observateurs, état selon l'échelle de Beaufort, intensité de l'éblouissement, couverture nuageuse et visibilité) a donné un meilleur ajustement suivant la procédure décrite dans Marques et Buckland (2003). La fonction clé et les covariables produisant le CIA le plus faible dans la fonction de détection du MCDS ont été utilisées dans les modèles d'analyse MRDS. Ces derniers ont été construits avec et sans covariables et comparés à l'aide du CIA. Une configuration d'indépendance ponctuelle a été appliquée dans les modèles MRDS parce que les probabilités de détection peuvent être corrélées entre les observateurs même si les observateurs primaires et secondaires ont agi indépendamment et ont été isolés les uns des autres, par exemple en raison de facteurs tels que la taille du groupe (c.-à-d. que les deux observateurs sont plus susceptibles de détecter des groupes plus grands que des groupes plus petits à mesure que la distance augmente). Cette configuration suppose que les plateformes sont symétriques et que les observations ne sont indépendantes que sur la ligne de tracé, et elle est plus robuste qu'une configuration supposant une détection indépendante à toutes les distances perpendiculaires (Buckland *et al.* 2009, Burt *et al.* 2014). Par définition, la distance perpendiculaire est incluse comme covariable dans tous les modèles d'indépendance des points de MRDS (Buckland *et al.* 2009). Le modèle MRDS le mieux ajusté a été choisi et utilisé pour estimer le facteur de correction $p(0)$ pour chaque position d'observateur. Les estimations de $p(0)$ pour l'observateur primaire étaient ensuite utilisées pour corriger les estimations d'abondance calculées à l'aide des données des observateurs primaires, en supposant que $p(0)$ était le même pour les observateurs primaires des côtés droit et gauche de l'avion.

Les facteurs de correction du biais de perception ont été calculés séparément pour les relevés de 2015 et de 2021 afin d'obtenir une valeur de $p(0)$ propre au relevé. Étant donné que les relevés antérieurs à 2015 ont été réalisés avec une seule plateforme, aucun facteur de correction du biais de perception propre au relevé n'a pu être calculé pour ces relevés. Au lieu de cela, la moyenne $p(0)$ de 2015 et 2021 a été appliquée pour corriger les estimations de l'abondance pour les relevés effectués entre 1985 et 2011.

RÉSULTATS

RÉALISATION DU RELEVÉ

Les 24 lignes de transect prévues à la baie James ont été réalisées en quatre jours, du 22 au 26 juillet avec une interruption d'une journée (figure 2). Au cours du premier relevé de la région des îles Belcher et de l'est de la baie d'Hudson, 36 lignes ont été survolées dans la strate à couverture élevée (HC1) et les 11 lignes ont été survolées dans les strates à faible couverture (LGD, HN). Ces strates ont été couvertes entièrement en cinq jours au cours du premier relevé de la région des îles Belcher et de l'est de la baie d'Hudson, entre le 26 juillet et le 10 août, avec une interruption de huit jours du 28 juillet au 6 août et une interruption de deux jours les 8 et 9 août (figure 3). Le deuxième relevé de la strate à couverture élevée (HC2) a été effectué en 5 jours, du 14 au 23 août, avec plusieurs courtes interruptions du 11 au 13 août, le 16 août, les 18 et 19 août et les 21 et 22 août (figure 4).

OBSERVATIONS DE BÉLUGAS

Au total, 357 groupes de bélugas, soit 693 individus, ont été détectés par les principaux observateurs lors des relevés de la baie James et des îles Belcher et de l'est de la baie d'Hudson (tableau 1, figures 2 à 4). Lors du premier relevé de l'ensemble des strates des îles Belcher et de l'est de la baie d'Hudson (HC1, HN, LGD; figure 3), 135 bélugas ont été détectés, dont un seul dans la strate nord à faible couverture (HN; tableau 1, figure 3). Aucun

béluga n'a été observé dans le lac Guillaume-Delisle. Lors du deuxième relevé des strates à forte couverture (HC2), 116 bélugas ont été détectés (tableau 1, figure 4).

Aucun béluga n'a été observé lors du relevé côtier de l'île Cox à la rivière Nastapoka le 10 août (figure 5). Au cours du vol côtier effectué le 16 août de l'extrémité sud de l'île Long à la Petite rivière de la Baleine, trois bélugas ont été observés dans la région de Long Island et un groupe de 289 bélugas a été observé dans l'estuaire de la Petite rivière de la Baleine (figure 5). Aucun béluga n'a été aperçu pendant le vol de relevé côtier de la rivière Nastapoka au lac Guillaume-Delisle le 20 août (figure 5). De plus, l'estuaire de la rivière Nastapoka a été visité deux fois au cours de passages entre les lignes de relevé (les 6 et 17 août), et aucun béluga n'a été observé lors de ces visites. L'estuaire de la Petite rivière de la Baleine a fait l'objet de relevés à cinq occasions pendant les transits et le nombre de bélugas était très variable, aucun béluga n'ayant été aperçu lors de trois visites (27 juillet, 6 et 17 août), tandis que de grands groupes de 257 et 203 bélugas ont été observés les 12 et 15 août, respectivement. Le dénombrement maximal de 289 bélugas dans la Petite rivière de la Baleine, observé lors du vol côtier le 16 août, a été ajouté à l'estimation systématique du relevé (après correction de l'estimation du relevé pour tenir compte des biais de disponibilité et de perception; voir ci-dessous). Il n'y avait pas de relation claire entre le cycle des marées et la présence de bélugas dans l'estuaire de la Petite rivière de la Baleine.

COURBE DE DÉTECTION

La distribution des distances perpendiculaires à partir de la ligne de trajectoire a montré 10 observations à moins de 106 m de l'avion, distance au-delà de laquelle les observations sont devenues plus fréquentes. Cela suggère des distances potentielles de troncature à gauche de 106 m en se basant uniquement sur les valeurs aberrantes. L'ajustement d'un taux de probabilité vers l'arrière sur des distances perpendiculaires de 500 à 0 m laisse croire que la probabilité de détection était maximale au-delà de 252 m. Une analyse rétrospective similaire de 300 à 0 m a fourni un meilleur ajustement et a indiqué que la probabilité de détection augmentait rapidement et devenait maximale au-delà de 120 m. Ces trois distances (106, 120 et 252 m) ont été testées en tant que valeurs potentielles de troncature à gauche. Les distances de troncature à gauche de 120 m et 252 m étaient mieux ajustées près de la ligne de tracé pour le modèle de taux de probabilité ($C^2 p = 0,75$; $W^2 p = 0,85$), par rapport à la troncature à gauche de 106 m ($C^2 p = 0,45$; $W^2 p = 0,45$). Le critère de la forme a été respecté dans tous les modèles (Buckland *et al.* 2001). Pour toutes les distances de troncature à gauche testées, l'ajustement du modèle semi-normal n'était pas aussi bon que celui du modèle du taux de probabilité, ni près de la ligne de tracé ($C^2 p = 0,13$ à $0,55$) ni pour le modèle global ($W^2 p < 0,01$ à $0,75$). Par conséquent, le modèle du taux de probabilité a été utilisé au lieu du modèle semi-normal. Enfin, une distance de troncature à gauche de 120 m a été utilisée parce qu'elle maximisait le nombre d'observations disponibles pour l'analyse et donnait un modèle plus efficace ($CV = 0,055$) par rapport à une distance de troncature de 252 m ($CV = 0,75$).

De même, pour les observations lointaines, trois observations au-delà de 1 938 m pourraient être considérées comme des valeurs aberrantes. La probabilité de détection du modèle de taux de probabilité est passée à environ 15 % à une distance perpendiculaire de 1 372 m, ce qui est un critère de troncature à droite comme le suggère Buckland *et al.* (2001). Une autre règle de base est d'éliminer les derniers 5 % ou 10 % des données, ce qui correspondait à des distances de troncature de 1 057 m et 1 329 m, respectivement. L'utilisation de 1 057 m, 1 329 m ou 1 372 m comme distances de troncature à droite n'a pas amélioré l'ajustement près de la ligne de tracé du modèle de taux de probabilité pour la troncature à gauche de 120 m, comparativement à un modèle tronqué à 1 938 m pour éliminer les valeurs aberrantes. Par conséquent, une troncature à droite de 1 938 m a été utilisée.

Le taux de probabilité (CIA = 4 693) a été sélectionné à semi-normal (CIA = 4 701, Δ CIA = 8) lorsqu'il a été ajusté aux 341 observations laissées après la troncature à gauche de 120 m. L'ajout de covariables a été testé, et trois des covariables considérées ont amélioré le modèle. La couverture nuageuse a été la covariable qui a permis le meilleur ajustement (CIA = 4 682), suivie de l'état selon l'échelle de Beaufort (CIA = 4 684) et de la plateforme (CIA = 4 690). Des modèles multivariés comprenant la couverture nuageuse et l'état selon l'échelle de Beaufort ou la plateforme ont été ajustés, mais l'inclusion d'une deuxième covariable n'a pas amélioré l'ajustement du modèle. Par conséquent, le modèle du taux de probabilité avec la couverture nuageuse comme seule covariable a été conservé, ce qui a fourni une demi-largeur effective de la bande (ESHW) de 771 m (ET = 33, CV = 0,04, figure 7). Compte tenu des distances de troncature à gauche et à droite appliquées, l'ajustement au modèle uniforme pour inclure des observations sans distances perpendiculaires était une probabilité estimée de détection, P , de 0,4241 (ET = 0,01018322, FD = 327) basé sur l'ESHW.

TAILLE DU GROUPE

La régression du logarithme naturel de la taille des grappes ($\ln(s)$) par rapport à la probabilité de détection $g(x)$ n'était pas significative pour les 341 groupes ayant une distance perpendiculaire disponible et à l'intérieur de distances de troncature ($p > 0,15$) et, par conséquent, la taille moyenne des grappes a été utilisée dans toutes les strates (tableau 2). Dans toutes les strates, la taille du groupe variait de 1 à 30 bélugas, avec une taille moyenne globale de 1,91 béluga (CV = 6 %). Les 249 groupes détectés à la baie James avaient une taille moyenne de groupe de 1,78 (CV = 6 %, tableau 2, figures 2 et 7). Dans la strate à couverture élevée, les 72 groupes détectés lors du premier passage ont donné une taille moyenne du groupe de 1,86 (CV = 12 %), tandis que les 35 groupes détectés lors du deuxième passage ont donné une taille moyenne du groupe de 3,31 (CV = 26 %; tableau 2, figures 3 et 4).

TAUX DE RENCONTRE

Dans la baie James, une forte proportion de bélugas ont été détectés sur les lignes au sud-est de l'île Akimiski et le long de la côte ontarienne aux extrémités ouest des lignes (figure 2). Le taux de rencontre à la baie James était de 0,056 groupe par km (CV = 16 %), ce qui est de 7 à 14 fois plus élevé que les taux de rencontre dans la strate à couverture élevée de l'est de la baie d'Hudson (tableau 2).

Dans la strate à couverture élevée des îles Belcher et de l'est de la baie d'Hudson, le nombre de groupes observés au cours du premier relevé (HC1, 72 groupes) était deux fois plus élevé que le nombre de groupes observés lors du deuxième relevé (HC2, 35 groupes), ce qui donne des taux de rencontre de 0,008 (CV = 29 %) et 0,004 (CV = 47 %) groupes par km, respectivement (tableau 2, figures 3 et 4). Le taux de rencontre dans les strates à faible couverture (RH) de l'est de la baie d'Hudson était de 0,001 (CV = 72 %) d'après une seule observation (tableau 2).

ESTIMATIONS DE LA DENSITÉ ET DE L'ABONDANCE

L'utilisation de la même courbe de détection ajustée pour tenir compte des valeurs de covariables dans chaque strate et de la taille moyenne des groupes propre à chaque strate a produit des indices d'abondance de 5 043 bélugas (IC à 95 % : 3 494 à 7 279) pour la baie James et de 730 bélugas (IC à 95 % : 407 à 1 307) pour les îles Belcher et l'est de la baie d'Hudson (tableau 2). La densité calculée était de 0,064 individu par km² (CV = 18 %) à la baie James (tableau 2). Dans la région des îles Belcher et de l'est de la baie d'Hudson, la densité était de 0,009 individu par km² (CV = 30 %) dans les strates à couverture élevée (combinées pour HC1 et HC2; tableau 2) et 0,001 individu par km² (CV = 72 %) dans les strates à faible

couverture (HN; tableau 2). Par conséquent, l'abondance et la densité calculées sont environ 7 fois plus élevées dans la baie James que dans la région des îles Belcher et de l'est de la baie d'Hudson (tableau 2). Ces indices de densité et d'abondance représentent le nombre d'animaux détectés à la surface par les observateurs primaires (c.-à-d. les valeurs initiales avant les corrections pour tenir compte des biais de disponibilité et de perception, voir ci-dessous).

À la Baie James, le taux de rencontre, la taille du groupe et la fonction de détection représentaient respectivement 81,1 %, 13,3 % et 5,6 % de la variance de densité. Les mêmes composantes représentaient respectivement 83,1 %, 15,0 % et 1,9 % de la variance de densité pour le premier relevé de la strate à couverture élevée (HC1) dans les îles Belcher et l'est de la baie d'Hudson, et 76,1 %, 23,2 % et 0,6 % de la variance de densité pour le deuxième relevé de la strate à couverture élevée (HC2).

FACTEURS DE CORRECTION DU BIAIS DE DISPONIBILITÉ

Un facteur de correction du biais de disponibilité a été calculé pour chacun des sept relevés effectués entre 1993 et 2021 au cours desquels des distances perpendiculaires ont été enregistrées, et séparément pour la baie James et la région des îles Belcher et de l'est de la baie d'Hudson. Pour la strate de la baie James, les facteurs de correction du biais de disponibilité variaient de 0,574 à 0,624 (tableau 3). Pour la région des îles Belcher et de l'est de la baie d'Hudson, les facteurs de correction du biais de disponibilité variaient de 0,549 à 0,630 (tableau 3). Pour le relevé de 1985, un facteur de correction du biais de disponibilité calculé à partir des distances perpendiculaires observées au cours des sept autres relevés dans la plage de 53 à 1 053 m a donné une correction de 0,567 pour la baie James et de 0,549 pour l'est de la baie d'Hudson (tableau 3). Les CV de tous les facteurs de correction du biais de disponibilité ont été fixés à 7,7 % d'après Kingsley et Gauthier (2002).

FACTEURS DE CORRECTION DU BIAIS DE PERCEPTION

D'après les données du relevé de 2021, 162 observations uniques de bélugas ont été enregistrées par les observateurs positionnés sur le côté droit des avions pendant que les deux observateurs étaient à l'œuvre. Sur la base de la coïncidence dans l'emplacement, en utilisant des seuils de temps et de clinomètre de 10 s et 10°, 63 observations ont été considérées comme des doublons entre les observateurs primaires et secondaires du côté droit des avions. L'analyse de la MRDS a utilisé les mêmes distances de troncature que la courbe de détection pour le relevé de 2021 (voir ci-dessus), et a déterminé qu'un modèle de MRDS avec une clé du taux de probabilité et avec l'état selon l'échelle de Beaufort et la taille du groupe comme covariables offrait le meilleur ajustement. Ce modèle a donné un p primaire (0) de 0,601 (CV = 10,5 %; tableau 3).

D'après les données du relevé de 2015, 214 observations uniques de bélugas ont été enregistrées par les observateurs positionnés sur le côté droit des avions alors que les deux observateurs étaient à l'œuvre. En se fondant sur la coïncidence d'emplacement et en utilisant des seuils de temps et de clinomètre de 10 s et 10°, on a déterminé que 46 observations étaient des doublons entre les observateurs primaires et secondaires. L'analyse de la MRDS a utilisé une distance de troncature à gauche de 143 m et aucune troncature à droite (c.-à-d. la même que la courbe de détection pour le relevé de 2015; Gosselin *et al.* 2017), et a déterminé qu'un modèle de MRDS avec une clé de taux de probabilité et l'état selon l'échelle de Beaufort comme covariable offrait le meilleur ajustement. Ce modèle a donné un p primaire (0) de 0,392 (CV = 15,9 %; tableau 3).

Pour les relevés de 1985 à 2011 pour lesquels une configuration à double plateforme n'a pas été utilisée, un facteur moyen de correction du biais de perception de 0,497 (CV = 17,9 %) a été appliqué (tableau 3).

ESTIMATIONS CORRIGÉES DE L'ABONDANCE

La correction des indices d'abondance en surface du relevé de 2021 pour tenir compte des animaux en plongée qui n'ont pas pu être détectés à partir d'une plateforme aérienne, en utilisant les facteurs de correction du biais de disponibilité décrits ci-dessus, a donné des indices d'abondance en 8 547 (CV = 19,8 %, IC : 5 821 à 12 550; tableau 3) pour la baie James et 1 330 (CV = 30,7 %, IC : 738-2 397; tableau 3) pour la région des îles Belcher et de l'est de la baie d'Hudson.

La correction de l'estimation de l'abondance en surface pour tenir compte des biais de disponibilité et de perception a donné une estimation de l'abondance de 14 213 (CV = 22,4 %, IC : 9 208 à 21 938; tableau 3) pour la baie James en 2021. La correction pour tenir compte des biais de disponibilité et de perception appliquée à l'indice de surface dans la région des îles Belcher et de l'est de la baie d'Hudson, auquel nous avons ensuite ajouté les 289 bélugas observés dans l'estuaire de la Petite rivière de la Baleine, a fourni une estimation de l'abondance entièrement corrigée de 2 501 bélugas (CV = 28,7 %, IC : 1 439 à 4 344; tableau 3) en 2021.

Les facteurs de correction correspondants des biais de disponibilité et de perception ont également été appliqués aux résultats des relevés de 1993 à 2015 (tableau 3). Les estimations de la disponibilité corrigées pour tenir compte des deux biais variaient de 12 811 à 39 152 dans la baie James et de 4 163 à 7 841 dans la région des îles Belcher et de l'est de la baie d'Hudson (tableau 3).

Pour le relevé de 1985, l'estimation initiale de la surface tirée de l'analyse des transects en bandes (Smith et Hammill 1986) a d'abord été ajustée pour être comparable aux relevés par transects linéaires. Le rapport moyen bande/ligne calculé à l'aide des données de relevé de 1993 à 2021 était de 1,511 (CV = 20,5 %) et de 1,792 (CV = 24,2 %), pour les strates de la baie James et la région des îles Belcher et de l'est de la baie d'Hudson, respectivement (tableau 4). Les indices d'abondance en surface des transects en bandes de 1985 pour chaque strate ont été multipliés par le rapport correspondant, puis corrigés pour tenir compte des biais de disponibilité et de perception, ce qui a donné des estimations entièrement corrigées de 6 511 (CV = 28,3 %, IC : 3 779 à 11 217) pour la baie James et de 6 711 (CV = 28,9 %, IC : 3 855 à 11 682; tableau 3) pour la région des îles Belcher et de l'est de la baie d'Hudson.

DISCUSSION

Dans des relevés antérieurs (p. ex. Gosselin *et al.* 2009, 2013, 2017), le terme « stock EBH » a été utilisé pour décrire les animaux qui passaient l'été dans la partie est de la baie d'Hudson et qui ont été dénombrés lors de relevés aériens de cette région. Cependant, une analyse génétique par Parent et ses collaborateurs (2023) d'échantillons de peau fournis par des chasseurs à partir de leurs prises a déterminé que deux populations de bélugas passent l'été dans la zone couverte par les relevés de l'est de la baie d'Hudson : une population des îles Belcher et une population de l'est de la baie d'Hudson. Le chevauchement de la répartition estivale de ces deux populations empêche la différenciation des animaux de ces populations lorsqu'ils sont dénombrés à partir des airs. Par conséquent, les deux populations ont été combinées pour former un seul stock à des fins de gestion : le stock BEL-EBH.

Le relevé de 2021 de la baie James et de la région des îles Belcher et de l'est de la baie d'Hudson est le huitième d'une série de relevés systématiques effectués depuis 1985 (Smith et Hammill 1986; Kingsley 2000; Gosselin *et al.* 2002, 2009, 2013, 2017; Gosselin 2005). Toutefois, trois changements importants ont été apportés à l'analyse effectuée dans le cadre de la présente étude, qui ont une incidence sur les séries chronologiques d'estimations de l'abondance. Premièrement, l'estimation de l'abondance en surface par les transects en bandes de 1985 a été réajustée à l'aide d'un nouveau rapport bande/ligne calculé en fonction de tous les relevés subséquents. Ce nouveau rapport a fait diminuer l'estimation en surface dans la baie James et a fait augmenter celle des îles Belcher et de l'est de la baie d'Hudson par rapport aux rapports précédents (Hammill *et al.* 2004; Gosselin 2005), et a fourni une mesure de l'écart par rapport aux estimations de 1985. Deuxièmement, de nouveaux facteurs de correction pour le biais de disponibilité ont été calculés à l'aide des données de marquage de la région. Ces facteurs ont donné des estimations partiellement corrigées (c.-à-d. corrigées pour la disponibilité seulement) environ 18 % inférieures à celles calculées avec le facteur de correction du biais de disponibilité utilisé précédemment (Kingsley et Gauthier 2002). Enfin, l'application d'une correction du biais de perception, qui n'avait jamais été utilisée auparavant dans les relevés de bélugas au Nunavik, a eu une forte incidence sur les estimations de l'abondance pour toutes les années, augmentant en moyenne l'abondance en surface d'un facteur de deux. L'application des facteurs de correction pour tenir compte des biais de disponibilité et de perception a plus que doublé les estimations de l'abondance dans tous les relevés.

ESTIMATIONS DE L'ABONDANCE DU RELEVÉ DE 2021

Population de la baie James

Avec une valeur de 14 213 bélugas, l'estimation corrigée de l'abondance de la population de la baie James calculée au moyen des données du relevé de 2021 se situe au milieu de la plage des valeurs observées pour cette strate dans les relevés depuis 1985. L'estimation de 2021 est inférieure à celle des trois relevés les plus récents (2008, 2011 et 2015), mais supérieure aux estimations corrigées de l'abondance de 1985, 1993 et 2004. L'estimation de 2021 est inférieure d'environ 21 % à celle du dernier relevé de 2015 (Gosselin *et al.* 2017). Le CV de l'estimation de 22,4 % de 2021 est inférieur à celui des relevés précédents, qui variaient de 27,9 % à 69,7 % (tableau 3). Le CV inférieur observé en 2021 découle de l'absence de grands groupes (ce qui donne une variance plus faible par rapport aux relevés précédents), et du CV légèrement inférieur autour des facteurs de correction du biais de disponibilité et de perception propres à ce relevé (tableau 3).

Dans le relevé de la baie James effectué en 2021, la majorité des observations de bélugas ont été réparties entre deux zones : la zone au sud-est de l'île Akimiski et la côte nord-ouest de la baie (figure 2). Des répartitions spatiales similaires entre ces deux zones ont été observées lors de relevés antérieurs de la baie James, avec un grand nombre d'observations au sud-est de l'île Akimiski, en particulier lors des relevés de 1985 et de 2004, et une forte proportion d'observations dans la partie nord-ouest de la baie lors des relevés de 1993, 2001, 2008, 2011 et 2015 (Smith et Hammill 1986; Kingsley 2000; Gosselin 2005; Gosselin *et al.* 2002, 2009, 2013, 2017). Au cours du relevé de 2021, environ 60 % des bélugas observés dans la baie James se trouvaient dans la moitié sud de la baie et environ 33 % dans la zone nord-ouest. Lors de relevés antérieurs, lorsque peu d'individus ont été observés dans la partie nord-ouest de la baie (2004) ou lorsque cette zone n'a pas pu faire l'objet de relevés complets (1985, en raison de la présence de banquise), cela a donné lieu à de faibles estimations de l'abondance pour l'ensemble de la région de la Baie James (Smith et Hammill 1986; Gosselin 2005). On trouve également des bélugas le long de la côte ontarienne de la baie d'Hudson (Richard 2005). La variabilité des observations dans la région du nord-ouest de la baie James peut refléter le

déplacement entre les deux zones. Bien que les bélugas qui passent l'été dans la baie James soient considérés comme une population reproductrice distincte, les données de télémétrie et l'information génétique de cette région se limitent à la partie est de la baie James, et on manque de données sur les bélugas qui passent l'été le long de la côte ontarienne de la baie d'Hudson (Bailleul *et al.* 2012a; Postma *et al.* 2012, Parent *et al.* 2023).

Stock des îles Belcher et de l'est de la baie d'Hudson

L'estimation corrigée de l'abondance obtenue à partir du relevé de 2021 dans les îles Belcher et l'est de la baie d'Hudson est la plus basse des séries chronologiques et est nettement inférieure aux estimations des deux derniers relevés, qui ont atteint 5 001 et 7 841 bélugas en 2011 et 2015, respectivement, après correction des biais de disponibilité et de perception. Le CV mesuré pour l'estimation de l'abondance du stock BEL-EBH de 2021 est également le plus faible des huit relevés.

Deux sources courantes d'incertitude lors de la réalisation de relevés de petites populations dont l'aire de répartition est concentrée comprennent l'occurrence de quelques grandes grappes (distribution inégale de la taille des groupes parmi les observations) et la variabilité des taux de rencontre (distribution inégale des grappes entre les lignes), qui représentent la concentration à deux échelles (Gosselin *et al.* 2007). Puisque la taille moyenne des groupes est un multiplicateur dans l'estimation de la densité, l'occurrence de quelques grands groupes de bélugas peut rapidement augmenter à la fois l'estimation de l'abondance elle-même et sa variance, en raison d'une augmentation de la composante de variance associée à l'estimation de la taille du groupe. Cet effet a été observé dans les trois relevés précédents (2008, 2011 et 2015), où quelques grands groupes ont augmenté la taille moyenne des grappes de 50 % pour atteindre près de 300 %, ce qui a donné lieu à des estimations de l'abondance plus élevées et à des intervalles de confiance plus larges (Gosselin *et al.* 2009, 2013, 2017). En 2021, la seule observation faite au cours du relevé systématique avec un groupe de plus de 11 individus était un groupe de 30 bélugas observés près de l'embouchure de l'estuaire de la Petite rivière de la Baleine.

À une échelle spatiale plus large, la répartition des grappes entre les lignes (c.-à-d. la répartition spatiale du béluga dans la zone d'étude) peut être influencée par une combinaison du comportement de recherche de nourriture, du comportement social et des conditions environnementales. Bailleul et ses collaborateurs (2012b) ont montré que la température à la surface de la mer influe sur la dispersion des bélugas portant des émetteurs satellites dans l'est de la baie d'Hudson. Bien que les facteurs de la distribution des grappes ne soient pas encore clairs, il est possible d'ajuster les méthodes de relevé pour réduire son influence sur l'estimation de la densité et de l'abondance. Pour réduire l'effet de la concentration, on peut augmenter l'effort, obtenant ainsi plus d'observations pour estimer la demi-largeur effective de la bande, la taille du groupe et le taux de rencontre, et réduisant l'importance relative de chaque observation dans les indices de densité et d'abondance. Cette approche a été appliquée dans l'est de la baie d'Hudson en 2008 et en 2015, et a été appliquée dans l'estuaire du Saint-Laurent (Gosselin *et al.* 2007, 2009, 2017). Deux relevés répétés de la zone de couverture élevée de l'est de la baie d'Hudson ont été effectués au cours du relevé de 2021. Trois avions ont été utilisés pour faire en sorte que les deux relevés soient effectués rapidement, malgré les retards liés aux conditions météorologiques. Le fait d'avoir deux relevés couvrant toute la zone de couverture élevée permet d'obtenir une estimation plus précise et plus fiable de l'abondance des bélugas, mais d'autres relevés de la même zone ne seraient pas possibles sans augmenter le nombre d'avions, la période disponible étant limitée puisque les bélugas entreprennent leur migration dès la fin de septembre (Kingsley *et al.* 2001; Lewis *et al.* 2009; Bailleul *et al.* 2012a). Il y a très peu de marge pour accroître davantage l'effort par la réduction de l'espacement entre

les lignes ou l'utilisation de l'échantillonnage adaptatif dans les relevés futurs, compte tenu de l'espacement de 9,3 km (5 milles marins) dans les îles Belcher et l'est de la baie d'Hudson, qui offre une couverture efficace estimée à environ 20 % (Thompson et Seber 1996; Pollard et Buckland 2004). Cette dernière approche peut être utile dans les zones à faible couverture avec un espacement entre les lignes de 18,5 km (10 milles marins), bien que peu de groupes de bélugas aient été détectés dans ces zones lors de relevés antérieurs. Une autre solution pour accroître l'effort serait de réduire le nombre d'années entre les relevés, ce qui aiderait également les efforts de modélisation.

Une deuxième façon de réduire l'effet de la concentration consiste à stratifier davantage le plan de relevé en fonction des variables environnementales qui influent sur le comportement des bélugas. Si cette stratification est fondée sur une solide compréhension des déplacements et de l'utilisation de l'habitat au cours de la saison estivale, cela pourrait entraîner une augmentation du nombre d'observations au cours d'un relevé. Dans la région des îles Belcher et de l'est de la baie d'Hudson et dans la région de la baie James, des renseignements récents sur l'utilisation de l'habitat pourraient être obtenus au moyen d'une analyse spatiale des données de relevés antérieurs (Smith et Hammill 1986; Kingsley 2000; Gosselin *et al.* 2002, 2009; Gosselin 2005), des données de télémétrie par satellite (Lewis *et al.* 2009, Bailleul *et al.* 2012a; Hammill données non publiées) et de la représentation spatiale des connaissances écologiques traditionnelles (Lewis *et al.* 2009). Cependant, la stratification complexe du plan de relevé doit être effectuée avec soin, et notre compréhension actuelle des déplacements et de l'utilisation de l'habitat est limitée.

On sait que les bélugas forment des regroupements estivaux à l'intérieur et autour des estuaires. Dans nos relevés de la région des îles Belcher et de l'est de la baie d'Hudson, nous avons suivi la pratique des relevés précédents et avons exclu les dénombrements des estuaires de nos estimations de transects afin de les ajouter séparément au compte total. Aucun béluga n'a été détecté dans l'estuaire de la rivière Nastapoka au cours du relevé de 2021 réalisé à quatre occasions pendant quatre jours différents. Aucun béluga n'a été observé dans cet estuaire lors de relevés aériens depuis 2004 (Gosselin 2005, Gosselin *et al.* 2009, 2013, 2017). L'estuaire de la Petite rivière de la Baleine a été visité à six reprises au cours du relevé de 2021, dont trois fois où aucun béluga n'a été observé dans l'estuaire et trois occasions où le dénombrement total des bélugas a varié entre 203 et 289 individus. Ces dénombrements de bélugas concordent avec les variations intra- et interannuelles du nombre d'animaux observés dans cet estuaire. Lors de relevés antérieurs, les dénombrements quotidiens maximaux étaient de 39, 354 et 167 bélugas en 2001, 2011 et 2015, respectivement. À l'inverse, aucun béluga n'a été détecté dans la Petite rivière de la Baleine en 2004 et en 2008 (Gosselin *et al.* 2002, 2009, 2013, 2017; Gosselin, 2005). D'autres études sont nécessaires pour étudier les causes des variations quotidiennes de la présence de bélugas dans l'estuaire de la Petite rivière de la Baleine. On suppose que la marée a une incidence sur le nombre de bélugas dans les estuaires, mais jusqu'à présent, aucune corrélation avec les cycles de marée n'est apparente dans les données de relevés aériens, qui demeurent limitées pour évaluer cet effet potentiel.

La migration pourrait biaiser les estimations systématiques des relevés. Si une concentration d'animaux migre dans la même direction que celle des avions survolant les lignes de relevé, cette concentration d'animaux sera alors suréchantillonnée, c'est-à-dire qu'elle sera comptée sur un plus grand nombre de transects que si elle ne se déplaçait pas. À l'inverse, si la migration va dans une direction opposée à celle de l'avion du relevé, il y aura un biais négatif dans l'estimation de l'abondance. Le relevé de 2021 a été mené sur une courte période à l'aide de 3 avions, réduisant ainsi ce biais possible. Nous présumons également que les déplacements des bélugas de BEL-EBH étaient aléatoires et qu'il n'y a pas eu de migration pendant la période du relevé, ou entre le premier relevé effectué du 26 juillet au 10 août et le

deuxième relevé effectué du 14 au 23 août. Cette hypothèse est appuyée par les déplacements des bélugas de l'EBH marqués à l'aide d'émetteurs satellites dans l'arc de la baie d'Hudson, qui ont montré un début de migration à la fin de septembre et un pic de migration en octobre (Kingsley *et al.* 2001; Bailleul *et al.* 2012a). En supposant des déplacements aléatoires, on peut s'attendre à ce que le nombre de groupes enregistrés deux fois en raison de leurs déplacements d'une ligne à l'autre au fur et à mesure que les lignes sont survolées soit annulé par le nombre de groupes manqués en raison du même modèle de déplacement dans une direction opposée.

FACTEURS DE CORRECTION APPLIQUÉS À LA SÉRIE CHRONOLOGIQUE DE RELEVÉS

Dans la présente étude, les estimations de surface du relevé par transects en bandes de 1985 ont été ajustées pour permettre la comparaison avec les relevés par transects linéaires subséquents. Auparavant, le rapport utilisé pour ajuster l'estimation de surface était de 1,87, lequel avait été calculé uniquement en fonction des données des relevés de 1993 et de 2001 (Hammill *et al.* 2004; Gosselin 2005). L'utilisation des données de six relevés (de 1993 à 2021) a permis de calculer des rapports qui tiennent mieux compte des variations interannuelles de la distribution des distances d'observation à partir de l'avion. Cela a également permis de calculer la variance autour du rapport moyen et de la reporter à l'estimation ajustée, tandis que des études antérieures ont signalé l'estimation de surface ajustée sans variance (Hammill *et al.* 2004; Gosselin 2005). De plus, des rapports distincts ont été calculés pour la strate des îles Belcher et de l'est de la baie d'Hudson et la strate de la baie James pour plus de spécificité. Cela a entraîné une diminution de l'estimation de surface ajustée pour la baie James (rapport de 1,511, estimation de surface de 1 833) et une augmentation pour la région des îles Belcher et de l'est de la baie d'Hudson (rapport de 1,792, estimation de surface de 1 735 sans les dénombrements des estuaires) par rapport aux valeurs précédemment déclarées (2 256 et 1 820 pour la région de la baie James et celle des îles Belcher et de l'est de la baie d'Hudson, respectivement; Hammill *et al.* 2004; Gosselin 2005).

Les abondances de surface ont ensuite été corrigées pour tenir compte des biais de disponibilité (animaux sous l'eau lorsque l'avion passe au-dessus) et de perception (animaux à la surface, mais manqués par les observateurs) (McLaren 1961; Marsh et Sinclair 1989; Laake et Borchers 2004). Pour les relevés antérieurs effectués dans la baie James et dans la région de la baie d'Hudson, les estimations de surface avaient été corrigées à l'aide d'un facteur de correction du biais de disponibilité déterminé pour corriger les relevés photographiques du béluga de l'estuaire du Saint-Laurent, selon lequel la proportion estimative de temps où les animaux étaient visibles à partir d'un aéronef en vol stationnaire était de 0,478 (CV = 7,7 %; Kingsley et Gauthier 2002). Afin d'obtenir des facteurs de correction du biais de disponibilité plus représentatifs des populations de bélugas du Nunavik, de nouveaux facteurs de correction ont été calculés à l'aide des données de plongée de bélugas marqués dans l'est de la baie d'Hudson. Idéalement, des données de plongée provenant d'individus munis d'émetteurs satellitaires recueillies pendant la période du relevé devraient être utilisées afin de calculer le facteur de correction du biais de disponibilité. Les émetteurs n'ont pas été déployés lors du relevé de 2021, mais on a supposé que le comportement de plongée des bélugas n'avait pas changé au fil des ans et que les 9 bélugas marqués en 2003-2004 étaient représentatifs des populations de la baie James et de l'est de la baie d'Hudson. Puisque les observateurs ont quelques secondes pour détecter les baleines à la surface, les facteurs de correction du biais de disponibilité ont tenu compte du temps pendant lequel un béluga serait visible pour l'observateur plutôt que d'une correction instantanée comme celles utilisées dans les relevés photographiques qui peuvent surestimer l'abondance lorsqu'elles sont appliquées à un relevé visuel. Les facteurs de correction du biais de disponibilité ont été calculés séparément pour

chaque relevé en fonction des distances perpendiculaires auxquelles les observations avaient été enregistrées, et séparément pour la baie James et la région de la baie d'Hudson, ce qui a donné des facteurs de correction allant de 0,549 à 0,630 (CV fixés à 7,7 %; voir la section « Correction du biais de disponibilité »). Dans l'ensemble, l'application des nouveaux facteurs de correction du biais de disponibilité a donné des estimations d'environ 18 % inférieures à celles du facteur de correction précédent de Kingsley et Gauthier (2002). Cependant, les facteurs de correction n'ont montré aucune tendance temporelle et les différences entre les deux strates n'étaient pas toujours les mêmes, ce qui indique qu'une strate n'a pas un facteur de correction systématiquement plus élevé que l'autre. La variabilité d'une année à l'autre laisse croire à des différences potentielles dans les modèles de recherche des observateurs. Différents observateurs pourraient concentrer leur attention plus près ou plus loin de l'avion, ce qui pourrait avoir une influence sur la distribution des distances perpendiculaires enregistrées et affecter le facteur de correction du biais de disponibilité calculé.

Pour les autres populations de bélugas dans le nord du Canada, seuls des facteurs de correction instantanés ont été calculés en fonction des données disponibles. Par exemple, en fonction des trois bélugas marqués dans la baie Cumberland en 2006 et en 2007, on a estimé que la proportion de temps où les animaux sont restés à moins de 5 m et 2 m de la surface était de 0,394 (CV = 5 %) et de 0,485 (CV = 6 %; Marcoux *et al.* 2016; Watt *et al.* 2021). D'après les bélugas suivis dans l'Extrême-Arctique canadien, on a estimé que la proportion de bélugas restés à moins de 4 à 5 m de la surface était de 0,430 (CV = 9 %), ce qui a été utilisé comme correction instantanée de la disponibilité des populations de l'ouest du Groenland (Heide-Jørgensen et Acquarone 2002; Innes *et al.* 2002; Heide-Jørgensen *et al.* 2010). Comme prévu, ces corrections ont tendance à être légèrement plus élevées que celles calculées pour la baie James et la région des îles Belcher et de l'est de la baie d'Hudson, c'est-à-dire qu'elles permettent une plus grande augmentation de l'abondance, car elles ne tiennent pas compte du fait qu'un point donné à la surface de l'eau reste dans le champ de vision de l'observateur pendant une durée variable lorsque l'avion les survole. En comparaison, la proportion du temps passé à la surface d'après les données compilées provenant des étiquettes dans l'est de la baie d'Hudson était de 0,440.

Au cours des deux relevés effectués avec des configurations à double plateforme en 2015 et 2021, il y a eu suffisamment de détections par des observateurs primaires et secondaires pour estimer les facteurs de correction du biais de perception pour les bélugas. Avant 2015, il n'y avait pas de données de relevé obtenues avec une double plateforme, ce qui empêchait le calcul d'un facteur de correction du biais de perception. Par conséquent, les estimations de l'abondance publiées jusqu'à présent ont été partiellement corrigées (c.-à-d. seulement pour tenir compte de la disponibilité) et sous-estimées relativement à ce biais. Maintenant que les estimations corrigées tiennent compte à la fois du biais de disponibilité et du biais de perception, on s'attend à ce qu'elles soient plus élevées. Le facteur de correction du biais de perception variait entre les relevés de 2015 et de 2021, avec un $p(0)$ de 0,392 et 0,601, respectivement. Cette différence d'une année à l'autre souligne l'importance de mesurer le biais de perception pour chaque relevé. Quelques facteurs pourraient être à l'origine de cette différence, notamment : 1) les différences dans la taille du groupe, puisque la taille du groupe était généralement plus petite en 2021 par rapport à 2015; 2) des conditions environnementales variables, y compris la présence de glace en 2015 qui aurait pu influencer la visibilité; et 3) l'expérience des observateurs, puisque l'observateur le moins expérimenté était toujours dans le poste d'observateur secondaire en 2015, tandis que les observateurs en 2021 ont fait une rotation de postes dans l'avion et avaient des niveaux d'expérience plus similaires et une expérience plus récente des relevés visuels, puisque la plupart des observateurs avaient participé au vaste effort de relevé de la baleine noire de l'Atlantique Nord dans les mois précédant le relevé au Nunavik. D'autres relevés utilisant la configuration à double plateforme

dans la même zone seront nécessaires pour étudier les causes de la variabilité des facteurs de correction du biais de perception. Jusqu'à ce que cette information puisse être obtenue, nous pouvons seulement supposer que les facteurs de correction du biais de perception de 2015 et de 2021 sont également représentatifs et appliquer la moyenne $p(0)$ de ces deux relevés aux relevés antérieurs où une configuration de double plateforme n'a pas été utilisée. En moyenne, l'application uniquement du facteur de correction du biais de perception aux indices d'abondance en surface de la série chronologique des relevés a augmenté l'abondance d'un facteur de deux.

Il est important de noter que les facteurs de correction du biais de perception calculés ici ne sont pas comparables à ceux des relevés qui avaient une configuration à double plateforme des deux côtés de l'aéronef, comme c'est souvent le cas dans les relevés de mammifères marins dans l'Arctique canadien (Marcoux *et al.* 2016, Watt *et al.* 2021). Dans les relevés de la baie James et de la région des îles Belcher et de l'est de la baie d'Hudson, la configuration à double plateforme n'était possible que sur le côté droit de l'avion et, par conséquent, *les facteurs de correction calculés [c.-à-d. $p(0)$ primaire]* ne s'appliquent qu'aux observateurs primaires de chaque côté de l'avion, dont les observations sont utilisées pour calculer les estimations de l'abondance en surface. En revanche, les relevés effectués avec une configuration à double plateforme des deux côtés de l'aéronef calculent généralement l'abondance en surface en fonction du nombre total d'observations uniques des deux observateurs, c'est-à-dire celles vues uniquement par l'observateur principal, celles vues uniquement par l'observateur secondaire et celles vues par les deux observateurs. Puisque l'estimation de surface est déjà fondée sur les observations de deux observateurs, le facteur de correction du biais de perception pour les observateurs combinés ($p(0)$ combiné) sera toujours plus élevé, c'est-à-dire qu'il n'augmentera pas autant l'abondance, comparativement au facteur de correction applicable aux observateurs primaires seulement ($p(0)$ primaire).

Dans les huit relevés, les abondances estimées corrigées pour tenir compte des biais de disponibilité et de perception étaient 2,8 à 4,5 fois plus élevées que les estimations de surface non corrigées. Ces résultats soulignent l'importance de tenir compte des deux sources de biais lors de l'analyse des données de relevés aériens. L'incertitude entourant les estimations de surface, ainsi que les facteurs de correction des biais de disponibilité et de perception, ont été combinés pour fournir des estimations corrigées de l'abondance combinant la variance de toutes ces composantes. L'estimation de l'abondance du stock BEL-EBH de 2021 est la plus faible de la série chronologique de huit relevés depuis 1985. Elle a été associée à la correction combinée la plus faible de la série chronologique pour la disponibilité et la perception, mais même l'estimation de l'abondance en surface avant l'application de ces corrections était déjà la plus faible des séries chronologiques. Elle faisait suite au relevé de 2015, qui était l'estimation de l'abondance corrigée la plus élevée de la série chronologique, car elle était fondée sur la troisième estimation de l'abondance en surface la plus élevée avant les corrections et la correction combinée la plus élevée pour la disponibilité et la perception. Tous les autres relevés comportaient des corrections combinées intermédiaires, car une correction de perception moyenne a été utilisée. Il n'y a aucune raison de croire que le relevé de 2021 comporte un biais négatif potentiel par rapport au relevé de 2015. Le facteur de correction du biais de perception plus élevé donne à penser que les observateurs ont été plus efficaces pour détecter les animaux en 2021 qu'en 2015. Il faut donc faire preuve de prudence dans l'interprétation de ces estimations de l'abondance tirées des relevés, qui ont tendance à varier pour les populations de bélugas. L'estimation appropriée des tendances pour la population de la baie James et le stock de bélugas du secteur BEL-EBH sera estimée au moyen d'un modèle dynamique de la population (Hammill *et al.* 2023).

REMERCIEMENTS

Nous remercions Solomon Masty et Johnny Mina pour leur participation en tant qu'observateurs lors des relevés côtiers. Charlie Kumarluq était également disponible en tant qu'observateur pour les relevés côtiers. Nous remercions Antoine Dispas, Sandrine Beaumont-Courteau, Serge Aucoin, Miranda Unger, Laurence Lévesque et Camille Mancion qui ont été les observateurs de ce relevé. Un merci spécial à Pascale Caissy et Talia Koll-Egyed, qui ont été des observatrices pour ce relevé et ont grandement contribué à la validation des données et aux analyses de double plateforme. Nous remercions Kerrith McKay pour le soutien logistique fourni pour ce relevé. Yves Labbé de SASAIR et Jean Gosselin d'Air Montmagny ont apporté leur soutien au déploiement des avions. Nous remercions Samuel Casaubon, Philippe Laurent et Julien Provost d'avoir maintenu les avions sur les lignes et de nous avoir ramenés à la maison en toute sécurité. Le relevé a été financé par le fonds national pour les relevés du MPO, le fonds de mise en œuvre de l'Accord sur les revendications territoriales des Inuit du Nunavik et le Conseil de gestion des ressources fauniques de la région marine du Nunavik.

RÉFÉRENCES CITÉES

- Bailleul, F., Lesage, V., Power, M., Doidge, D.W. et Hammill M.O. 2012a. Differences in diving and movement patterns of two groups of beluga whales in a changing Arctic environment reveal discrete populations. *Endanger. Species Res.* 17:27–41.
- Bailleul, F., Lesage, V., Power, M., Doidge, D.W. et Hammill, M.O. 2012b. Migration phenology of beluga whales in a changing Arctic. *Clim. Res.* 53:169–178.
- Bivand R.S., Pebesma, E.J., Gómez-Rubio V. et Pebesma E.J. 2013. *Applied spatial data analysis with R*. Springer. New York.
- Brennin R., Murray, B.W., Friesen, M. K., Maiers, L.D., Clayton, J.W. et White, B.N. 1997. Population genetic structure of beluga whales (*Delphinapterus leucas*): mitochondrial DNA sequence variation within and among North American populations. *Can. J. Zool.* 75:795–802.
- Brown Gladden, J., Ferguson, M. et Clayton, J. 1997. Matriarchal genetic population structure of North American beluga whales *Delphinapterus leucas* (Cetacea: Monodontidae). *Mol. Ecol.* 6:1033–1046.
- Buckland, S.T., Anderson, D.R., Burnham, K.P., Laake, J.L., Borchers, D.L. et Thomas, L. 2001. *Introduction to distance sampling: estimating abundance of biological populations*. Oxford University Press, New York.
- Buckland, S.T., Russell, R.E., Dickson, B.G., Saab, V.A., Gorman, D.N. et Block W.M. 2009. Analyzing designed experiments in distance sampling. *J. Agric. Biol. Environ. Stat.* 14:432–442.
- Burnham, K.P. et Anderson, D.R. 1984. The need for distance data in transect counts. *J. Wildl. Manag.* 48(4):1248–1254.
- Burt, M.L., Borchers, D.L., Jenkins, K.J. et Marques, T.A. 2014. Using mark–recapture distance sampling methods on line transect surveys. *Methods Ecol. Evol.* 5:1180–1191.
- COSEPAC. 2004. Évaluation et Rapport de situation du COSEPAC sur le béluga (*Delphinapterus leucas*) au Canada – Mise à jour. Comité sur la situation des espèces en péril au Canada. Ottawa. x + 77 p.

-
- COSEPAC. 2020. Évaluation et Rapport de situation du COSEPAC sur le béluga (*Delphinapterus leuca*), population de l'est du Haut-Arctique et de la baie de Baffin, population de la baie Cumberland, population de la baie d'Ungava, population de l'ouest de la baie d'Hudson, population de l'est de la baie d'Hudson et population de la baie James au Canada, Comité sur la situation des espèces en péril au Canada, Ottawa, xxxv + 96 p.
- de March, B. et Postma, L. 2003. Molecular genetic stock discrimination of belugas (*Delphinapterus leucas*) hunted in eastern Hudson Bay, northern Quebec, Hudson Strait, and Sanikiluaq (Belcher Islands), Canada, and comparisons to adjacent populations. *Arctic* 56:111–124.
- DFO. 2001. [Northern Quebec \(Nunavik\) beluga \(*Delphinapterus leucas*\)](#). DFO Sciences Stock Status Report. E4-01(2001).
- Doniol-Valcroze, T. et Hammill, M.O. 2012. [Information on abundance and harvest of Ungava Bay beluga](#). DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2011/126. iv + 12 p.
- Doniol-Valcroze, T., Hammill, M.O. et Lesage, V. 2011. [Information on abundance and harvest of eastern Hudson Bay beluga \(*Delphinapterus leucas*\)](#). DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2010/121. iv + 13 p.
- Finley, K., Miller, G., Allard, M., Davis, R. et Evans, C. 1982. The belugas (*Delphinapterus leucas*) of northern Quebec: distribution, abundance, stock identity, catch history and management. *Can. Tech. Rep. Fish. Aquat. Sci.* 1123. v + 57 p.
- Fleming, P.J. et Tracey, J.P. 2008. Some human, aircraft and animal factors affecting aerial surveys: how to enumerate animals from the air. *Wildl. Res.* 35:258–267.
- Forcada, J., Gazo, M., Aguilar, A., Gonzalvo, J. et Fernández-Contreras, M. 2004. Bottleneck dolphin abundance in the NW Mediterranean: addressing heterogeneity in distribution. *Mar. Ecol. Prog. Ser.* 275:275–287.
- Gómez de Segura, A., Tomás, J., Pedraza, S.N., Crespo, E.A. et Raga, J.A. 2006. Abundance and distribution of the endangered loggerhead turtle in Spanish Mediterranean waters and the conservation implications. *Anim. Conserv.* 9:199–206.
- Gosselin, J.-F. 2005. [Abundance indices of belugas in James Bay and eastern Hudson Bay in summer 2004](#). DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2005/011. ii + 22 p.
- Gosselin, J.-F., Lesage, V., Hammill, M.O. et Bourdages, H. 2002. [Abundance indices of beluga in James Bay, eastern Hudson Bay and Ungava Bay in summer 2001](#). DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2002/042. 27 p.
- Gosselin, J.-F., Hammill, M.O. et Lesage, V. 2007. [Comparison of photographic and visual abundance indices of belugas in the St. Lawrence Estuary in 2003 and 2005](#). DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2007/025. ii + 27 p.
- Gosselin, J.-F., Lesage, V. et Hammill, M.O. 2009. [Index estimates of abundance for beluga in eastern Hudson Bay, James Bay, and Ungava Bay in Summer 2008](#). DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2009/006. iv + 25 p.
- Gosselin, J.-F., Doniol-Valcroze, T. et Hammill, M.O. 2013. [Abundance estimate of beluga in eastern Hudson Bay and James Bay, summer 2011](#). DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2013/016. vii + 20 p.
- Gosselin J.-F., Hammill M.O. et Mosnier, A. 2017. [Indices of abundance for beluga \(*Delphinapterus leucas*\) in James Bay and eastern Hudson Bay in summer 2015](#). DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2017/067. iv + 25 p.
-

-
- Hammill, M.O., Lesage, V., Gosselin, J.-F., Bourdages, H., de March, B.G.E. et Kingsley, M.C.S. 2004. Evidence for a decline in northern Quebec (Nunavik) belugas. *Arctic*. 57:183–195.
- Hammill, M.O., Mosnier, A., Gosselin, J.-F., Matthews, C.J.D., Marcoux, M. et Ferguson, S.H. 2017. [Management Approaches, Abundance Indices and Total Allowable Harvest levels of Belugas in Hudson Bay](#). DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2017/062. iv + 43 p.
- Hammill, M.O., Mosnier, A., et Bordeleau, X. 2021. [Mise à jour des impacts des prélèvements sur l'abondance du béluga du Nunavik](#). Secr. can. de consult. sci. du MPO. Doc. de rech. 2021/003. iv + 22 p.
- Hammill, M.O., St-Pierre, A.P., Mosnier, A., Parent, G.J., et Gosselin, J.-F. 2023. [Abondance totale et impact des prélèvements sur le béluga de l'est de la baie d'Hudson et de la baie James 2015-2022](#). Secr. can. des avis sci. du MPO. Doc. de rech. 2023/066. iv + 54 p.
- Heide-Jørgensen, M.P. et Acquarone, M. 2002. Size and trends of the bowhead whale, beluga and narwhal stocks wintering off West Greenland. *NAMMCO Sci. Publ.* 4:191–210.
- Heide-Jørgensen, M.P., Laidre, K., Borchers, D., Marques, T.A., Stern, H., et Simon, M. 2010. The effect of sea-ice loss on beluga whales (*Delphinapterus leucas*) in West Greenland. *Polar Res.* 29:198–208.
- Innes, S., Heide-Jørgensen, M.P., Laake, J.L., Laidre, K.L., Cleator, H.J., Richard, P. et Stewart, R.E. 2002. Surveys of belugas and narwhals in the Canadian High Arctic in 1996. *NAMMCO Sci. Publ.* 4:169–190.
- Kingsley, M.C. 2000. Numbers and distribution of beluga whales, *Delphinapterus leucas*, in James Bay, eastern Hudson Bay, and Ungava Bay in Canada during the summer of 1993. *Fish. Bull.* 98:736–736.
- Kingsley, M.C. et Gauthier, I. 2002. Visibility of St. Lawrence belugas to aerial photography, estimated by direct observation. *NAMMCO Sci. Publ.* 4:259–270.
- Kingsley, M.C., Gosselin, S. et Sleno, G.A. 2001. Movements and dive behaviour of belugas in northern Quebec. *Arctic*. 54(3):262–275.
- Laake, J.L. et Borchers, D.L. 2004. Methods for incomplete detection at distance zero. *In*: Buckland, S.T., Anderson, D.R., Burnham, K.P., Laake, J.L., Borchers, D.L. and Thomas, L. (eds) *Advanced Distance Sampling*. Oxford University Press. Oxford. p.108–189.
- Laake, J.L., Calambokidis, J., Osmek, S.D. et Rugh, D.J. 1997. Probability of detecting harbor porpoise from aerial surveys: Estimating $g(0)$. *J. Wildl. Manag.* 61(1):63–75.
- Laake, J.L., Borchers, D., Thomas, L., Miller, D. et Bishop, J. 2013. mrds: Mark-Recapture Distance Sampling (mrds). R package version 2.1.5
- Lambert, C., Authier, M., Doremus, G., Gilles, A., Hammond, P., Laran, S., Ricart, A., Ridoux, V., Scheidat, M. et Spitz, J. 2019. The effect of a multi-target protocol on cetacean detection and abundance estimation in aerial surveys. *R. Soc. Open Sci.* 6:190296.
- Lerczak, J.A. et Hobbs, R.C. 1998. Calculating sighting distances from angular readings during shipboard, aerial, and shore-based marine mammal surveys. *Mar. Mamm. Sci.* 14:590–598.
- Lesage, V., Baillargeon, S., Turgeon, S. et Doidge, D. 2009. [Harvest statistics for beluga in Nunavik, 2005-2009](#). DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2009/007. iv + 25 p.

-
- Lewis, A., Hammill, M.O., Power, M., Doidge, D. et Lesage, V. 2009. Movement and aggregation of eastern Hudson Bay beluga whales (*Delphinapterus leucas*): a comparison of patterns found through satellite telemetry and Nunavik traditional ecological knowledge. *Arctic*. 62(1):13–24.
- Marcoux, M., Young, B.G., Asselin, N.C., Watt, C.A., Dunn, J.B., et Ferguson, S.H. 2016. [Estimate of Cumberland Sound beluga \(*Delphinapterus leucas*\) population size from the 2014 visual and photographic aerial survey](#). DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2016/037. iv + 19 p. (Erratum: October 2016)
- Marques, F.F. et Buckland, S.T. 2003. Incorporating covariates into standard line transect analyses. *Biometrics*. 59:924–935.
- Marsh, H. et Sinclair, D.F. 1989. Correcting for visibility bias in strip transect aerial surveys of aquatic fauna. *J. Wildl. Manag.* 53(4):1017–1024.
- McLaren, I.A. 1961. Methods of determining the numbers and availability of ringed seals in the eastern Canadian Arctic. *Arctic*. 14:162–175.
- Melville, G.J., Tracey, J.P., Fleming, P.J. et Lukins, B.S. 2008. Aerial surveys of multiple species: critical assumptions and sources of bias in distance and mark–recapture estimators. *Wildl. Res.* 35:310–348.
- Panigada, S., Lauriano, G., Donovan, G., Pierantonio, N., Cañadas, A., Vázquez, J.A. et Burt, L. 2017. Estimating cetacean density and abundance in the Central and Western Mediterranean Sea through aerial surveys: implications for management. *Deep Sea Res. Part II Top. Stud. Oceanogr.* 141:41–58.
- Parent, G.J., Mosnier, A., Montana, L., Cortial, G., St-Pierre, A.P., Bordeleau, X., Lesage, V., Watt, C., Postma, L., et Hammill, M.O. 2023. [Réexamen des populations de bélugas dans le complexe de la baie et du détroit d’Hudson et évaluation des répercussions sur les récoltes dans les unités de gestion du Nunavik et de Sanikiluaq](#). Secr. can. des avis sci. du MPO. Doc. de rech. 2023/004. iv + 32 p.
- Pike, D.G. et Doniol-Valcroze, T. 2015. [Identification of duplicate sightings from the 2013 double-platform High Arctic Cetacean Survey](#). DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2015/034. v + 22 p.
- Pike, D.G., Gunnlaugsson, T. et Víkingsson, G. 2008. T-NASS Icelandic aerial survey: Survey report and a preliminary abundance estimate for minke whales. Report presented to the International Whaling Commission Scientific Committee. SC/60/PF112. 29 p.
- Pollard, J.H. et Buckland, S.T. 2004. Adaptive distance sampling surveys. *In*: Buckland, S. T., Anderson, D. R., Burnham, K. P., Laake, J. L., Borchers, D. L., and Thomas, L. (eds) *Advanced distance sampling: estimating abundance of biological populations*. Oxford University Press Inc, New York. p. 229–259.
- Postma, L.D., Petersen, S.D., Turgeon, J., Hammill, M.O., Lesage, V. et Doniol-Valcroze, T. 2012. [Beluga whales in James Bay: a separate entity from eastern Hudson Bay belugas?](#) DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2012/074. 23 p.
- R Development Core Team. 2018. [R: A language and environment for statistical computing](#). R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria.
- Reeves, R.R. et Mitchell, E. 1989. Status of white whales, *Delphinapterus leucas*, in Ungava Bay and eastern Hudson Bay. *Can. Field-Nat.* 103:220–239.
-

-
- Richard, P.R. 1993. Stocks of beluga, *Delphinapterus leucas*, in western and southern Hudson Bay. Can. Field-Nat. 107:524–532.
- Richard, P.R. 2005. [An estimate of the Western Hudson Bay beluga population size in 2004](#). DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2005/017. ii + 27 p.
- Richard, P.R. 2010. [Stock definition of belugas and narwhals in Nunavut](#). DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2010/022. iv + 14 p.
- Smith, T. et Hammill, M.O. 1986. Population estimates of white whale, *Delphinapterus leucas*, in James Bay, eastern Hudson bay, and Ungava Bay. Can. J. Fish. Aquat. Sci. 43:1982–1987.
- Thomas, L., Buckland, S.T., Rexstad, E.A., Laake, J.L., Strindberg, S., Hedley, S.L., Bishop, J.R., Marques, T.A. et Burnham, K.P. 2010. Distance software: design and analysis of distance sampling surveys for estimating population size. J. Appl. Ecol. 47:5–14.
- Thompson, S.K. et Seber, G.A.F. 1996. Adaptive sampling. John Wiley and Sons, Inc. New York. xi + 265 p.
- Turgeon, J., Duchesne, P., Colbeck, G.J., Postma, L.D. et Hammill, M.O. 2012. Spatiotemporal segregation among summer stocks of beluga (*Delphinapterus leucas*) despite nuclear gene flow: implication for the endangered belugas in eastern Hudson Bay (Canada). Conserv. Gen. 13:419–433.
- Watt, C.A., Marcoux, M., Hammill, M.O., Montsion, L., Hornby, C., Charry, B., Dunn, J.B., Ghazal, M., Hobbs, R., Lee, D.S., Mosnier, A., et Matthews, C.J.D. 2021. [Estimations de l'abondance et du total autorisé des captures débarquées, d'après le relevé aérien de 2017 de la population de béluga \(*Delphinapterus leucas*\) de la baie Cumberland](#). Secr. can. de consult. sci. du MPO. Doc. de rech. 2021/050. iv + 35 p.

TABLEAUX

Tableau 1. Effort de relevé et nombre de bélugas détectés dans les différentes strates et sous-strates lors du relevé visuel par transects linéaires de la baie James et de la région des îles Belcher et de l'est de la baie d'Hudson à l'été 2021. Les strates de la baie James ont fait l'objet de relevés avec une faible couverture (espacement de 10 NM ou de 18,5 km entre les transects). Le relevé de la région des îles Belcher et de l'est de la baie d'Hudson a été stratifié avec une strate à faible couverture (espacement de 10 NM ou 18,5 km) dans le nord (HN), une strate centrale qui a fait l'objet de deux relevés avec une couverture élevée (espacement de 5 NM ou 9,3 km, HC1 et HC2), et la strate du lac Guillaume-Delisle (LGD), dont l'espacement entre les transects était de 5 NM ou 9,3 km. Le nombre de groupes et d'individus ayant une distance perpendiculaire retenue pour l'estimation de la demi-largeur de la bande effective (ESHW) après troncature à gauche à 120 m et la troncature à droite à 1 938 m est également fourni.

Strate	Date du relevé	Superficie de la strate (km ²)	Nombre de lignes	Longueur totale du parcours (km)	Nombre de groupes	Nombre d'individus	Groupes (individus) sans distance	Groupes (individus) utilisés pour l'ESHW
Baie James	22 au 26 juil.	78 340	24	4 272	249	442	22 (28)	227 (414)
Îles Belcher-est de la baie d'Hudson								
HC1	26 juil. au 8 août	78 459	36	8 897	72	134	4 (4)	68 (130)
HC2	14 au 23 août	78 459	36	8 828	35	116	1 (30)	34 (86)
HN	6 au 8 août	18 918	6	1 030	1	1	0	1 (1)
LGD	27 juil. au 5 août	704	5	89	0	0	0	0

Tableau 2. Indices de densité et d'abondance en surface pour la baie James et la région des îles Belcher et de l'est de la baie d'Hudson à l'été 2021 montrant les résultats des strates dans la région des îles Belcher et de l'est de la baie d'Hudson. Ces estimations tiennent compte du nombre de groupes au-delà de la troncature à gauche de 120 m, mais à l'intérieur de la troncature à droite de 1 938 m, et du nombre de groupes qui ont été détectés sans distances perpendiculaires, mais qui ont été présumés être au-delà de la troncature à gauche. Les parenthèses montrent le coefficient de variation (en %) et l'IC à 95 % pour les indices d'abondance. L'estimation en surface des îles Belcher et de l'est de la baie d'Hudson est la somme des zones HC, HN et LGD (voir la figure 1 pour l'emplacement des zones). La densité dans les HC a été estimée comme la moyenne pondérée en fonction de l'effort des estimations de densité de HC1 et HC2.

Région et strate	Nombre de groupes	Taille de groupe attendue	Taux de rencontre (groupes/km)	Densité en surface (groupes/km ²)	Densité en surface (individus/km ²)	Indice d'abondance en surface
Baie James	249	1,7751 (6,65)	0,0559 (16,41)	0,0363 (16,97)	0,0644 (18,23)	5 043 (3 494–7 279)
Îles Belcher-est de la baie d'Hudson						730 (407–1 307)
HC (combiné)	-	-	-	-	0,0091 (30,24)	718 (397–1 297)
HC1	72	1,8611 (12,22)	0,0081 (28,76)	0,0052 (29,09)	0,0098 (31,55)	766 (413–1 423)
HC2	35	3,3143 (25,85)	0,0040 (46,80)	0,0026 (47,00)	0,0085 (56,64)	669 (244–1 832)
HN	1	1	0,0010 (72,33)	0,0006 (72,46)	0,0006 (72,46)	12 (2–63)
LGD	0	0	0	0	0	0

Tableau 3. Estimations de l'abondance des stocks de bélugas dans la baie James et dans les îles Belcher et l'est de la baie d'Hudson, estimées à partir de huit relevés aériens systématiques effectués entre 1985 et 2021. Les estimations de l'abondance ont été corrigées pour tenir compte du biais de disponibilité, du biais de perception et des bélugas dénombrés dans les estuaires. Les facteurs de correction des biais de disponibilité et de perception sont présentés pour chaque année de relevé. Les données de relevé de 1985 ont été recueillies à l'aide de techniques^a de transects en bandes, tandis que les sept autres relevés ont suivi des trajets similaires, mais les données ont été recueillies à l'aide de techniques de transects linéaires^b. Les données de 1993 et de 2021 ont été analysées de nouveau en supposant une largeur de bande de 1 000 m de chaque côté de l'aéronef afin d'ajuster les estimations du relevé de 1985 en multipliant les estimations de transects en bandes par un rapport bandes/lignes, puis en additionnant les dénombrements de l'estuaire (voir le tableau 4). Il est à noter que le CV du facteur de correction du biais de disponibilité a été fixé à 7,7 % d'après Kingsley et Gauthier (2002) [voir la section « Correction du biais de disponibilité »].

Baie James

Année	Indice d'abondance en surface	Facteur de correction du biais de disponibilité (CV %)	Facteur de correction du biais de perception (CV %)	Dénombrements dans les estuaires	Abondance corrigée (CV %)
1985	1 833	0,567 (7,7)	0,497 (17,9)	0	6 511 (28,3)
1993	3 922	0,617 (7,7)	0,497 (17,9)	0	12 811 (27,9)
2001	8 262	0,589 (7,7)	0,497 (17,9)	5	28 242 (28,2)
2004	3 993	0,574 (7,7)	0,497 (17,9)	0	14 021 (33,3)
2008	9 196	0,624 (7,7)	0,497 (17,9)	0	39 152 (69,7)
2011	6 827	0,590 (7,7)	0,497 (17,9)	0	23 324 (33,3)
2015	5 024	0,587 (7,7)	0,392 (15,9)	0	21 860 (28,4)
2021	5 043	0,590 (7,7)	0,601 (10,5)	0	14 213 (22,4)

Îles Belcher-est de la baie d'Hudson

Année	Indice d'abondance en surface	Facteur de correction du biais de disponibilité (CV %)	Facteur de correction du biais de perception (CV %)	Dénombrements dans les estuaires	Abondance corrigée (CV %)
1985	1 735	0,560 (7,7)	0,497 (17,9)	474	6 711 (28,9)
1993	1 296	0,630 (7,7)	0,497 (17,9)	18	4 163 (42,3)
2001	1 379	0,613 (7,7)	0,497 (17,9)	39	4 570 (49,6)
2004	2 040	0,558 (7,7)	0,497 (17,9)	5	7 368 (39,3)
2008	1 394	0,589 (7,7)	0,497 (17,9)	0	4 764 (29,5)
2011	1 394	0,596 (7,7)	0,497 (17,9)	354	5 001 (47,0)
2015	1 742	0,579 (7,7)	0,392 (15,9)	167	7 841 (47,0)
2021	730	0,545 (7,7)	0,601 (10,5)	289	2 501 (28,7)

^a Smith et Hammill 1986

^bKingsley 2000; Gosselin *et al.* 2002, 2009, 2011, 2017; Gosselin 2005; la présente étude

Tableau 4. Comparaison des indices d'abondance en surface de la baie James et de l'est de la baie d'Hudson dans les relevés de 1993 à 2021 lorsqu'ils ont été analysés sous forme de relevés par transects en bandes par rapport aux relevés par transects linéaires afin de générer un rapport bande/ligne. Pour chaque relevé présenté ci-dessous, l'analyse des transects en bandes n'a utilisé que des données d'une largeur de bande de 1 000 m, c'est-à-dire des observations enregistrées entre la distance de troncature à gauche de 53 m et une limite de 1 053 m.

Année	Baie James			Îles Belcher-est de la baie d'Hudson		
	Transects en bandes	Transects linéaires	Rapport bande/ligne	Transects en bandes	Transects en ligne	Rapport bande/ligne
1993	2 084	3 922	1,882	573	1 296	2,262
2001	4 113	8 262	2,009	537	1 379	2,009
2004	3 712	3 998	1,077	1 057	2 045	1,935
2008	6 866	9 196	1,339	938	1 394	1,486
2011	5 353	7 016	1,311	977	1 405	1,438
2015	3 360	5 024	1,495	1 297	1 742	1,343
2021	3 438	5 043	1,467	482	730	1,515
Moyenne (CV %)	-	-	1,511 (20,5 %)	-	-	1,792 (24,2 %)

FIGURES

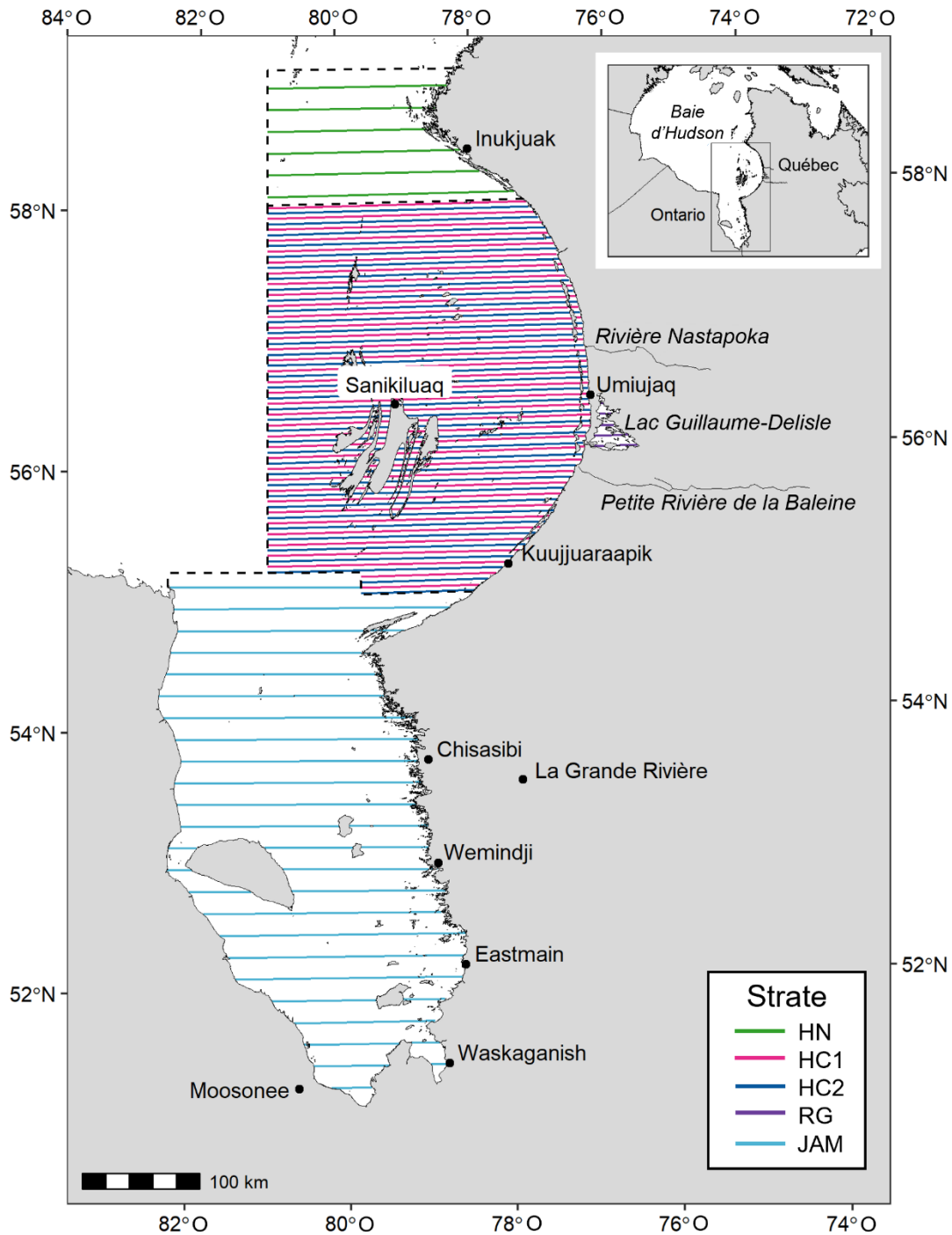


Figure 1. Lignes de transect prévues dans la baie James et dans la région des îles Belcher et de l'est de la baie d'Hudson pour le relevé aérien systématique des bélugas par transects linéaires à l'été 2021. Les lignes pointillées minces montrent les limites de la baie James (JAM) et les strates à faible couverture (HN) et à couverture élevée (HC) dans la région des îles Belcher et de l'est de la baie d'Hudson. Il est à noter que la strate HC a été couverte deux fois (HC1 et HC2). RG = lac Guillaume-Delisle.

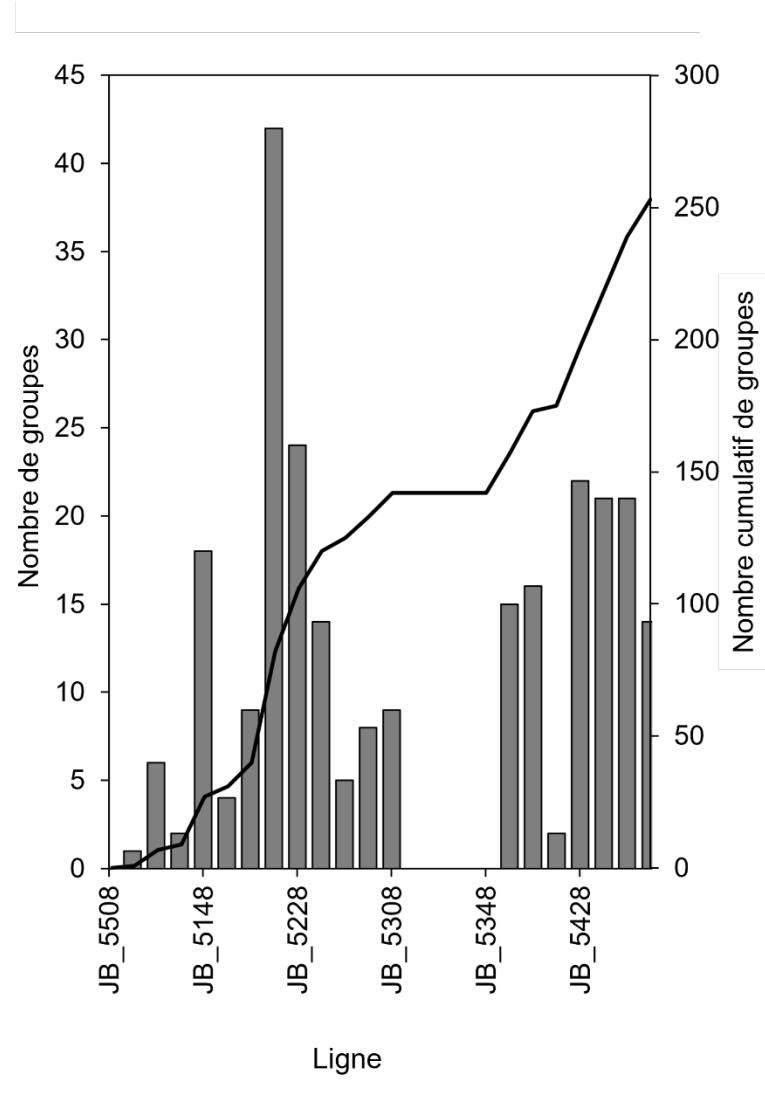
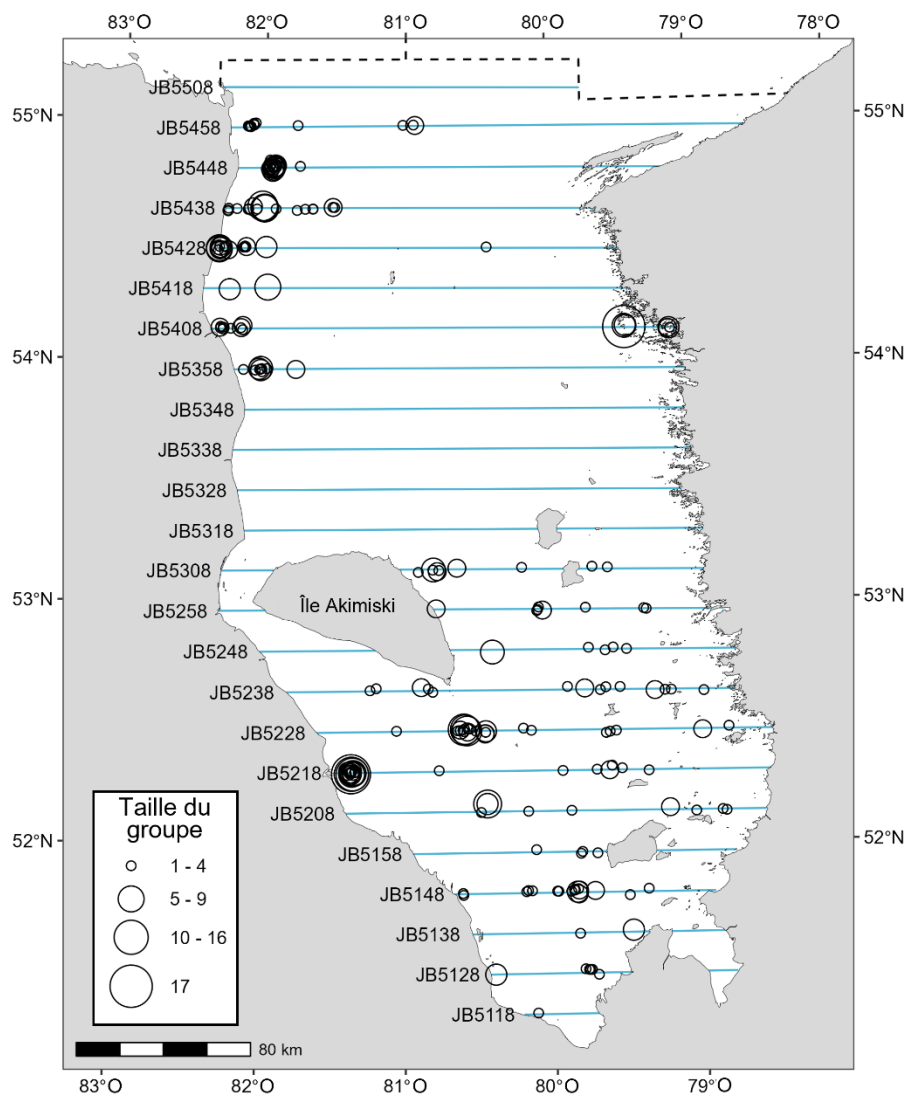


Figure 2. À gauche : Répartition géographique des groupes de bélugas détectés et des lignes de transect survolées dans la baie James lors du relevé aérien de 2021. Droite : Fréquence du nombre de groupes détectés par ligne et du nombre cumulatif de groupes du sud au nord.

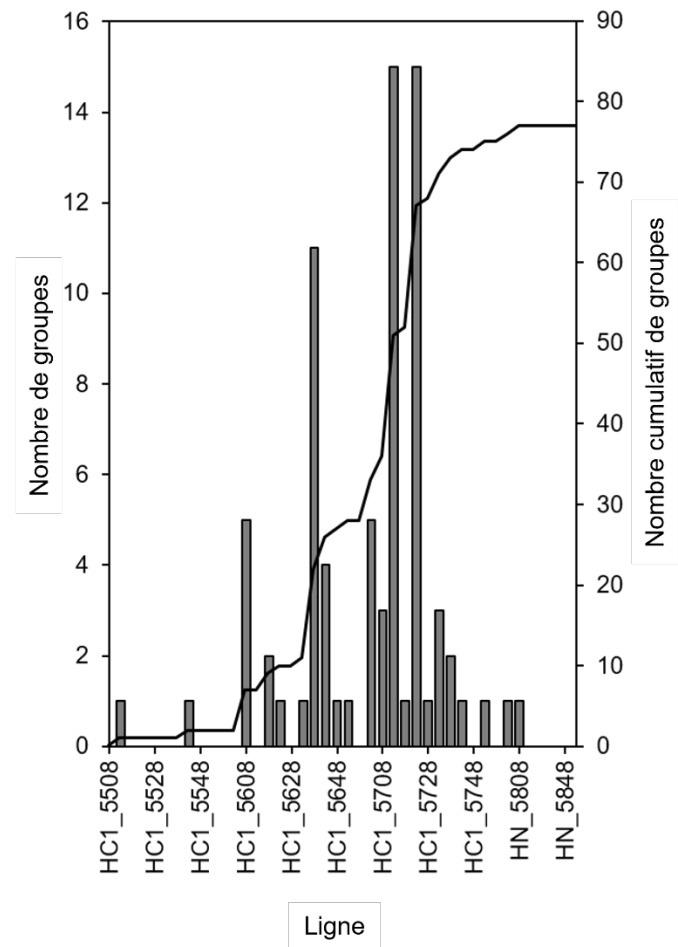
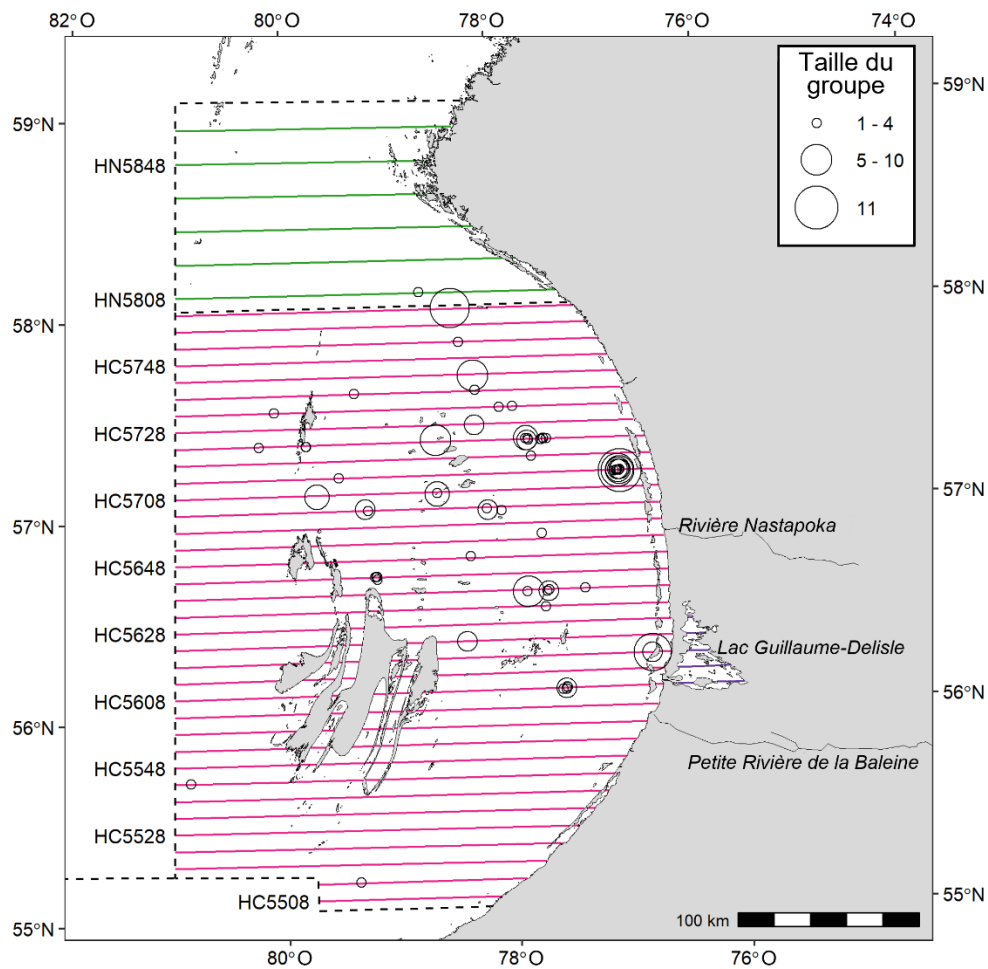


Figure 3. À gauche : Répartition géographique des groupes de bélugas détectés et des lignes de transect survolées lors du premier relevé (passage) dans la région des îles Belcher et de l'est de la baie d'Hudson lors du relevé aérien de 2021 dans les strates HC (lignes roses), HN (lignes vertes) et LGD (lignes violettes). Droite : Fréquence du nombre de groupes détectés par ligne et du nombre cumulatif de groupes du sud au nord.

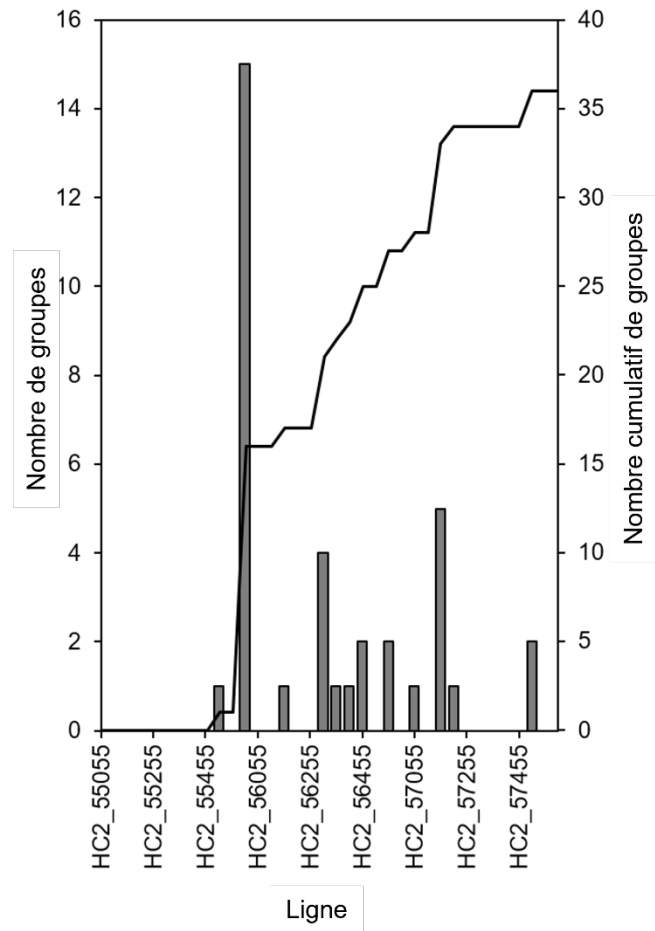
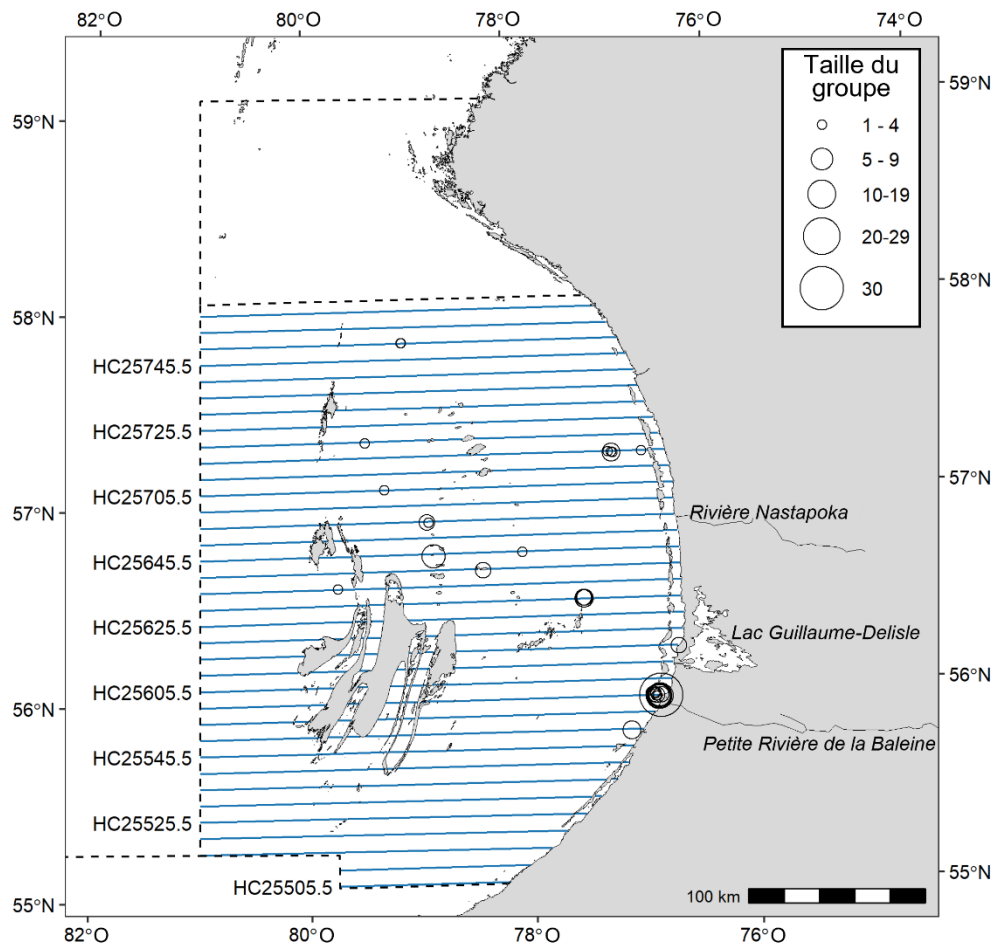


Figure 4. À gauche : Répartition géographique des groupes de bélugas détectés et des lignes de transect survolées lors du deuxième relevé (passage) de la strate HC dans la région des îles Belcher et de l'est de la baie d'Hudson lors du relevé aérien de 2021. Droite : Fréquence du nombre de groupes détectés par ligne et du nombre cumulatif de groupes du sud au nord.

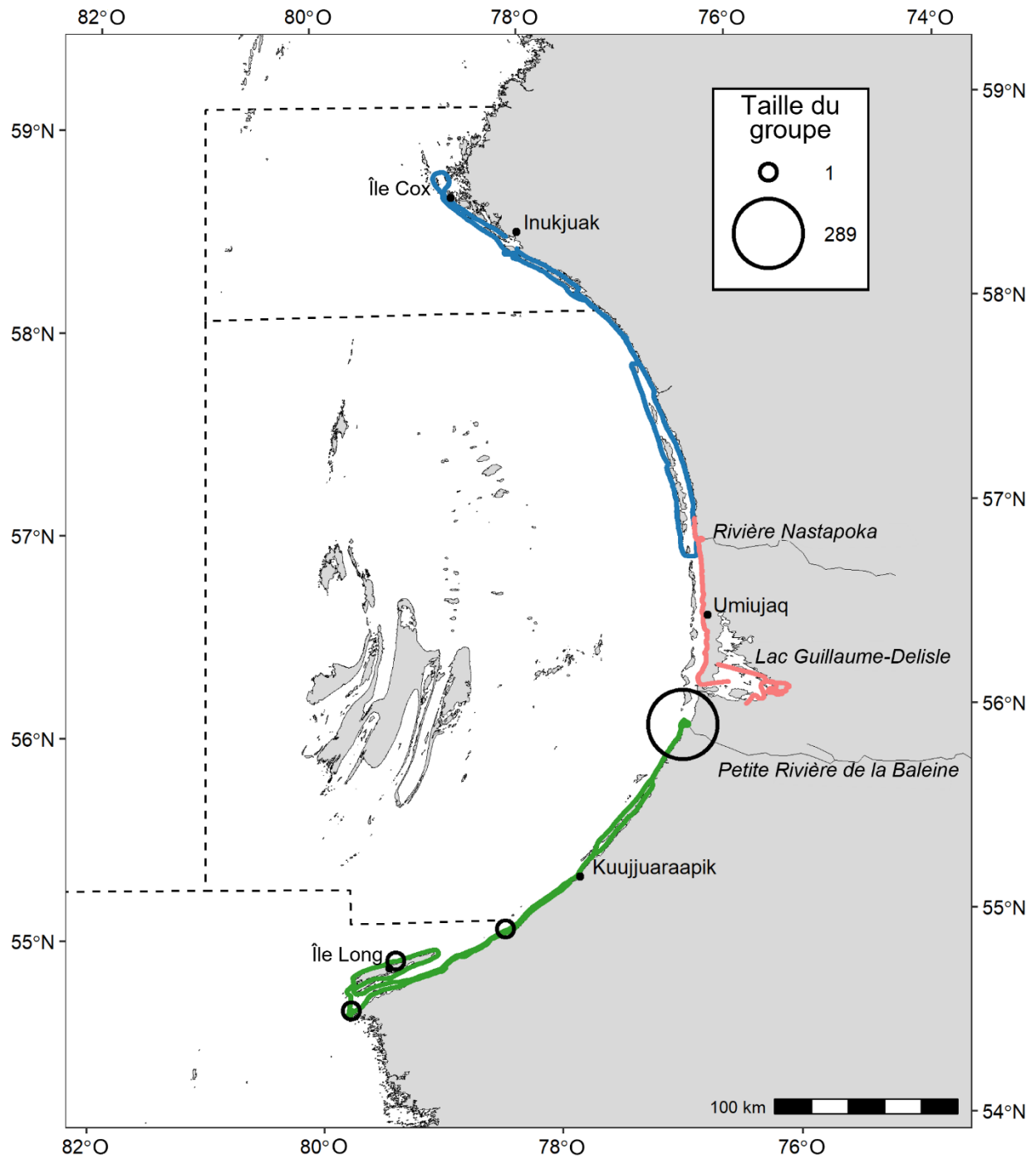


Figure 5. Répartition des groupes de bélugas détectés lors des relevés côtiers de 2021 effectués de l'île Cox à la rivière Nastapoka le 10 août (tracé bleu), et de l'île Long à la Petite rivière de la Baleine le 16 août (tracé vert), et de la rivière Nastapoka au lac Guillaume-Delisle le 20 août (tracé rouge).

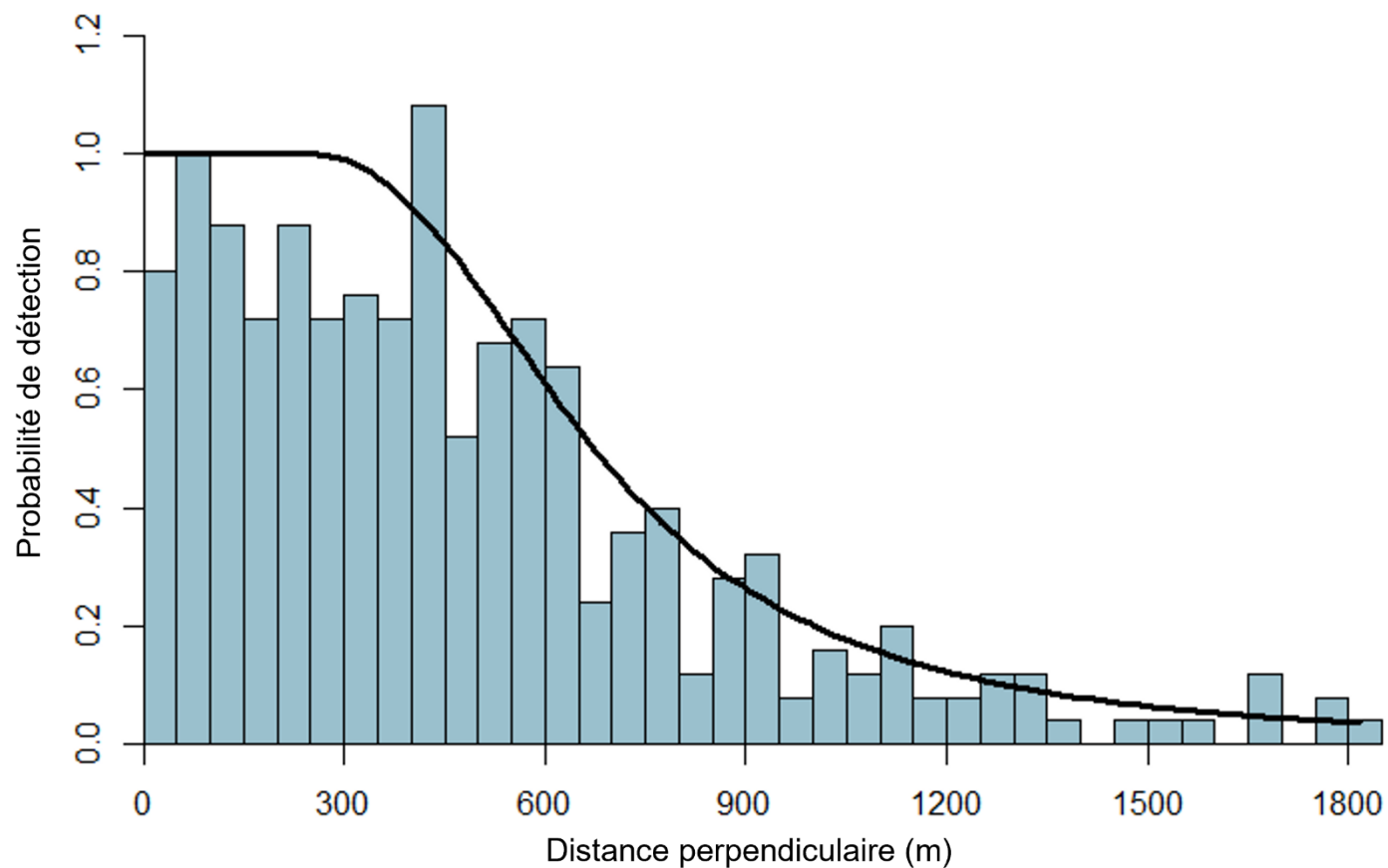


Figure 6. Répartition des distances perpendiculaires de 341 groupes de bélugas détectés dans la baie James et la région des îles Belcher et de l'est de la baie d'Hudson lors du relevé de 2021 pour lequel une distance perpendiculaire a été enregistrée, et la fonction de détection (taux de probabilité) ajustée fournissant une demi-largeur de bande effective de 771 m. Les distances perpendiculaires sont regroupées en 25 groupes, mais le modèle a été ajusté à l'ensemble de données non regroupé, de la troncature à gauche de 120 m à la distance de troncature à droite de 1 938 m.

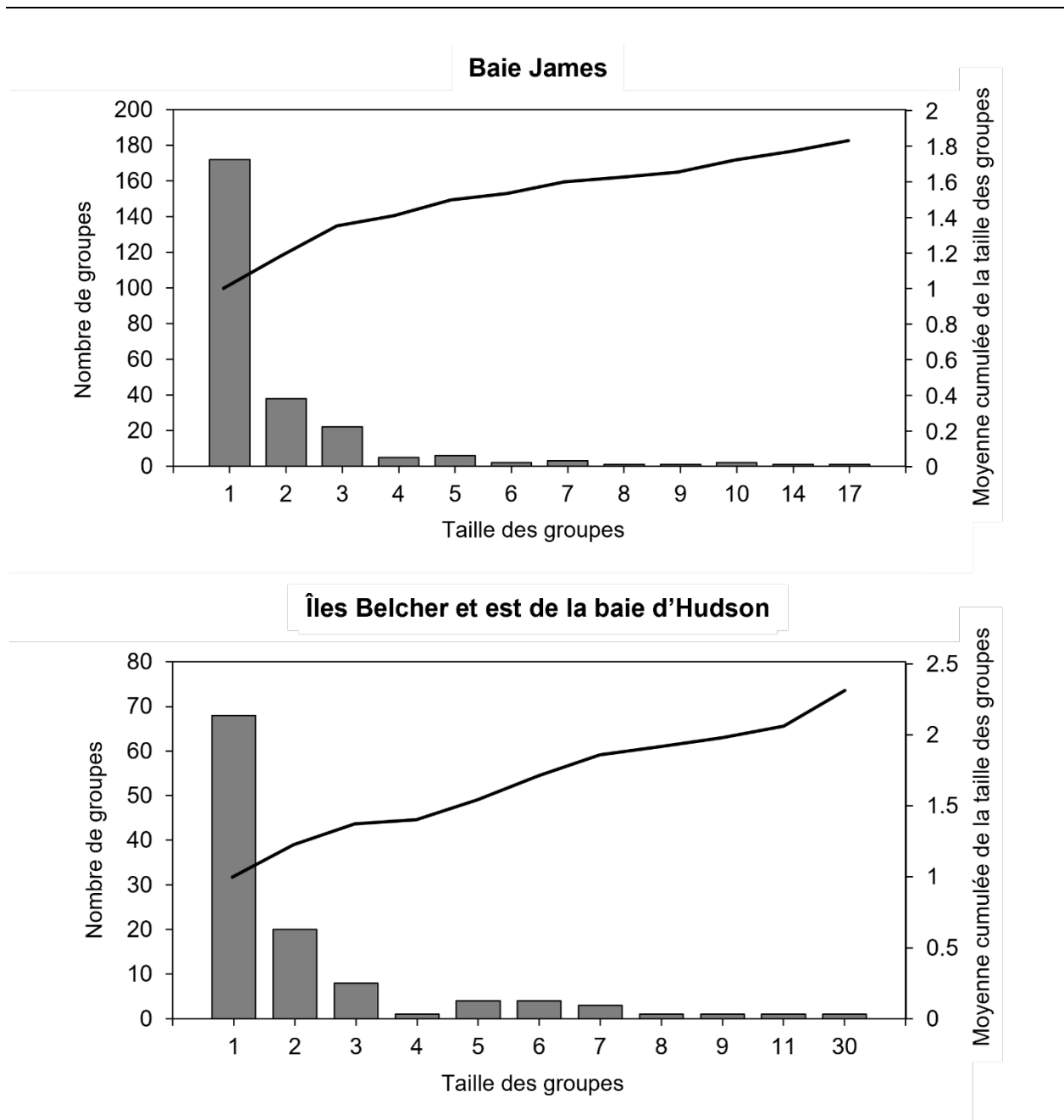


Figure 7. Distribution de la fréquence de la taille des groupes dans la baie James et dans la région des îles Belcher et de l'est de la baie d'Hudson lors du relevé de 2021. La taille moyenne cumulée des grappes montre l'effet des grappes de grande taille sur la taille des grappes attendue.

ANNEXE

Courbes de détection distinctes pour la strate de la Baie James et la strate des îles Belcher et de l'est de la baie d'Hudson. Il est à noter que ces courbes n'ont pas été utilisées dans les analyses, puisqu'une seule courbe de détection combinant les observations de la baie James et de la région des îles Belcher et de l'est de la baie d'Hudson a été appliquée (voir la section ANALYSE DES DONNÉES POUR LES ESTIMATIONS DE LA DENSITÉ ET DE L'ABONDANCE).

BAIE JAMES

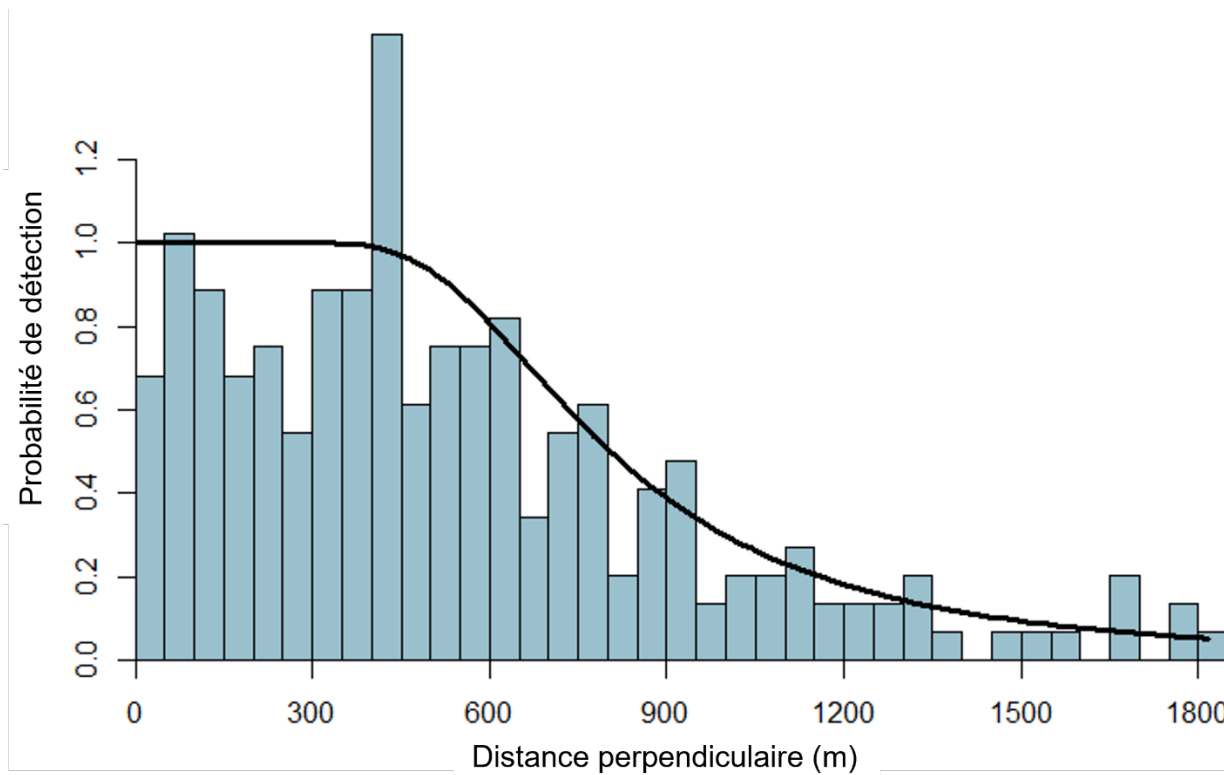


Figure A1. Distribution des distances perpendiculaires de 268 groupes de bélugas détectés à la baie James pour lesquels une distance perpendiculaire a été enregistrée, et la fonction de détection (taux de probabilité) ajustée fournissant une demi-largeur de bande effective 888 m. Les distances perpendiculaires sont regroupées en 25 groupes, mais le modèle a été ajusté à l'ensemble de données non regroupé, de la troncature à gauche de 176 m à la troncature à droite de 3 000 m.

ÎLES BELCHER-EST DE LA BAIE D'HUDSON

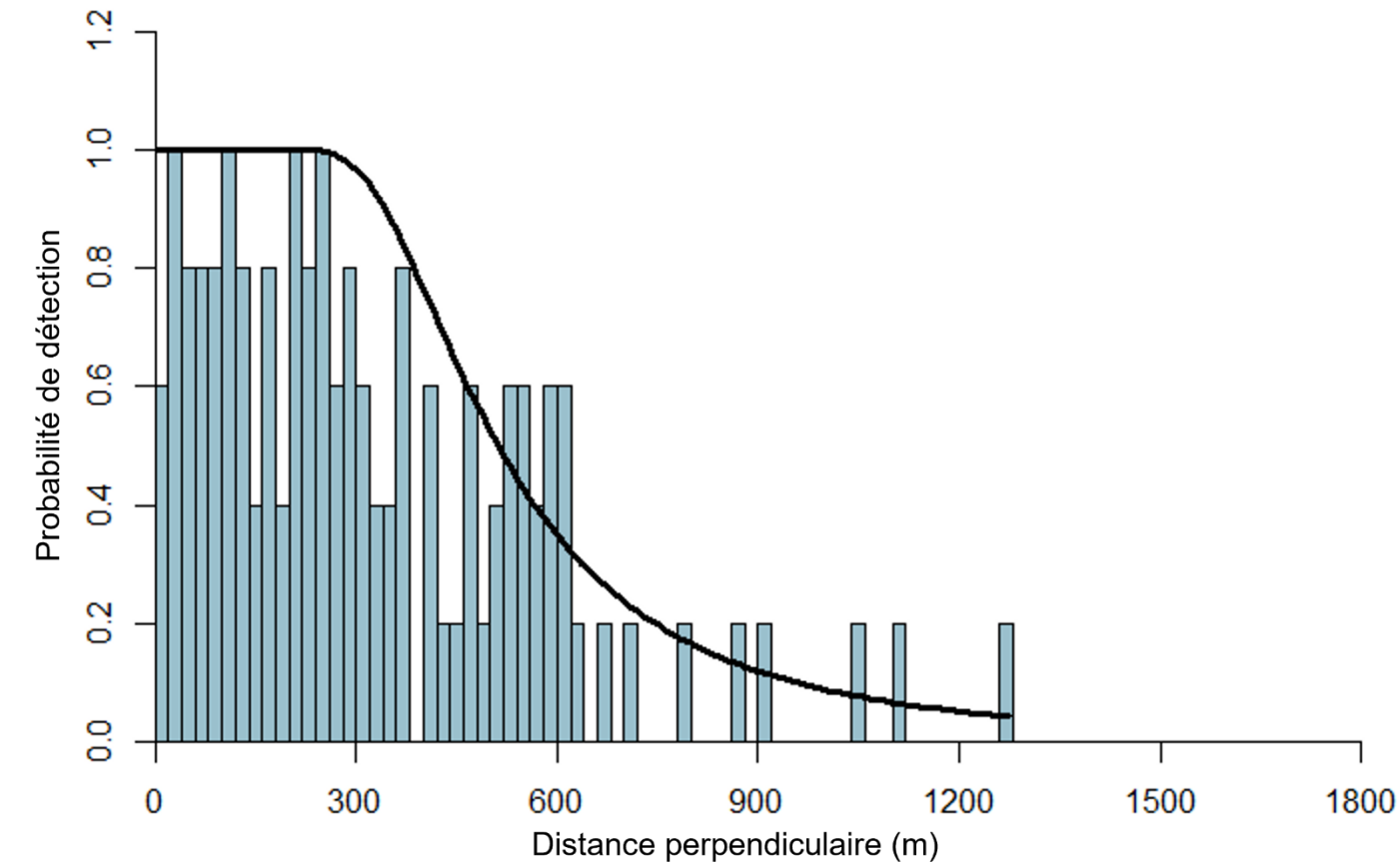


Figure A2. Distribution des distances perpendiculaires de 102 groupes de bélugas détectés dans les îles Belcher et l'est de la baie d'Hudson et pour lesquels une distance perpendiculaire a été enregistrée, et la fonction de détection (taux de probabilité) ajustée fournissant une demi-largeur de bande effective 1 288 m. Les distances perpendiculaires sont regroupées en 25 groupes, mais le modèle a été ajusté à l'ensemble de données non regroupé, de la troncature à gauche de 106 m jusqu'à la distance perpendiculaire maximale mesurée de 1 395 m.