



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 2023/055

Région du Québec

Estimation de l'abondance des bélugas (*Delphinapterus leucas*) dans la région de la baie d'Ungava à l'été 2022

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

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



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

ISSN 2292-4272

ISBN 978-0-660-67542-8 N° cat. Fs70-5/2023-055F-PDF

La présente publication doit être citée comme suit :

Sauvé, C., St-Pierre, A.P., Hammill, M.O., et Gosselin, J.-F. 2023. Estimation de l'abondance des bélugas (*Delphinapterus leucas*) dans la région de la baie d'Ungava à l'été 2022. Secr. can. des avis sci. du MPO. Doc. de rech. 2023/055. iv + 29 p

Also available in English :

Sauvé, C., St-Pierre, A.P., Hammill, M.O., and Gosselin, J.-F. 2023. Abundance Estimate for Beluga (Delphinapterus leucas) in the Ungava Bay Area in Summer 2022. DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2023/055. iv + 26 p.

TABLE DES MATIÈRES

RÉSUMÉ.....	iv
INTRODUCTION	1
MÉTHODES.....	2
ZONE D'ÉTUDE ET DESIGN DU RELEVÉ	2
COLLECTE DE DONNÉES.....	3
ANALYSE DES DONNÉES.....	4
CORRECTIONS ASSOCIÉES AUX BIAIS DE DISPONIBILITÉ ET DE PERCEPTION.....	6
Correction associée au biais de disponibilité	7
Correction associée au biais de perception	8
Prélèvement biologique potentiel	9
RÉSULTATS.....	9
RÉALISATION DU RELEVÉ	9
OBSERVATIONS	10
COURBE DE DÉTECTION	10
TAUX DE RENCONTRE	11
ESTIMATIONS DE LA DENSITÉ ET DE L'ABONDANCE.....	11
PRÉLÈVEMENT BIOLOGIQUE POTENTIEL (PBP)	12
DISCUSSION.....	12
REMERCIEMENTS	15
RÉFÉRENCES CITÉES	15
TABLEAUX	21
FIGURES	24

RÉSUMÉ

Des relevés systématiques aériens le long de transects linéaires et depuis la côte ont été effectués du 1^{er} au 16 août 2022 afin de déterminer l'abondance et la répartition du béluga dans la baie d'Ungava et la baie Diana, dans le nord du Québec (Nunavik). La baie d'Ungava a été divisée en une strate à couverture élevée dans la partie sud (lignes espacées de 9,3 km) et une strate à faible couverture située dans la partie nord de la baie (lignes espacées de 18,5 km). Les baies Diana et Tasiujaq ont été couvertes selon l'espacement de la strate à couverture élevée. Les deux strates de la baie d'Ungava et de la baie Tasiujaq ont été survolées deux fois, et celle de la baie Diana, une fois. Quatre groupes de bélugas (6 individus au total) ont été détectés. Il n'y avait pas suffisamment d'observations pour modéliser une fonction de détection. Ces observations ont plutôt été combinées avec 341 détections de groupes de bélugas provenant de relevés aériens réalisés dans l'est de la baie d'Hudson et dans la baie James en 2021 dans des conditions similaires et à l'aide des mêmes avions et méthodes, pour ajuster une fonction de détection gamma. L'état de la mer selon l'échelle de Beaufort a été choisi comme covariable qui améliore l'ajustement du modèle de la fonction de détection et fournit une demi-largeur de bande effective moyenne de 763 m (coefficient de variation [CV] = 6,8 %). Un groupe de deux bélugas a été détecté le long des 1 918 km de lignes de relevé lors du premier passage au-dessus de la strate sud de la baie d'Ungava, alors que deux bélugas individuels ont été détectés le long des 2 469 km de lignes de relevé dans la strate nord de la baie d'Ungava. Les indices d'abondance en surface calculés étaient de 11 (intervalle de confiance [IC] à 95 % : 2-66) et de 27 bélugas (IC à 95 % : 7-111) pour les strates sud et nord de la baie d'Ungava, respectivement. Aucun béluga n'a été détecté dans la baie Tasiujaq le long des 76 et 72 km de lignes de relevé lors du premier et du deuxième passage, respectivement, ni pendant le deuxième passage au-dessus de la baie d'Ungava, qui représentait 1 962 et 2 330 km de lignes de relevé pour les strates sud et nord, respectivement. En faisant la moyenne des deux passages, les indices d'abondance en surface estimés pour le sud et le nord de la baie d'Ungava étaient de 5 (IC à 95 % : 1-29) et de 14 bélugas (IC à 95 % : 4-48), respectivement. Un groupe de deux bélugas a été aperçu le long des 63 km de lignes de relevé dans la baie Diana, ce qui a résulté en un indice d'abondance en surface de 10 bélugas (IC à 95 % : 0-536). Un biais de disponibilité estimé à 0,574 (CV = 8 %) et un biais de perception estimé à 0,497 (CV = 17 %) ont été appliqués aux indices d'abondance en surface, ce qui a résulté en un indice estimé corrigé de 19 (IC à 95 % : 4-99) pour la strate sud de la baie d'Ungava, de 49 (IC à 95 % : 14-172) pour la strate nord, et de 36 (IC à 95 % : 6-223) pour la strate de la baie Diana. Si les strates du sud et du nord de la baie d'Ungava sont combinées, l'estimation globale de l'abondance obtenue pour la baie d'Ungava était de 68 bélugas (IC à 95 % : 23-202). Le prélèvement biologique potentiel pour le béluga estivant dans la baie d'Ungava, calculé à partir de cette estimation moyenne du relevé, est de zéro baleine.

INTRODUCTION

Le béluga (*Delphinapterus leucas*) a une aire de répartition quasi circumpolaire dans l'Arctique et dans la région subarctique (Reeves et Mitchell 1989). Au Canada, les stocks de bélugas ont été déterminés principalement en fonction de la répartition fragmentée des regroupements estivaux de bélugas (Sergeant 1973; Finley *et al.* 1982; Reeves et Mitchell 1987a; Richard 2010). La division de ces stocks a principalement été appuyée par des données probantes démontrant une forte fidélité intra-annuelle et interannuelle au site, selon des observations comportementales (Caron et Smith 1990) ainsi que des données télémétriques (Bailleul *et al.* 2012a), génétiques (Brennin *et al.* 1997; Brown Gladden *et al.* 1997, 1999; de March *et al.* 2002, 2004; de March et Postma 2003; Postma *et al.* 2012; Colbeck *et al.* 2013; Turgeon *et al.* 2012; Parent *et al.* 2023) d'isotopes stables et de charges de contaminants (Rioux *et al.* 2012). La structure sociale du béluga est assez complexe. Leur forte philopatrie à l'égard de régions spécifiques ainsi qu'à leurs voies de migration seraient apprises par le transfert culturel de l'information des femelles vers leurs jeunes (Colbeck *et al.* 2013, O'Corry-Crowe *et al.* 2020, Bonnell *et al.* 2022). Ces caractéristiques rendent le béluga plus vulnérable à l'extinction locale et peuvent réduire sa capacité à s'adapter aux changements locaux et à recoloniser les régions où il a été extirpé (Wade *et al.* 2012, O'Corry-Crowe *et al.* 2018, 2020).

Le Comité sur la situation des espèces en péril au Canada (COSEPAC) a établi huit unités désignables du béluga au Canada, dont quatre (ouest de la baie d'Hudson (OBH), est de la baie d'Hudson (EBH), baie James (BJ) et baie d'Ungava (BU)) se trouvent dans les eaux adjacentes au Nunavik (nord du Québec), durant au moins une période de l'année (COSEWIC 2016). Au Nunavik, ces quatre unités désignables sont traitées comme des stocks de gestion, et les taux d'exploitation sont cogérés par le Conseil de gestion des ressources fauniques de la région marine d'Eeyou, le Conseil de gestion des ressources fauniques de la région marine du Nunavik et Pêches et Océans Canada (MPO). Une évaluation récente a révélé que le stock de l'EBH comprend au moins deux populations génétiques distinctes : une population génétique de l'est de la baie d'Hudson (EBH) et une autre des îles Belcher (BEL). Toutefois, la répartition estivale de ces deux groupes se chevauche, et les relevés aériens ne permettent pas de les distinguer pour obtenir des estimations d'abondance distinctes dans la région. Par conséquent, les deux groupes sont gérés comme un seul stock de gestion (BEL-EBH) (St-Pierre *et al.* 2023a; Parent *et al.* 2023).

Autrefois abondant dans la baie d'Ungava, le béluga était traditionnellement chassé par les Inuits le long des rives de la baie d'Ungava, ainsi que dans certains de ses estuaires (Reeves et Mitchell 1989). La chasse commerciale à la baleine dirigée par la Compagnie de la Baie d'Hudson a entraîné l'exploitation active du béluga dans la baie d'Ungava de 1867 à 1911; ce qui aurait gravement réduit le stock estivant dans la baie (Reeves et Mitchell 1987b). On estime que le stock estivant dans la baie d'Ungava comptait au moins 1 914 baleines à la fin des années 1800, et qu'il ne restait plus que quelques centaines d'individus dans les années 1960 et 1970 (DFO 2005). La chasse de subsistance non réglementée s'est poursuivie jusqu'au début des années 1980, lorsque les relevés aériens et terrestres ont révélé de très faibles abondances, suggérant une surexploitation du stock (Boulva 1981; Finley *et al.* 1982). En raison de ces faibles estimations, l'estuaire de la rivière Marralik (« Mucalic » dans les références) a été fermé à la chasse, et des quotas ont été mis en place dans la baie d'Ungava en 1986 (Lesage *et al.* 2001). En 1988, le COSEPAC a désigné le stock de la baie d'Ungava comme étant « en voie de disparition ».

En 1982, 1985, 1993, 2001 et 2008, des relevés systématiques ont été effectués au-dessus de la baie d'Ungava. Quelques bélugas ont été observés pendant les déplacements de l'aéronef, cependant aucun animal n'a été détecté le long des transects linéaires au cours des relevés

systématiques (Smith et Hammill 1986; Kingsley 2000; Hammill *et al.* 2004; Gosselin *et al.* 2009). Par conséquent, la dérivation d'une estimation de la taille de la population à l'aide de méthodes standards par bandes/transects linéaires n'a pas été possible. Une approche bayésienne, qui permettait d'évaluer quelle pourrait être la taille maximale de la population si aucun béluga n'était détecté le long des lignes au cours de quatre relevés successifs, a fourni une estimation d'abondance de 32 individus (IC à 95 % : 0-94; Doniol-Valcroze et Hammill 2011)). Des observations occasionnelles ainsi que la chasse d'individus continuent d'être rapportées, indiquant que le béluga fréquente toujours la baie d'Ungava (DFO 2005; Durkalec *et al.* 2020).

Le plan de gestion actuel de 5 ans pour le béluga dans la région marine du Nunavik a été élaboré conjointement par le Conseil de gestion des ressources fauniques de la région marine du Nunavik et le Conseil de gestion des ressources fauniques de la région marine d'Eeyou en 2021; il est en vigueur jusqu'au 31 janvier 2026. Ce plan comprend la fermeture de la chasse dans le sud de la baie d'Ungava, y compris les estuaires de la rivière Marralik et de la rivière à la Baleine (Ungunniavik) (NMRWB et EMRWB 2020). Cette fermeture est en vigueur depuis que les mesures de gestion initiales ont été mises en place dans la baie d'Ungava en 1986 (Lesage *et al.* 2001).

La présente étude présente les résultats d'un relevé systématique aérien par transects linéaires effectué au cours de l'été 2022 dans la baie d'Ungava et dans la baie Diana pour estimer l'abondance des individus estivant dans ces régions (figure 1).

MÉTHODES

ZONE D'ÉTUDE ET DESIGN DU RELEVÉ

La baie d'Ungava est une grande baie (environ 50 000 km²) située dans le nord-est du Canada. Elle fait partie du système de la baie d'Hudson, considéré comme une mer intérieure de l'océan Arctique (Carmack *et al.* 2015; figure 1). La baie d'Ungava s'ouvre au nord dans le détroit d'Hudson. Il s'agit d'un plateau dont la majeure partie est d'une profondeur de moins de 150 m, à l'exception d'un chenal s'étendant du milieu de la baie jusqu'à sa limite nord-est vers la mer du Labrador où se trouvent des profondeurs supérieures à 300 m (Drinkwater 1986; NOAA 2022). L'embouchure de la rivière aux Feuilles, dans la baie de Tasiujaq, est soumise à des marées printanières d'une amplitude de plus de 16 m, ce qui représente, avec la baie de Fundy, l'une des plus grandes marées du monde (O'Reilly *et al.* 2005).

Le relevé visuel le long des transects linéaires en août 2022 couvrait la majeure partie de la baie d'Ungava, depuis les limites sud de la baie jusqu'à 61° 00' de latitude nord, toute l'étendue de la baie de Tasiujaq et la baie Diana (à l'ouest de Quaqtq), de sa base jusqu'à 61° 05' de latitude nord (figure 2). Bien que la baie Diana ne soit pas située dans la baie d'Ungava et qu'elle n'ait pas été couverte par les relevés de bélugas antérieurs, elle a été incluse dans l'étude, car des gardiens Uumajuit ont signalé des récoltes et des observations dans la région pendant les étés des dix dernières années (MPO, données inédites). À la demande de l'organisation Local Nunavimmi Umajulirijiit Katujiqatigining (LNUK), les avions utilisés pour le relevé ne se sont pas approchés à moins de 27,8 km (15 milles marins) de la communauté d'Aupaluk.

La stratification dans la baie d'Ungava en 2022 était la même que lors des relevés précédents effectués en 1993, en 2001 et en 2008 (Kingsley 2000; Hammill *et al.* 2004; Gosselin *et al.* 2009), avec une zone à couverture élevée au sud de la latitude nord 59° 30' et une zone à couverture faible au nord de cette latitude. La couverture plus élevée dans la partie sud et la couverture plus faible dans la partie nord de la baie d'Ungava visaient à assurer un effort accru

dans les zones où les observations de béluga sont plus fréquentes en été, d'après des relevés aériens antérieurs (Finley *et al.* 1982; Smith et Hammill 1986; Kingsley 2000) et les connaissances des Inuits (Durkalec *et al.* 2020). Les transects linéaires étaient orientés d'est en ouest dans la baie d'Ungava (c'est-à-dire perpendiculairement à la majeure partie de la côte), et du nord au sud dans les baies Tasiujaq et Diana afin d'optimiser le rapport entre le temps passé en effort et la longueur des lignes dans ces zones de forme irrégulière où aucun gradient de densité n'était attendu pour le béluga. Il y avait 10 lignes de transect dans la strate nord de la baie d'Ungava et 14 dans la strate sud, 3 lignes dans la strate de la baie Diana et 5 lignes dans la strate de la baie de Tasiujaq. Pour toutes les strates à l'exception de celle de la baie Diana, deux relevés ont été effectués, en utilisant deux ensembles indépendants de lignes de transect avec un départ aléatoire (figure 2). Les lignes dans le sud de la baie d'Ungava, dans la baie Tasiujaq et dans la baie Diana étaient espacées de 9,3 km (5 milles marins), alors que l'espacement dans la strate à faible couverture était de 18,5 km (10 milles marins). La longueur des lignes de transect (mesure de l'effort utilisé pour estimer la densité) a été mesurée dans l'environnement R 4.1.0 (R Core Team 2021) selon les points GPS correspondant aux moments où les observateurs ont commencé l'effort de relevé au début de la ligne et mis fin à l'effort de relevé à la fin de la ligne, et ce, en excluant les portions sans effort de relevé au-dessus des îles. La longueur de chacune des lignes de transect a été définie comme la distance moyenne en effort de relevé parmi les observateurs principaux des deux côtés de l'avion. La superficie de chaque strate (utilisée pour estimer l'abondance) a été mesurée en utilisant la zone au-dessus de l'eau correspondante dans le logiciel R à l'aide du progiciel « sp » (Bivand *et al.* 2013). Une projection équivalente azimutale a été utilisée pour la mesure des lignes et des surfaces, avec le méridien central à 67° 15' de longitude et une latitude nord de référence de 59° 41'.

Des relevés aériens supplémentaires ont été effectués le long de la côte pour rechercher des groupes de bélugas à l'intérieur des estuaires et en amont, jusqu'à la présence d'obstacles majeurs (p. ex. rapides abrupts). Les rivières Abrat, Alluviaq, Barnoin, Baudan, Baudoncourt, False, George, Koksoak, Koroc, Marralik, Payne, Qurlutuq et Tututuuq ainsi que la rivière aux Feuilles et la rivière à la Baleine ont toutes été couvertes deux fois, alors que les rivières Akpatok et Gesgier ont été survolées une fois (figure 3). Pour les relevés le long des côtes, les avions ont volé dans les deux heures précédant et suivant la marée haute à une distance extracôtère où les observateurs étaient pouvaient détecter tous les animaux entre l'avion et la côte. Le plan du relevé a été présenté aux Nunavimmi Umajulirijiit Katujiqatigining locaux et régionale (RNUK et LNUK; organisations de chasseurs) afin d'assurer une couverture complète des sites importants de regroupement de bélugas.

COLLECTE DE DONNÉES

Les vols ont été effectués avec un 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). Lorsque les deux avions volaient le même jour, chaque avion survolait une ligne sur deux du relevé, et lorsqu'un seul avion volait, il survolait toutes les lignes séquentiellement. À bord de chaque avion se trouvaient trois observateurs : un dans le siège du copilote (avant droit) et deux dans les sièges arrière (arrière gauche et arrière droit). Toutes les stations d'observation étaient équipées d'une coupole d'observation, à l'exception de la station copilote du Partenavia P68C qui avait plutôt une grande fenêtre. Comme pour les relevés précédents utilisant des avions Cessna 337 Skymaster, les observateurs aux postes avant droit et arrière gauche étaient les observateurs principaux, tandis que l'observateur au poste arrière droit était un observateur secondaire. Pour le Partenavia P68C, les deux observateurs à l'arrière (gauche et droite) étaient les observateurs principaux, car leurs coupoles d'observation étaient similaires et offraient une visibilité légèrement meilleure près de la ligne de transect que la fenêtre avant droite, où était assis l'observateur secondaire (comme pour les relevés précédents; St-Pierre *et*

al. 2023a). Les observations des observateurs principaux de chaque avion ont servi à calculer la densité et l'abondance du béluga (voir la section suivante). Les observateurs primaires étaient des observateurs de mammifères marins adéquatement formés. Les observateurs secondaires étaient des observateurs inexpérimentés, et étaient à bord pour apprendre les techniques de relevé aérien. Leurs observations n'ont pas été utilisées pour estimer la densité et l'abondance. Les observateurs principaux ont alterné entre les deux positions attribuées à chaque vol. À certains moments lors de l'exécution du relevé, un seul observateur principal était disponible dans l'un des avions, c'est-à-dire qu'un seul côté de l'avion, ou la moitié du champ de vision, était couvert. Cette situation a été prise en compte dans les analyses en divisant la zone étudiée (longueur du transect) en deux pour ces lignes.

Les observateurs ont mesuré l'angle d'inclinaison à chaque observation ou au centre de groupes d'individus, à l'aide de clinomètres (Suunto) lorsque les animaux passaient par le travers de leur champ de vision. Un groupe a été défini comme plusieurs individus se trouvant à quelques longueurs corporelles l'un de l'autre et nageant dans la même direction générale ou montrant un comportement similaire. Lorsque des groupes n'étaient pas détectés en passant par le travers, le gisement a également été mesuré à l'aide d'un rapporteur d'angles. La position et l'altitude de l'avion ont été enregistrées toutes les deux secondes à l'aide d'un GPS (GPSMAP 78s et/ou 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). Les observateurs avaient reçu l'instruction de prioriser l'estimation de la taille du groupe et le moment de l'observation, suivi par l'angle d'inclinaison et à d'autres variables, dont le comportement des animaux, si le temps le permettait. Les transects ont généralement été survolés en mode « passage », mais le mode « rapprochement » (interruption du trajet le long de la ligne de relevé pour tourner au-dessus des animaux détectés) a également été employé lorsque des bélugas étaient détectés depuis les lignes afin de renforcer les capacités d'identification des observateurs en formation, vu le faible nombre d'observations attendu dans la baie d'Ungava.

Les conditions météorologiques et d'observation ont également été enregistrées au début de chaque transect et à intervalles réguliers le long des lignes ou chaque fois que des changements dans les conditions d'observation se produisaient. Les conditions consignées incluaient 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 (reflet) et l'intensité de la réflexion du soleil (quatre niveaux : 1-Intense : lorsque des animaux n'ont fort probablement pas été détectés dans le centre de l'angle de réflexion; 2-Modérée : lorsque des animaux n'ont probablement pas été détectés 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 aucun reflet). Toute l'information a été enregistrée sur des enregistreurs vocaux numériques par chaque observateur.

ANALYSE DES DONNÉES

La densité et l'abondance ont été estimées à l'aide du logiciel « mrds » (Laake *et al.* 2022) dans l'environnement *R*. Les analyses ont été basées sur la distance perpendiculaire entre chaque groupe de bélugas observé et l'aéronef. Un groupe de bélugas était défini comme un regroupement d'individus situés à quelques longueurs corporelles les uns des autres. Le nombre de groupes de bélugas détectés durant le relevé était insuffisant pour générer une courbe de détection (voir la section des résultats). On a donc estimé la demi-largeur effective de la bande en combinant les observations de la baie d'Ungava de 2022 aux 341 distances perpendiculaires associées aux observations du relevé de 2021 réalisé dans la baie James et le

secteur îles Belcher-est de la baie d'Hudson. Pour ces deux relevés, les mêmes avions et méthodes ont été utilisés, les équipages avaient une expérience égale et les critères météorologiques pour effectuer les vols étaient comparables (St-Pierre *et al.* 2023a).

On a examiné la distribution des distances perpendiculaires afin de déterminer si une troncature était nécessaire pour éliminer les valeurs aberrantes à de grandes distances de la ligne de transect. Des règles générales ont été considérées pour la troncature à droite, y compris la troncature lorsque la probabilité de détection $[g(W)] = 0,15$, ou l'élimination de 5 % des valeurs de distance les plus éloignées (Buckland *et al.* 2001). Ces distances associées à une possible troncature à droite ont été testées pour évaluer si elles amélioreraient l'ajustement de la fonction de détection près de la ligne de transect tout en maintenant un bon ajustement global. La distance tronquée à droite la plus éloignée qui a maximisé la valeur de p de la valeur statistique W^2 a été conservée et appliquée aux analyses ultérieures. Une distribution gamma a été ajustée à la distribution des distances d'observation, car elle permet à la probabilité de détection maximale d'être éloignée de la ligne de transect, sans avoir à appliquer une troncature à gauche aux observations les plus proches pour tenir compte d'une potentielle zone non visible sous l'avion.

On a examiné si le critère d'information d'Akaike (AIC) pouvait être réduit par l'utilisation de termes d'ajustement (polynôme simple, polynôme de Hermite ou cosinus), puis par l'inclusion de covariables. Les covariables envisagées comprenaient l'observateur (dix niveaux), l'état de la mer (quatre niveaux), l'intensité du reflet (quatre niveaux), la couverture nuageuse (numérique), la visibilité (trois niveaux), le type d'avion (deux niveaux : Cessna 337 Skymaster et Partenavia P68C) et la taille du groupe de bélugas afin de prendre en compte les biais possibles dans la détectabilité associés au nombre d'individus présents. Les termes d'ajustement et les covariables ont été considérés comme significatifs et retenus dans le modèle si leur inclusion entraînait une diminution de l'AIC d'au moins deux points ($\Delta AIC > 2$; Arnold 2010).

Les estimations des indices de la densité (\hat{D}_i) et de l'abondance (\hat{N}_i) du béluga à la surface au cours du relevé systématique de chaque strate, i , ont été calculées dans le progiciel mrds à l'aide des équations 1 et 2 (Buckland *et al.* 2001) :

$$\hat{D}_i = \frac{n_i \hat{E}_i(s)}{2L_i \cdot ESHW_i} \quad (1)$$

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

où n_i est le nombre de groupes détectés, $\hat{E}_i(s)$ est la taille attendue du groupement (la taille moyenne des groupes détectés a été utilisée), L_i est la somme des longueurs de tous les transects, A_i est l'aire et $ESHW_i$ est la demi-largeur effective de la bande de la strate i . $ESHW_i$ est défini comme la distance à laquelle autant de groupes sont détectés au-delà de $ESHW_i$ et non détectés dans $ESHW_i$, de sorte que :

$$\widehat{ESHW}_i = w \int_0^w \hat{g}(x) dx \quad (3)$$

où w est la distance de troncature à droite et $\int_0^w \hat{g}(x) dx$ l'aire sous la courbe de la fonction de détection $\hat{g}(x)$.

La variance associée à la densité et à l'abondance des animaux à la surface au cours du relevé systématique a été estimée par :

$$\widehat{var}(\hat{D}_i) = \hat{D}_i^2 \cdot \left[\frac{\widehat{var}[(n/L)_i]}{(n/L)_i^2} + \frac{\widehat{var}(\widehat{ESHW}_i)}{(\widehat{ESHW}_i)^2} + \frac{\widehat{var}[\hat{E}_i(s)]}{[\hat{E}_i(s)]^2} \right] \quad (4)$$

$$\widehat{var}(\widehat{N}_i) = A_i^2 \cdot \widehat{var}(\widehat{D}_i) \quad (5)$$

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

$$(\widehat{D}_i/C \quad \widehat{D}_i \cdot C) \quad (6)$$

où :

$$C = \exp \left[z_\alpha \cdot \sqrt{\widehat{var}(\ln \widehat{D}_i)} \right] \quad (7)$$

$$\widehat{var}(\ln \widehat{D}_i) = \ln \left[1 + \frac{\widehat{var}(\widehat{D}_i)}{\widehat{D}_i^2} \right] \quad (8)$$

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 les strates couvertes deux fois (toutes les strates sauf celles de la baie Diana) a été obtenu en faisant la moyenne des estimations de la densité et de l'abondance associées aux deux passages (équations 9 à 15).

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

$$\widehat{M}_i = (n/L)_i \cdot \widehat{E}_i(s) \quad (9)$$

La densité moyenne pour les strates couvertes deux fois (\widehat{D}) a été estimée comme suit :

$$\widehat{D} = \frac{\sum_i L_i \widehat{D}_i}{L} \quad (10)$$

$$L = \sum_i L_i \quad (11)$$

où L_i est la longueur totale des transects survolés lors de chaque passage i .

La variance de \widehat{D} a été estimée comme suit :

$$\widehat{var}(\widehat{D}) = \widehat{D}^2 \cdot \left[\frac{\widehat{var}(\widehat{M})}{\widehat{M}^2} + \frac{\widehat{var}(ESHW)}{ESHW^2} \right] \quad (12)$$

où :

$$\widehat{M} = \frac{\sum_i L_i \widehat{M}_i}{L} \quad (13)$$

$$\widehat{var}(\widehat{M}) = \frac{\sum_i L_i^2 \cdot \widehat{var}(\widehat{M}_i)}{L^2} \quad (14)$$

$$\widehat{var}(\widehat{M}_i) = \widehat{M}_i^2 \cdot \left[\frac{\widehat{var}[(n/L)_i]}{(n/L)_i^2} + \frac{\widehat{var}[\widehat{E}_i(s)]}{[\widehat{E}_i(s)]^2} \right] \quad (15)$$

L'abondance globale dans la baie d'Ungava a été définie comme étant la somme des indices d'abondance pour les strates du sud et du nord de la baie d'Ungava et de la baie de Tasiujaq, alors que la strate de la baie Diana était considérée comme une zone distincte, cette dernière se trouvant à l'extérieur de la baie d'Ungava.

CORRECTIONS ASSOCIÉES AUX BIAIS DE DISPONIBILITÉ ET DE PERCEPTION

Les estimations de l'abondance obtenues à partir de relevés aériens peuvent varier en raison de deux principales sources de biais : 1) les observateurs ne détectent pas les baleines situées à l'intérieur de la zone étudiée parce qu'elles sont en plongée (biais de disponibilité) et 2) les

observateurs ne détectent pas les animaux qui se trouvent à la surface ou près de la surface dans leur champ de vision (biais de perception; McLaren 1961; Marsh et Sinclair 1989; Laake *et al.* 1997; Fleming et Tracey 2008; Melville *et al.* 2008). Les corrections associées aux biais de disponibilité et de perception ont été appliquées comme cela est détaillé dans St-Pierre *et al.* (2023a) et comme décrit ci-dessous.

Correction associée au biais de disponibilité

La correction associée au biais de disponibilité est basée sur des données d'intervalles en surface du béluga provenant de projets indépendants de télémétrie par satellite, ainsi que sur le temps de visualisation depuis l'avion, en fonction des caractéristiques de vol. Le facteur de correction associé au biais de disponibilité est calculé à l'aide de modèles décrivant les intervalles en surface [$E(sf)$] et en plongée [$E(dv)$] comme un processus de Markov à deux états et en temps continu (Laake *et al.* 1997). $E(sf)$ et $E(dv)$ représentent la durée moyenne des intervalles en surface et en plongée, respectivement, pondérées par le nombre de plongées enregistrées pour chaque individu marqué. Des données sur la profondeur et la durée ont été obtenues pour neuf bélugas équipés émetteurs satellites récoltant des données sur la profondeur, la température et la localisation (Sea Mammal Research Unit, St. Andrews, Royaume-Uni) dans l'arc de l'est de la baie d'Hudson en 2003 et en 2004 (voir Bailleul *et al.* 2012a pour plus de détails concernant le déploiement des émetteurs et St-Pierre *et al.* (2023a) pour le filtrage et l'analyse des données).

Une plongée a été définie comme une excursion à plus de 4 m de profondeur. Ce seuil a été considéré comme correspondant à la profondeur au-delà de laquelle les bélugas deviendraient invisibles aux les observateurs dans l'avion, et il est cohérent avec la profondeur de 5 m à laquelle les modèles de bélugas adultes pouvaient être détectés et différenciés des modèles de narvals dans les eaux de la baie Repulse (Richard *et al.* 1994). La durée de plongée a été calculée comme le temps écoulé jusqu'à ce que l'animal revienne à moins de 4 m, et la durée en surface était le temps écoulé entre les plongées successives. L'eau était relativement claire dans la zone où des bélugas ont été détectés dans la baie d'Ungava. La disponibilité à une distance perpendiculaire x peut être estimée en ajoutant : 1) la probabilité qu'un animal se trouve à la surface lorsque l'avion le survole et 2) la probabilité qu'un animal en plongée quand l'avion arrive au-dessus refasse surface dans le champ de vision de l'observateur pendant que l'avion le survole. La période pendant laquelle un béluga peut être détecté dépend du comportement de plongée de l'animal et de l'intervalle de temps $w(x)$ pendant lequel un point à la surface de l'eau, situé à une distance perpendiculaire x de la ligne de transect, reste dans le champ de vision des observateurs. Le facteur de correction associé au biais de disponibilité, ou la proportion estimée d'animaux disponibles à la surface, est donc calculé à l'aide de l'équation 4 de Laake *et al.* (1997) :

$$a(x) = \frac{E(sf)}{E(sf)+E(dv)} + \frac{E(dv)[1-e^{-w(x)/E(dv)}]}{E(sf)+E(dv)} \quad (16)$$

La période $w(x)$ dépend de la vitesse de l'avion, v , et du patron de recherche des observateurs. Les observateurs ont été considérés comme ayant 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 ; ainsi, $w(x)$ a été estimé à l'aide de la formule suivante de Forcada *et al.* (2004), et Gómez de Segura *et al.* (2006) :

$$w(x) = \frac{x}{v} [\cot(\Phi_1) + \cot(\Phi_2)] \quad (17)$$

On a utilisé des angles de vue avant et arrière de 30° et de 20°, selon les mesures prises à partir des sièges des observateurs principaux dans les deux types d'avions utilisés (Cessna 337

Skymaster et Partenavia P68C). La vitesse de l'avion, v , a été considérée constante à la vitesse cible de 100 nœuds ou 51,39 m/s. Le facteur de correction associé au biais de disponibilité, \hat{a} , était la moyenne $a(x_j)$ de chaque groupe de béluga observé en utilisant la formule suivante :

$$\hat{a} = \frac{\sum_{j=1}^n a(x_j)}{n} \quad (18)$$

où n est le nombre de groupes détectés pour lesquels la distance perpendiculaire, x_j , se trouvait à l'intérieur de la distance de troncature à droite par rapport à l'avion. Comme pour le calcul de *ESHW*, toutes les détections ayant des distances perpendiculaires mesurées provenant des relevés de béluga dans la baie James et l'est de la baie d'Hudson en 2021 et ceux dans la baie d'Ungava en 2022 ont été combinées pour calculer un seul facteur global de correction associé au biais de disponibilité.

Le CV du facteur moyen de correction associé au biais de disponibilité était très faible ($\leq 1\%$), car il ne tenait compte que de la variation interindividuelle entre les intervalles moyens en surface ($E(sf)$) et en plongée ($E(dv)$) des neuf bélugas marqués. Cependant, la variation intra-individuelle dans les intervalles en surface et en plongée n'a pas été prise en compte dans cette étude. De plus, il existe une incertitude liée à la fiabilité des données télémétriques (p. ex. la précision du capteur de profondeur) et à la profondeur à laquelle les bélugas dans la baie d'Ungava peuvent être vus depuis un avion. Par conséquent, l'incertitude entourant le facteur de correction du biais de disponibilité a été augmentée en fixant le CV à une valeur de 7,7 %, tel qu'estimé par Kingsley et Gauthier (2002). L'intégration de la variation intra-individuelle des intervalles en surface et en plongée dans le calcul de la variance du facteur de correction associé au biais de disponibilité devrait être réexaminée dans les prochaines études utilisant un tel facteur de correction.

Correction associée au biais de perception

Comme il n'y avait pas d'observateurs secondaires formés à bord des avions au cours de la présente étude, il n'a pas été possible de calculer un facteur de correction associé au biais de perception propre au relevé dans la baie d'Ungava. Un facteur de correction associé au biais de perception, $p(0)$, ou la proportion estimée d'animaux à la surface de l'eau qui sont détectés par des observateurs, a plutôt été estimé à partir d'un modèle de marquage-recapture pour transects linéaires (MRDS) à l'aide de données de double-plateforme provenant des relevés de 2015 et de 2021 de la baie James et du secteur îles Belcher-est de la baie d'Hudson, qui ont été effectués à l'aide des mêmes plateformes de relevé que dans la présente étude (St-Pierre *et al.* 2023a). Pour ces relevés, deux observateurs formés positionnés du même côté (droit) de l'avion ont scruté la même zone tout en étant isolés visuellement et acoustiquement. Ils pouvaient donc être considérés comme deux plateformes indépendantes, et leurs observations ont été utilisées pour estimer les facteurs de correction associés au biais de perception au moyen des analyses MRDS (Laake et Borchers 2004). Les analyses MRDS comportent deux fonctions : 1) une fonction de détection basée sur les distances perpendiculaires et considérant de multiples covariables pour les détections regroupées des deux observateurs du côté droit et 2) une fonction de détection MDRS pour estimer $p(0)$, la probabilité de détection sur la ligne de transect (Buckland *et al.* 2001, 2009). Les estimations de $p(0)$ pour l'observateur principal sont ensuite utilisées pour corriger les estimations d'abondance calculées à l'aide des données des observateurs principaux, en supposant que $p(0)$ était le même pour les observateurs principaux des côtés droit et gauche de l'avion.

Les facteurs de correction associés aux biais de disponibilité (\hat{a}) et de perception ($\widehat{p(0)}$) ont été appliqués comme multiplicateurs séquentiels des estimations de l'abondance en surface (\hat{N}) afin de générer des estimations de l'abondance corrigées (\widehat{N}_C). Les variances des estimations

de l'abondance en surface [$\widehat{var}(\widehat{N})$] et des facteurs de correction [$\widehat{var}(\widehat{a})$ et $\widehat{var}(\widehat{p(0)})$] ont été combinées comme suit :

$$\widehat{var}(\widehat{N}_C) = \widehat{N}_C^2 \cdot \left[\frac{\widehat{var}(\widehat{N})}{\widehat{N}^2} \cdot \frac{\widehat{var}(\widehat{a})}{\widehat{a}^2} \cdot \frac{\widehat{var}(\widehat{p(0)})}{\widehat{p(0)}^2} \right]^2 \quad (19)$$

Les dénombrements des relevés côtiers ont été ajoutés directement à l'estimation systématique de l'abondance corrigée des relevés en mer. Aucune correction associée aux biais de disponibilité ou de perception n'a été appliquée aux dénombrements côtiers, car ils étaient considérés comme des dénombrements totaux.

Prélèvement biologique potentiel

Le niveau de prélèvement biologique potentiel (PBP) est un outil permettant de quantifier le nombre annuel maximal d'animaux pouvant être prélevés d'un stock en plus de la mortalité naturelle tout en permettant à la population cible d'atteindre ou de maintenir sa taille de population durable optimale sur une période de 100 ans (Wade 1998). Le PBP a donc un objectif implicite de gestion, qui est de déterminer les niveaux de capture associés à une probabilité de 95 % que le stock soit au-dessus du niveau maximal de productivité nette, défini comme 50 % de la capacité de support sur une période de 100 ans (Wade 1998). Le PBP est calculé comme suit :

$$PBR = 0,5 R_{max} \times RF \times N_{min} \quad (20)$$

où R_{max} est le taux maximal de croissance de la population (par défaut fixé à 4 % pour les cétacés), RF est un facteur de rétablissement compris entre 0,1 et 1, et N_{min} est la taille estimée de la population en utilisant le 20^e percentile de la distribution supposée log-normale de l'estimation de l'abondance (Wade 1998). Des valeurs des facteurs de rétablissement inférieures à 1 attribuent une proportion de la production nette attendue à la croissance de la population, tout en tenant compte des incertitudes pouvant entraver le rétablissement de la population (National Marine Mammals Service 2016). Des valeurs par défaut de 0,1 sont recommandées pour les stocks en voie de disparition, et ont été utilisées pour le béluga de la baie d'Ungava (Barlow *et al.* 1995; Wade 1998). La valeur N_{min} est calculée comme suit :

$$N_{min} = \frac{\widehat{N}_C}{\exp(z\sqrt{\ln(1+CV(\widehat{N}_C)^2)})} \quad (21)$$

où \widehat{N}_C est l'estimation la plus récente de la taille de la population, z est la variable normale standard (0,824 pour le 20^e percentile) et $CV(\widehat{N}_C)$ est le coefficient de variation pour \widehat{N}_C .

RÉSULTATS

RÉALISATION DU RELEVÉ

Le relevé a été réalisé entre le 1^{er} et le 16 août 2022 (tableau 1). Le premier passage au-dessus de la strate sud de la baie d'Ungava a été effectué en deux jours consécutifs, les 1^{er} et 2 août. Le deuxième passage a été commencé une semaine plus tard, le 9 août, avec une interruption de deux jours les 10 et 11 août en raison des conditions météorologiques, et s'est terminé le 14 août. Le premier passage au-dessus de la strate nord de la baie d'Ungava a été commencé immédiatement après le premier passage au-dessus de la strate sud, et s'est prolongé du 3 au 13 août. Toutefois, il y a eu une interruption de quatre jours entre le 9 et le 12 août en raison de conditions météorologiques défavorables, pendant laquelle le deuxième passage au-dessus de la strate sud a été commencé. Le deuxième passage au-dessus de la strate nord de la baie d'Ungava a été commencé après le deuxième passage au-dessus de la strate sud, puis a été complété du 14 au 16 août. L'extrémité est des quatre lignes les plus au nord du deuxième

passage au-dessus de la strate nord de la baie d'Ungava (de 60° 30' à 61° 00' de latitude nord) n'a pas été complètement couverte en raison de plafonds bas au nord de l'île Killiniq, ce qui représente 52 km, 91 km, 131 km et 139 km pour les quatre lignes de transect, de 60° 30' à 61° 00' de latitude nord.

La baie de Tasiujaq a fait l'objet d'un relevé le 2 août, le dernier jour du premier passage de la strate sud de la baie d'Ungava, puis une deuxième fois le 15 août après avoir terminé les deux passages au-dessus de la baie d'Ungava. La baie Diana n'a été couverte qu'une seule fois au cours d'un vol le 8 août.

Toutes les rivières et les estuaires visés par le relevé côtier (figure 3) ont été survolés entre le 1^{er} et le 9 août, avec une interruption de quatre jours en raison des conditions météorologiques, du 4 au 7 août. Un deuxième relevé côtier couvrant également toutes les rivières et les estuaires a été effectué sur trois jours, c'est-à-dire les 9, 14 et 15 août.

Dans l'ensemble, les conditions de relevé étaient semblables durant le relevé de 2021 de la baie James et du secteur îles Belcher-est de la baie d'Hudson et le relevé de 2022 de la baie d'Ungava (figure 4); la plupart des observations de mammifères marins (82 % et 87 % des observations des relevés de 2021 et de 2022, respectivement) étant survenues alors que l'état de la mer était caractérisé par une force de 1 à 3 selon l'échelle de Beaufort.

OBSERVATIONS

Trois groupes de bélugas, pour un total de quatre individus, ont été détectés par les observateurs principaux lors des relevés dans la baie d'Ungava (tableau 1). Ces groupes ont tous été observés durant le premier passage. Un groupe de deux bélugas a été observé dans la strate sud de la baie d'Ungava le 1^{er} août, tandis que deux individus seuls ont été observés pendant le premier passage au-dessus de la strate nord de la baie d'Ungava le 3 août (tableau 1, figure 2). De plus, un groupe de deux bélugas (un adulte et un veau) a été observé dans la baie Diana le 8 août. Au moment des observations, l'état de la mer variait de 0 ($n = 2$) à 2 ($n = 2$) selon l'échelle de Beaufort. Aucun béluga n'a été détecté dans la baie de Tasiujaq ni dans les rivières et estuaires survolés. L'utilisation du mode « rapprochement » lorsque des groupes de bélugas ont été détectés n'a pas donné lieu à une augmentation de la taille des groupes ni à la détection de groupes supplémentaires.

En plus des bélugas, 13 petits rorquals, une baleine boréale, quatre phoques barbus, 25 dauphins à bec blanc, 13 épaulards, un morse, plus de 630 loups marins, plus de 270 phoques annelés et un ours polaire ont été détectés le long des transects durant le relevé.

COURBE DE DÉTECTION

Les quatre groupes de bélugas avaient des mesures de distances perpendiculaires associées. Ces observations ont été ajoutées aux 341 détections avec distances perpendiculaires provenant du relevé de 2021 de la baie James et de l'est de la baie d'Hudson pour l'ajustement d'une courbe de détection. La distribution des distances perpendiculaires depuis la ligne de transect a montré un écart évident entre 1 937 m et 3 639 m, avec seulement trois observations entre 3 561 et 3 639 m (figure 5). Ces trois observations ont été considérées comme des valeurs aberrantes, ce qui a entraîné la troncature à droite de la distribution à 1 938 m. Puisque les trois valeurs aberrantes étaient des observations du relevé de 2021, la troncature à droite n'a pas réduit davantage la taille de l'échantillon d'observations du présent relevé. D'autres règles de troncature à droite suggèrent des distances de troncature de 1 317 m (c'est-à-dire $g(x) = 0,15$) et 1 394 m (c'est-à-dire 5 % d'observations supplémentaires). Cependant, la troncature de 1 938 m a maximisé la valeur de p de la statistique W^2 du test de Cramér-von Mises, donc aucune troncature à droite supplémentaire n'a été appliquée. L'ajout de termes

d'ajustement a été testé, mais aucun n'a amélioré le modèle. En revanche, deux covariables, l'état de la mer selon l'échelle de Beaufort et la couverture nuageuse, ont amélioré l'ajustement du modèle lorsqu'elles ont été ajoutées individuellement (tableau 2). L'inclusion des deux covariables dans le même modèle a entraîné des problèmes de convergence. Par conséquent, le modèle à une variable présentant l'AIC le plus bas (c'est-à-dire le modèle incluant l'état de la mer selon l'échelle de Beaufort comme seule covariable) a été retenu pour les analyses ultérieures. Ce modèle a généré quatre courbes de détection (une par niveau de l'échelle de Beaufort; figure 6) avec une demi-largeur effective de la bande (*ESHW*) moyenne (\pm l'erreur type) de 763 ± 52 m.

Les tailles moyennes des groupes sans variance ont été utilisées pour estimer la densité et l'abondance par strate, car une seule observation de deux individus a été faite lors du premier passage au-dessus de la strate sud de la baie d'Ungava, deux individus seuls ont été détectés lors du premier passage dans la strate nord et une paire mère-petit a été détectée dans la baie Diana (tableaux 1 et 3).

TAUX DE RENCONTRE

Trois observations de bélugas sur plus de 4 381 km de transect pendant le premier passage au-dessus des strates de la baie d'Ungava ont résulté en des taux de rencontre qui n'étaient pas significativement différents pour la strate sud à couverture élevée (0,0005 groupe par km; CV = 101 %) et la strate nord à faible couverture (0,0008 groupe par km; CV = 69 %; tableau 3) dans la Baie d'Ungava. Aucune baleine n'a été détectée dans l'une ou l'autre des strates lors du deuxième passage. La paire mère-petit qui a été observée dans la zone d'effort moins marqué représentant 63 km de transects dans la baie Diana a résulté en un taux de rencontre 32 et 20 fois plus élevé que celui des strates sud et nord de la baie d'Ungava, respectivement. Noter cependant que toutes ces comparaisons sont fondées sur seulement quatre observations.

ESTIMATIONS DE LA DENSITÉ ET DE L'ABONDANCE

Les indices d'abondance en surface avant correction pour les biais de disponibilité et de perception étaient de 19 bélugas (IC à 95 % : 7-56) pour la baie d'Ungava et de 10 bélugas (IC à 95 % : 0-536) pour la baie Diana (tableau 3). Les densités en surface étaient de 0,0003 béluga par km² pour la strate sud (CV = 101 %) et la strate nord (CV = 69 %) de la baie d'Ungava (tableau 3). Dans la baie Diana, la densité en surface était de 0,0175 béluga par km² (CV = 116 %).

Le biais de disponibilité a été estimé à 0,574 pour le présent relevé, avec un CV fixe de 7,7 %. Le biais de perception a été fixé à 0,497 (CV = 18 %), c'est-à-dire l'estimation moyenne des relevés du béluga effectués en 2015 et en 2021 dans la baie James et dans l'est de la baie d'Hudson (St-Pierre *et al.* 2023a).

La correction des indices d'abondance en surface de ce relevé compte tenu de la proportion d'animaux disponibles à la surface et non immergés (biais de disponibilité) a généré un indice d'abondance partiellement corrigé de 34 bélugas pour la baie d'Ungava (CV = 58 %, IC à 95 % : 12-96) et 18 bélugas pour la baie Diana (CV = 117 %, IC à 95 % : 3-109). En tenant compte de la proportion d'animaux disponibles à la surface qui sont détectés par les observateurs, c'est-à-dire le biais de perception, les estimations d'abondance entièrement corrigées étaient de 68 bélugas pour la baie d'Ungava (CV = 60 %, IC à 95 % : 23-202) et 36 bélugas pour la baie Diana (CV = 118 %, IC à 95 % : 6-223; tableau 3).

PRÉLÈVEMENT BIOLOGIQUE POTENTIEL (PBP)

Avec une estimation de l'abondance de 68 selon le relevé de 2022, l'estimation du N_{min} pour la baie d'Ungava était de 42. En utilisant un facteur de rétablissement de 0,1, le PBP du béluga dans la baie d'Ungava est de 0,084 baleine par année (soit 0 béluga).

DISCUSSION

Le relevé de 2022 est le cinquième d'une série de relevés aériens visuels et systématiques effectués depuis 1985 et couvrant les zones côtières et au large de la baie d'Ungava (Smith et Hammill 1986; Kingsley 2000; Hammill *et al.* 2004; Gosselin *et al.* 2009). Des relevés côtiers ont également été réalisés le long des rives de la baie d'Ungava en 1980 et 1982 (Finley *et al.* 1982; Smith et Hammill 1986). Bien qu'elles soient fondées sur très peu d'observations, les estimations de 2022 sont cohérentes aux efforts antérieurs et aux connaissances locales qui indiquent que des bélugas sont présents durant l'été dans la baie d'Ungava, mais en très petit nombre.

Au cours des relevés côtiers aériens effectués en juillet 1980, 42 bélugas ont été observés, dont un groupe de 24 dans la rivière Marralik (rivière Mucalic dans Finley *et al.* 1982). Les relevés réalisés par la Société Makivik en 1982 ont permis de détecter 11 bélugas dans le sud de la baie d'Ungava en juillet et 12 en août (Smith et Hammill 1986). Dans le cadre du relevé de 1985, aucun béluga n'a été observé le long des transects, alors que les dénombrements quotidiens des relevés côtiers étaient inférieurs à 10 individus par jour de relevé (Smith et Hammill 1986). En 1993, bien que des bélugas aient été observés dans l'estuaire de la rivière à la Baleine et dans le sud et l'ouest de la baie d'Ungava, aucun béluga n'a été observé à l'intérieur des bandes de relevé (Kingsley 2000). Au cours de ce relevé, le dénombrement quotidien maximal était de 20; la plupart des animaux étant vus à l'intérieur ou autour de l'estuaire de la rivière à la Baleine. Des relevés terrestres, également effectués en 1993, ont détecté un total de 36 bélugas dans le sud de la baie d'Ungava, y compris huit animaux observés au large de Kangirsuk (Doidge *et al.* 1994). Aucun béluga n'a été observé le long des transects ni au cours de vols au-dessus des côtes en 2001 (Hammill *et al.* 2004). De même, aucun béluga n'a été observé dans la baie d'Ungava pendant l'été 2008, bien qu'aucun vol côtier n'ait été effectué (Gosselin *et al.* 2009).

Le relevé de 2022 ne couvrait pas la baie Hopes Advance, au nord de la communauté d'Aupaluk. Cette zone a été exclue afin de respecter une demande de réduire les dérangements à proximité de la communauté. Toutefois, il est peu probable que l'exclusion de cette zone ait considérablement modifié l'estimation de l'abondance de la présente étude. Historiquement, la baie Hopes Advance était une importante zone de regroupement pour le béluga, mais plusieurs relevés côtiers et systématiques effectués dans cette zone depuis les années 1980 ont enregistré très peu d'animaux, voire aucun animal (Reeves et Mitchell 1987b; Finley *et al.* 1982; Smith et Hammill 1986; Kingsley 2000; Hammill *et al.* 2004; Gosselin *et al.* 2009). De même, seules des observations sporadiques de bélugas ont été signalées au cours de l'été par les gardiens Uumajuit dans la région d'Aupaluk (tout récemment, soit en juillet 2020; MPO, données inédites).

Bien que la présente étude soit la première à avoir détecté des bélugas le long de transects linéaires dans la baie d'Ungava, aucun béluga n'a été observé dans une rivière, un estuaire, ni le long de la côte pendant le relevé, ce qui représente un nombre total d'individus observés plus faible ($n = 6$) que lors des relevés de 1980, 1982, 1985 et 1993. Le faible nombre d'observations de bélugas soulève des préoccupations quant à savoir si les observateurs pourraient avoir manqué des animaux en raison d'une diminution de leur concentration ou de leur attention. Toutefois, au cours du relevé, plus de 535 mammifères marins de multiples

espèces autres que le béluga ont été observés, ce qui indique que le faible taux de détection du béluga n'était pas le résultat d'un manque d'attention par les observateurs.

Le nombre de détections de bélugas par strate était faible ($n = 1$ pour la strate sud de la baie d'Ungava et celle de la baie Diana; $n = 2$ pour la strate nord de la baie d'Ungava) et empêchant l'estimation de la variabilité intra-strate en ce qui a trait à la taille des groupes. Par conséquent, la variance associée à la taille des groupes a été considérée comme étant nulle pour toutes les strates.

Dans cette étude, aucune donnée de plongée n'était accessible pour le béluga dans la baie d'Ungava afin de corriger les estimations du relevé pour le biais de disponibilité. On a plutôt utilisé les données de plongée provenant de bélugas équipés d'émetteurs dans l'est de la baie d'Hudson comme indicateur afin d'estimer le facteur de correction associé au biais de disponibilité. Il est incertain si les profils de plongée et la proportion de temps passé à plonger par le béluga estivant dans la baie d'Ungava et dans l'est de la baie d'Hudson sont comparables, et dans quelle direction le facteur de correction associé au biais de disponibilité utilisé dans cette étude pourrait être biaisé, le cas échéant. La baie d'Hudson, avec des profondeurs moyennes et maximales de 100 et 257 m, respectivement, est relativement peu profonde comparativement à la baie d'Ungava. En été, les bélugas équipés d'émetteurs dans l'est de la baie d'Hudson se trouvaient généralement dans les zones côtières peu profondes (moins de 100 m) ou dans les eaux peu profondes près des îles au large. Dans la baie d'Ungava, des bélugas ont été détectés dans des zones de 7, 224 et 360 m de profondeur (NOAA 2022), ce qui est profond par rapport aux observations dans l'est de la baie d'Hudson. Cependant, il existe une variabilité considérable dans le comportement de plongée entre les individus, et les animaux estivant ne plongent pas systématiquement jusqu'au fond (Bailleuil *et al.* 2012b). De plus, le facteur de correction associé au biais de disponibilité utilisé dans cette étude ($\hat{\alpha}(x) = 0,574$; CV = 7,66 %) se situe dans la plage des facteurs de correction associés au biais de disponibilité utilisés dans d'autres relevés du béluga (0,314-0,775; Heide-Jørgensen et Acquarone 2002; Innes *et al.* 2002, Kingsley et Gauthier 2002; Heide-Jørgensen *et al.* 2010; Marcoux *et al.* 2016; Watt *et al.* 2021; St-Pierre *et al.* 2023a; Lesage *et al.* 2023).

L'estimation de l'abondance, avec corrections associées aux biais de disponibilité et de perception, pour les deux passages au-dessus de la baie d'Ungava est de 68 individus (CV = 60,2 %; IC à 95 % : 23-202). Si l'on tient compte uniquement du premier passage des strates nord et sud, l'estimation de l'abondance corrigée serait de 133 (CV = 60,4 %; IC à 95 % : 45-397). Les estimations du premier passage sont beaucoup plus élevées, mais beaucoup moins précises que les estimations combinées des deux relevés. Vu le faible nombre d'observations, ainsi que l'obtention d'une précision accrue, l'estimation combinée est préférable. Doniol-Valcroze et Hammill (2011) ont estimé la taille de la population de bélugas de la baie d'Ungava à 32 (IC à 95 % : 0-94) à partir de quatre relevés successifs dont le dénombrement était nul, effectués entre 1985 et 2008. Puisque cette dernière estimation est dérivée de l'intégration de renseignements provenant de plusieurs relevés, elle ne représente pas une estimation ponctuelle utilisable dans une série chronologique. En outre, l'estimation de Doniol-Valcroze et Hammill (2011) représente la population maximale qui pourrait résulter en quatre dénombrements nuls successifs selon le design expérimental utilisé, et n'est pas directement comparable aux estimations dérivées des méthodes d'échantillonnage à distance. Bien qu'elles soient fondées sur un faible nombre d'observations, notre estimation en surface non corrigée de 19 (IC à 95 % : 7-56) et notre estimation de l'abondance entièrement corrigée de 68 (IC à 95 % : 23-202) confirment que le béluga n'est pas abondant dans la baie d'Ungava et indiquent qu'il n'y a pas eu beaucoup de changements en ce qui concerne l'abondance au cours des dernières décennies. Ces résultats concordent avec les observations des chasseurs sur l'absence d'augmentation du nombre de bélugas dans les estuaires ou dans le sud de la

baie d'Ungava (Durkalec *et al.* 2020). Lorsqu'il est calculé à l'aide de l'estimation de l'abondance tirée du présent relevé, le PBP du béluga qui estive dans la baie d'Ungava est nul, comme pour l'évaluation précédente (Doniol-Valcroze et Hammill 2011).

Nos estimations pour la baie Diana de 10 individus (IC à 95 % : 0-536) en surface, ou de 36 individus (IC à 95 % : 6-223) avec une correction associée au biais de disponibilité et de perception, étaient moins précises que les estimations pour la baie d'Ungava parce qu'il n'y avait que trois transects dans cette strate. La baie Diana Bay est située à l'extérieur de la baie d'Ungava, à l'ouest de Quaqtq. Il n'est pas possible de déterminer si les individus observés dans cette région sont des individus de la population estivant dans la baie d'Ungava ou des migrants d'autres populations. Les observateurs ayant participé au présent relevé étaient convaincus que les deux bélugas observés dans la baie Diana étaient différents de ceux observés cinq à sept jours plus tôt dans la baie d'Ungava, puisque tous les bélugas observés dans la baie d'Ungava étaient des adultes, tandis que les bélugas observés dans la baie Diana étaient une mère avec son veau. Nos estimations de l'abondance confirment que le nombre de bélugas estivant dans la baie d'Ungava est très faible. Cette étude ne visait pas à déterminer l'identité du stock de ces animaux. À ce jour, très peu d'échantillons de peau (moins de 10) provenant du béluga du sud de la baie d'Ungava ont été prélevés, ce qui empêche l'évaluation de la structure génétique des animaux estivant dans la région. Toutefois, la persistance du béluga dans le sud de la baie d'Ungava n'est pas surprenante, étant donné sa forte philopatrie estivale et l'organisation spatiale de ses populations (Bonnell *et al.* 2022) qui le rend plus vulnérable à l'extinction locale et peut réduire sa capacité à s'adapter aux changements locaux et à coloniser de nouvelles régions (Wade *et al.* 2012; O'Corry-Crowe *et al.* 2018, 2020).

La stratification de ce relevé visait à assurer un effort accru dans les zones où les observations de bélugas sont les plus fréquentes en été, et était basée sur les relevés précédents, avec une couverture plus élevée au sud de 59° 30' de latitude nord et une couverture plus faible au nord de cette latitude. La limite nord de la strate à couverture élevée dans le sud de la baie d'Ungava était fondée sur des observations faites lors de relevés aériens antérieurs (Finley *et al.* 1982; Smith et Hammill 1986; Kingsley 2000) et sur le savoir inuit (Durkalec *et al.* 2020). Toutefois, ces sources d'information reposent en grande partie sur des observations côtières ou près des terres. Deux bélugas ont été détectés sur des lignes de la partie sud de la strate nord (deux observations d'un seul individu chacune) et de la strate sud (une paire d'individus) de la baie d'Ungava, ce qui a donné des densités estimées égales (0,0003 béluga par km²; figure 2). En général, la stratification géographique dans les relevés faits le long de transects linéaires vise à obtenir des estimations pour des zones d'intérêt délimitées ou à réduire la variance entre les transects en assurant des densités relativement homogènes dans les strates lorsque des gradients de densité sont attendus ou observés dans une zone d'étude (Buckland *et al.* 2001). À la lumière de nos résultats, il pourrait être raisonnable, lors des prochains relevés dans la baie d'Ungava, d'envisager de déplacer la délimitation sud/nord de la baie de 20 ou 30 minutes vers le nord afin d'inclure la zone extracôtière où les observations ont eu lieu au cours du présent relevé.

Cette étude représente est le premier relevé systématique où l'ensemble des strates extracôtières et les estuaires de la baie d'Ungava ont été survolés deux fois (Smith et Hammill 1986; Kingsley 2000; Hammill *et al.* 2004; Gosselin *et al.* 2009). Nos estimations de l'abondance confirment que le nombre de bélugas estivant dans la baie d'Ungava est très faible. Or, toutes les observations du béluga ont été faites au cours du premier passage, sans observation au cours du deuxième passage (tableau 3). La variabilité des estimations de l'abondance provenant de relevés aériens visuels répétés d'une même zone a également été rapportée pour d'autres populations de bélugas, et est considérée comme étant attribuable à la petite taille de la population étudiée, combinée à une répartition non aléatoire ou contagieuse

des individus qui passent la plupart de leur temps sous l'eau (Kingsley et Gauthier 2002; Gosselin *et al.* 2007; Gosselin et Mosnier 2014; St-Pierre *et al.* 2023b). La réalisation de relevés répétés réduit la variabilité associée à la répartition contagieuse du béluga (p. ex. Gosselin *et al.* 2007). Dans les zones à très faible densité, où les observations sont rares, des relevés répétés pourraient également réduire le risque d'avoir des dénombrements nuls comme seules données accessibles, ainsi que diminuer la variance sur les estimations. Il est donc recommandé que les prochains relevés dans la baie d'Ungava incluent plusieurs passages pour augmenter la probabilité de détection le long des transects linéaires, et possiblement générer une série chronologique d'estimations de l'abondance non-nulle pour ce petit stock estival.

REMERCIEMENTS

Nous remercions les observateurs de mammifères marins qui ont participé activement à notre atelier de formation et aux vols de relevé : Tivii Qumaaluk, Lazarusie Samsack et Craig Junior Lingard. Nous tenons à remercier Jordan Shields de l'organisation Regional Nunavimmi Umajulirijiit Katuqigatigininga (RNUK) ainsi que Mathilde Lapointe-St-Pierre et Katherine Snowball, du Centre de recherche de Makivik, pour leur intérêt et leur participation à l'atelier. Nous remercions Myriam-Esther Hadland et Kerrith McKay qui ont été observateurs pour ce relevé, et Pascale Caissy qui a participé à la logistique du relevé et à la validation des données. Yves Labbé de SASAIR et Jean Gosselin d'Air Montmagny ont apporté leur soutien au déploiement des avions. Les pilotes David Tremblay et Steeve Giguère étaient rapidement disponibles pour chaque fenêtre météorologique, et nous ont ramenés en toute sécurité. Philippe Laurent a parcouru un long chemin vers le nord pour fournir une assistance mécanique. 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

- Arnold, T. W. 2010. Uninformative Parameters and Model Selection Using Akaike's Information Criterion. *J. Wildl. Manage.* 74:1175–1178.
- Bailleul, F., Lesage, V., Power, M., Doidge, D. W., et Hammill, M. O. 2012a. Migration phenology of beluga whales in a changing Arctic. *Clim. Res.* 53:169–178.
- Bailleul, F., Lesage, V., Power, M., Doidge, D. W., et Hammill, M. O. 2012b. 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.
- Barlow, J., Swartz, S. L., Eagle, T. C., et Wade, P. R. 1995. U.S. Marine Mammal Stock Assessments: Guidelines for Preparation, Background, and a Summary of the 1995 Assessments.
- Bivand, R. S., Pebesma, E., et Gomez-Rubio, V. 2013. Applied spatial data analysis with R, Second edition. Springer, New York.
- Boulva, J. 1981. Catch statistics of beluga (*Delphinapterus leucas*) in northern Quebec: 1974 to 1976, final; 1977 to 1978, preliminary. *Rep. Int. Whal. Comm.* 31:531–538.
- Brennin, R., Murray, B. W., White, B. N., Clayton, J. W., Friesen, M. K., et Maiers, L. D. 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.

-
- Bonnell, T., Michaud, R., Dupuch, A., Lesage, V. et Chion, C. 2022. Extracting spatial networks from capture-recapture data reveals individual site fidelity patterns within a marine mammal's spatial range. *Ecol. Evol.* 2022(12):e8616.
- Brown Gladden, J. G., Ferguson, M. M., et Clayton, J. W. 1997. Matriarchal genetic population structure of North American beluga whales *Delphinapterus leucas* (Cetacea: Monodontidae). *Mol. Ecol.* 6:1033–1046.
- Brown Gladden, J. G., Ferguson, M. M., Friesen, M. K., et Clayton, J. W. 1999. Population structure of North American beluga whales (*Delphinapterus leucas*) based on nuclear DNA microsatellite variation and contrasted with the population structure revealed by mitochondrial DNA variation. *Mol. Ecol.* 8:347–363.
- Buckland, S., Anderson, D., Burnham, K., Laake, J., Borchers, D., 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.
- Carmack, E. C., Yamamoto-Kawai, M., Haine, T. W. N., Bacon, S., Bluhm, B. A., Lique, C., Melling, H., Polyakov, I. V., Straneo, F., Timmermans, M.-L., et Willilams, W. J. 2016. Freshwater and its role in the Arctic Marine System: Sources, disposition, storage, export, and physical and biogeochemical consequences in the Arctic and global oceans. *J. Geophys. Res. Biogeosci.* 121:675–717.
- Caron, L. M. J., et Smith, T. G. 1990. Philopatry and site tenacity of belugas, *Delphinapterus leucas*, hunted by the Inuit at the Nastapoka estuary, eastern Hudson Bay. *Can. Bull. Fish. Aquat. Sci.* 224:69–79.
- Colbeck, G. J., Duchesne, P., Postma, L. D., Lesage, V., Hammill, M. O., et Turgeon, J. 2013. Groups of related belugas (*Delphinapterus leucas*) travel together during their seasonal migrations in and around Hudson Bay. *Proc. R. Soc. B Biol. Sci.* 280:20122552.
- COSEWIC 2016. Designatable Units for Beluga Whales (*Delphinapterus leucas*) in Canada. Special Report, Ottawa. 73 pp.
- de March, B. G. E., et Postma, L. D. 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.
- de March, B., Maiers, L. D., et Friesen, M. K. 2002. An overview of genetic relationships of Canadian and adjacent populations of belugas (*Delphinapterus leucas*) with emphasis on Baffin Bay and Canadian eastern Arctic populations. *NAMMCO Sci. Publ.* 4:17.
- de March, B. G. E., Stern, G., et Innes, S. 2004. The combined use of organochlorine contaminant profiles and molecular genetics for stock discrimination of white whales (*Delphinapterus leucas*) hunted in three communities on Southeast Baffin Island. *J. Cetacean Res. Manage.* 6:241–250.
- Doidge, D. W., Gordon, A. H., et Mesher, C. 1994. Land-based observations of beluga in Ungava Bay, Summer 1993. Report prepared by Makivik Corp., C.P. 179, Kuujuaq, P.Q. J0M 1C0 Canada, 26 p.
- Doniol-Valcroze, T., et Hammill, M. O. 2011. [Information on abundance and harvest of Ungava Bay beluga](#). *Sci. Advis. Sec. Res. Doc.* 2011/126. iv + 12 p.
-

-
- Drinkwater, K. F. 1986. Physical Oceanography of Hudson Strait and Ungava Bay, in Canadian inland seas, Martini I. P. (Ed). Elsevier Science Publishers, Amsterdam, p. 237-264.
- Durkalec, A., Basterfield, M., Jean-Gagnon, F., Kasudluak, P., et Breton-Honeyman, K. 2020. Inuit Knowledge of Beluga of Southern Ungava Bay and the Marralik (Mucalic) and Ungunniavik (Whale) River Estuaries. NMRWB Final report, 66 p.
- Finley, K. J., Miller, G. W., Allard, M., Davis, R. A., et Evans, C. R. 1982. The belugas (*Delphinapterus leucas*) of northern Quebec: distribution, abundance, stock identity, catch history and management. Can. Tech. Rep. Fish. Aquat. Sci. 1123, 57 p.
- Fleming, P. J. S., 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.
- Forcada, J., Gazo, M., Aguilar, A., Gonzalvo, J., et Fernández-Contreras, M. 2004. Bottlenose dolphin abundance in the NW Mediterranean: addressing heterogeneity in distribution. Mar. Ecol. Prog. Ser. 275:275–287.
- Gómez de Segura, A., Crespo, E. A., Pedraza, S. N., Hammond, P. S., et Raga, J. A. 2006. Abundance of small cetaceans in waters of the central Spanish Mediterranean. Mar. Biol. 150:149–160.
- Gosselin, J.-F., et Mosnier, A. 2014. [Summer abundance indices of St. Lawrence Estuary beluga \(*Delphinapterus leucas*\) from a photographic survey in 2009 and 28 line transect surveys from 2001 to 2009](#). DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2014/021. iv + 51 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](#). Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2007/025. ii + 27 p.
- Gosselin, J.-F., Lesage, V., et Hammill, M. O. 2009. [Abundance indices of beluga in James Bay, eastern Hudson Bay and Ungava Bay in 2008](#). DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2009/006. 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.
- 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. S. 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. 98:736–747.
- Kingsley, M. C. S., et Gauthier, I. 2002. Visibility of St Lawrence belugas to aerial photography, estimated by direct observation. NAMMCO Sci. Publ. 4:259–270.
- 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. Manage. 61:63.

-
- 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., Thomas, L. (eds) *Advanced Distance Sampling*. Oxford University Press, Oxford, pp. 108–189.
- Laake, J., Borchers, D., Thomas, L., Miller, D., et Bishop, J. 2022. [mrds: Mark-Recapture Distance Sampling](#). R package version 2.2.8. (Accessed Feb. 2023).
- Lerczak, J. A., et Hobbs, R. C. 1998. Calculating sighting distances from angular readings during shipboard, aerial, and shore-based marine mammal surveys. *Mar. Mammal Sci.* 14:590–598.
- Lesage, V., Doidge, D. W., et Fibich, R. 2001. [Harvest statistics for beluga whales in Nunavik, 1974-2000](#). *Can. Sc. Advis. Sec. Res. Doc.* 2001/022. 35 p.
- Lesage, V., Wing, S., Zuur, A.F., Gosselin, J.-F., Mosnier, A., St-Pierre, A.P., Michaud, R., et Berteaux, D. 2023. Environmental factors and behaviour of St. Lawrence Estuary beluga generate heterogeneity in availability bias for photographic and visual aerial surveys. *DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc.* 2023/046. Sous presse.
- 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.
- Marsh, H., et Sinclair, D. F. 1989. Correcting for Visibility Bias in Strip Transect Aerial Surveys of Aquatic Fauna. *J. Wildl. Manage.* 53:1017-1024.
- McLaren, I. A. (1961). Methods of Determining the Numbers and Availability of Ringed Seals in the Eastern Canadian Arctic. *Arctic* 14:162-175.
- 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. S., 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.
- MPO, 2005. [Évaluation du potentiel de rétablissement des populations de bélugas de la baie Cumberland, de la baie d'Ungava, de l'est de la baie d'Hudson et du Saint-Laurent \(*Delphinapterus leucas*\)](#). *Secr. can. de consult. sci. du MPO, Avis sci.* 2005/036.
- National Marine Mammals Service. 2016. [Guidelines for Assessing Marine Mammal Stocks](#).
- NOAA National Centers for Environmental Information. 2022. [ETOPO 2022 15 Arc-Second Global Relief Model](#). NOAA National Centers for Environmental Information. Doi: 10.25921/fd45-gt74 . Accessed 01 May 2023.
- NMRWB et EMRWB. 2020. [Reasons for Final Decisions in relation to the Resolutions for the establishment of a Total Allowable Take for Beluga in the Eastern Hudson Bay Arc Region and Associated Non-Quota Limitations for Beluga in the Nunavik Marine Region \(2020-2026\)](#). (Accessed February 2023).
- O'Corry-Crowe, G. M., Suydam, R. S., Quakenbush, L. T., Potgieter, B., Harwood, L. A., Litovka, D., Ferrer, T., Citta, J., Burkanov, V., Forst, K., et Mahoney, B. 2018. Migratory culture, population structure and stock identity in North Pacific beluga whales (*Delphinapterus leucas*). *PLoS One.* 13:1-32.

-
- O’Corry-Crowe, G., Suydam, R. S., Quakenbush, L. T., Smith, T. G., Lydersen, C., Kovacs, K. M., Orr, J., Harwood, L., Litovka, D., et Ferrer, T. 2020. Group structure and kinship in beluga whale societies. *Sci. Rep.* 10:11462.
- O’Reilly, C. T., Solvason, R., et Solomon, C. 2005. Where are the world’s largest tides?, in *BIO Annual Report - 2004 in Review*, J. Ryan (ed). Biotechnol. Ind. Org, Washington, D. C., p.44–46.
- 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
- 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. iii + 23 p.
- R Core Team. 2021. [R: A language and environment for statistical computing](#). R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria. (Accessed Feb. 2023).
- Reeves, R. R., et Mitchell, E. D. 1987a. History of White Whale *Delphinapterus leucas*): Exploitation in Eastern Hudson Bay and James Bay. *Can. Spec. Publ. Fish. Aquat. Sci.* 95. vi + 45 p.
- Reeves, R. R., et Mitchell, E. D. 1987b. Catch history, former abundance and distribution of white whales in Hudson Strait and Ungava Bay. *Nat. Can.* 114:1-65.
- Reeves, R. R., et Mitchell, E. D. 1989. Status of white whales, *Delphinapterus leucas*, in Ungava Bay and eastern Hudson Bay. *Can. Field-Nat.* 1032:220-239.
- Richard, P.R. 2010. [Stock definition of belugas and narwhals in Nunavut](#). DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2010/022. iv + 14 p.
- Richard, P., Weaver, P., Dueck, L. et Barber, D. 1994. Distribution and numbers of Canadian High Arctic narwhals (*Monodon monoceros*) in August 1984. *Meddelelser om Grønland, Bioscience* 39: 41-50.
- Rioux, È., Lesage, V., Postma, L. D., Pelletier, É., Turgeon, J., Stewart, R. E. A., Stern, G., et Hammill, M. O. 2012. Use of stable isotopes and trace elements to determine harvest composition and wintering assemblages of belugas at a contemporary ecological scale. *Endanger. Species Res.* 18:179–191.
- Sergeant, D. E. 1973. Biology of White Whales (*Delphinapterus leucas*) in Western Hudson Bay. *J. Fish. Res. Board Can.* 30:1065-1090.
- Smith, T. G., et Hammill, M. O. 1986. Population estimates of white whales in James Bay, eastern Hudson Bay and Ungava Bay. *Can. J. Fish. Aquat. Sci.* 43:1982-1987.
- St-Pierre, A. P., Gosselin, J.-F., Mosnier, A., et Hammill, M. O. 2023a. Abundance estimates for beluga (*Delphinapterus leucas*) in James Bay and the Belcher Islands-eastern Hudson Bay area in summer 2021. *Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc.* 2023/040. Sous presse.
- St-Pierre, A. P., Lesage, V., Mosnier, A., Tinker, M. T., et Gosselin, J.-F. 2023b. Summer abundance estimates for St. Lawrence Estuary beluga (*Delphinapterus leucas*) from 51 visual line transect surveys and 11 photographic surveys conducted from 1990 to 2022. *DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc.* 2023/048. Sous press.

-
- 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. Genet.* 13:419-433.
- Wade, P. R. 1998. Calculating limits to the allowable human-caused mortality of cetaceans and pinnipeds. *Mar. Mamm. Sci.* 14, 1–37. doi: 10.1111/j.1748-7692.1998.tb00688.x.
- Wade, P. R., Reeves, R. R., et Mesnick, S. L. 2012. Social and behavioural factors in cetacean responses to overexploitation: are odontocetes less “resilient” than mysticetes? *J. Mar. Biol.* 2012:567276.
- 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. Calendrier et effort du relevé, demi-largeur effective de la bande (ESHW) et nombre de groupes de bélugas et d'individus détectés dans les différentes strates et lors des passages au cours du relevé visuel par transects linéaires dans la baie d'Ungava et la baie Diana à l'été 2022. La strate nord de la baie d'Ungava a été survolée avec une faible couverture (espacement de 10 NM ou 18,5 km entre les transects), tandis que les autres strates ont été survolées avec une couverture élevée (espacement de 5 NM ou 9,3 km).

Région et strate	Dates de réalisation (mois/jour)	Superficie de la strate (km ²)	Nbre de lignes	Longueur totale de l'effort (km)	Nbre de groupes	Nbre d'individus	Groupes (individus) utilisés pour l'ESHW
Baie d'Ungava							
Strate sud, 1 ^{er} passage	08/01-08/02	18 762	14	1 918	1	2	1 (2)
Strate sud, 2 ^e passage	08/09-08/14	18 762	14	1 962	0	0	0
Strate nord, 1 ^{er} passage	08/03-08/13	46 664	10	2 469	2	2	2 (2)
Strate nord, 2 ^e passage	08/14-08/16	46 664	10	2 330	0	0	0
Baie Tasiujaq, 1 ^{er} passage	08/02	625	5	76	0	0	0
Baie Tasiujaq, 2 ^e passage	08/15	625	5	72	0	0	0
Baie Diana	08/08	582	3	63	1	2	1 (2)

Tableau 2. Sélection de la fonction de détection pour estimer la demi-largeur effective de la bande (ESHW) en mètres à l'aide d'une fonction de détection gamma avec des covariables potentielles ajustées à 345 observations de bélugas enregistrées au cours des relevés par de transects linéaires effectués en 2021 et en 2022 au Nunavik. Les distances perpendiculaires ont été tronquées à droite à 1 938 m.

Covariable	AIC	Δ AIC	Nbre de paramètres	Demi-largeur effective de la bande (CV)
Beaufort	4 938	0	5	739 (4,3 %)
Couverture nuageuse	4 942	4	3	749 (4,0 %)
(Aucune)	4 957	19	2	773 (3,9 %)
Taille du groupe	4 957	19	3	770 (4,2 %)
Type de plateforme	4 959	20	3	772 (3,4 %)
Intensité du reflet	4 960	22	5	768 (4,1 %)
Visibilité	4 960	22	4	771 (3,9 %)
Observateur		<i>Pas de convergence</i>		

Tableau 3. Indices de densité et d'abondance en surface pour la baie d'Ungava et la baie Diana à l'été 2022. Ces estimations tiennent compte du nombre de groupes à l'intérieur de la distance tronquée à droite de 1 938 m. Les nombres entre parenthèses représentent les coefficients de variation et l'IC à 95 %. La densité et l'abondance dans les strates couvertes deux fois (toutes les strates sauf celle de la baie Diana) ont été estimées comme des moyennes pondérées par l'effort des estimations propres à chacune des strates. L'indice d'abondance corrigé représente l'indice d'abondance en surface corrigé pour les biais de disponibilité (facteur de correction 0,574; CV = 8 %) et de perception (facteur de correction 0,497; CV = 18 %).

Région et strate	Nbre de groupes	Taille de groupe moyenne	Taux de rencontre (groupes/km)	Densité en surface (individus/km ²)	Indice d'abondance en surface	Abondance corrigée
Baie d'Ungava	-	-	-	-	19 (7-56)	68 (23-202)
Strate sud (combinée)	-	-	-	0,0003 (100,7 %)	5 (1-29)	19 (4-99)
<i>Strate sud 1</i>	1	2	0,0005 (100,6 %)	0,0006 (100,7 %)	11 (2-66)	38 (6-263)
<i>Strate sud 2</i>	0	-	-	0	0	0
Strate nord (combinée)	-	-	-	0,0003 (68,8 %)	14 (4-48)	49 (14-172)
<i>Strate nord 1</i>	2	1	0,0008 (68,8 %)	0,0006 (69,1 %)	27 (7-111)	95 (18-513)
<i>Strate nord 2</i>	0	-	-	0	0	0
Baie Tasiujaq (combinée)	-	-	-	0	0	0
<i>Baie Tasiujaq 1</i>	0	-	-	0	0	0
<i>Baie Tasiujaq 2</i>	0	-	-	0	0	0
Baie Diana	1	2	0,0158 (116,2 %)	0,0175 (116,3 %)	10 (0-536)	36 (6-223)

FIGURES

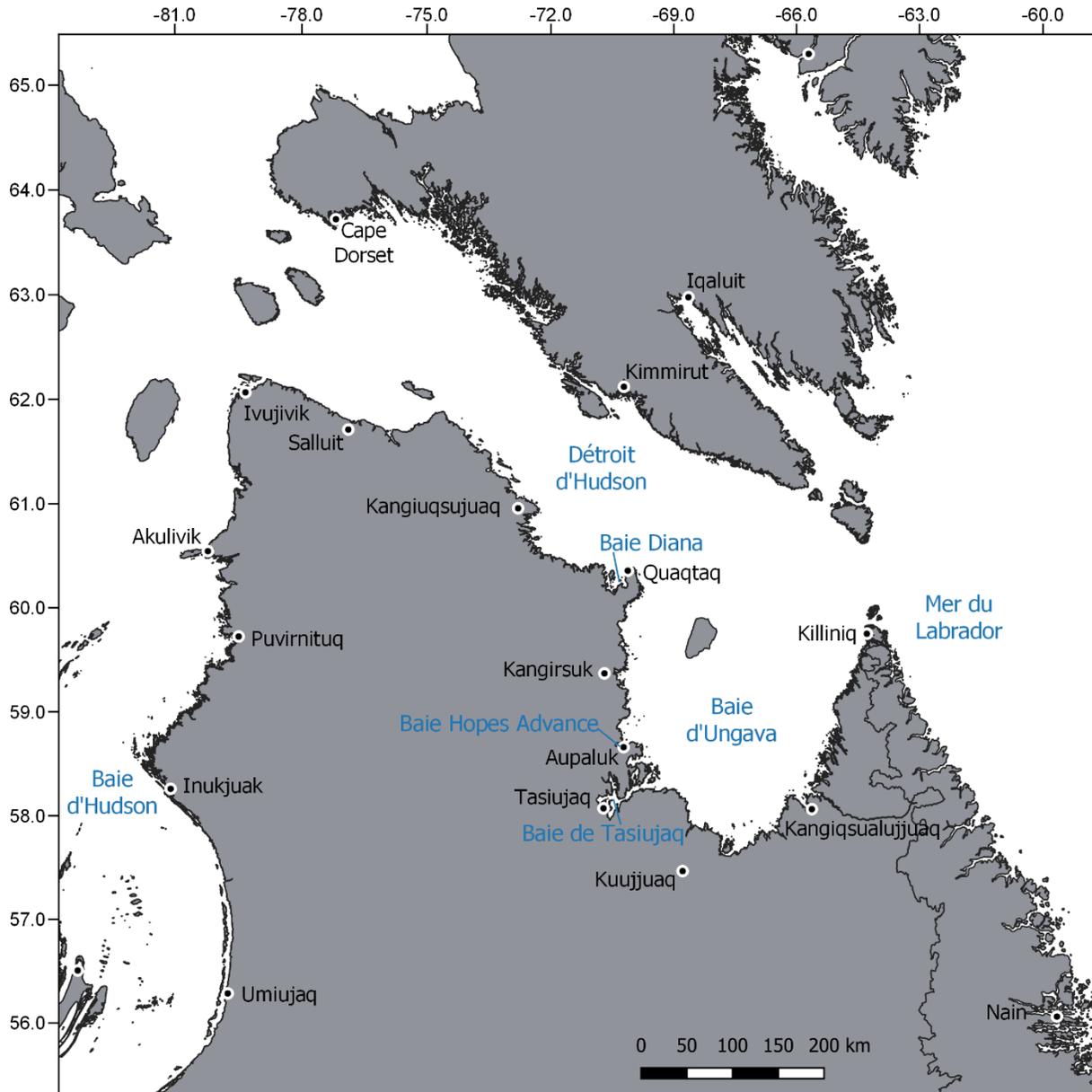


Figure 1. La baie d'Ungava, dans le nord-est du Canada, s'ouvre au nord dans le déroit d'Hudson et au nord-est dans la mer du Labrador.

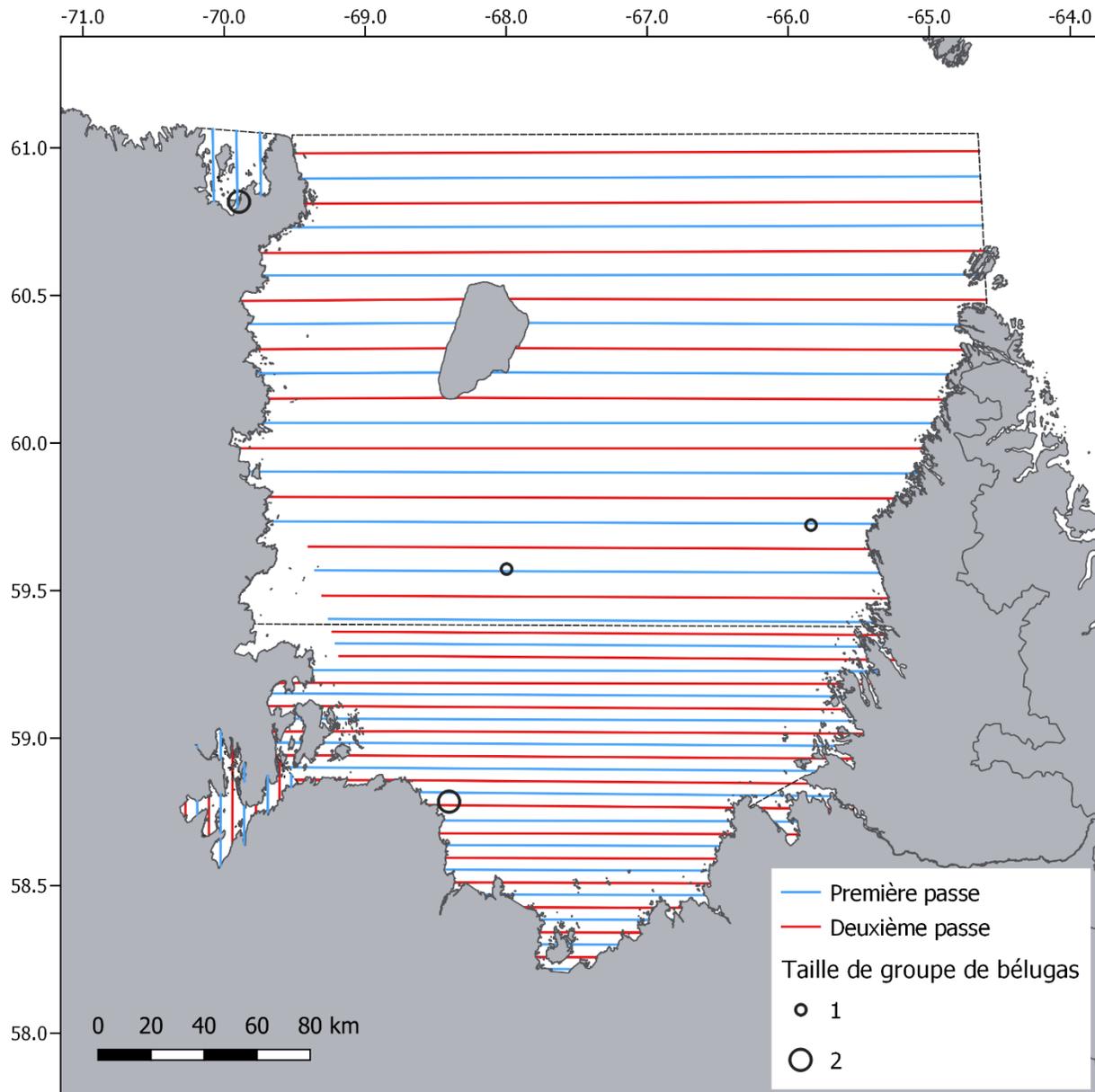


Figure 2. Plan des transects linéaires (lignes bleues et rouges) et répartition géographique des groupes de bélugas détectés (cercles ouverts noirs) dans la baie d'Ungava et la baie Diana lors du relevé aérien systématique du béluga le long des transects linéaires à l'été 2022. Les lignes pointillées délimitent les strates sud et nord de la baie d'Ungava ainsi que celles des baies Tasiujaq et Diana. Toutes les strates, à l'exception de la baie Diana, ont été couvertes deux fois, avec des séries de lignes différentes correspondant au premier et au deuxième passages, en bleu et en rouge, respectivement.

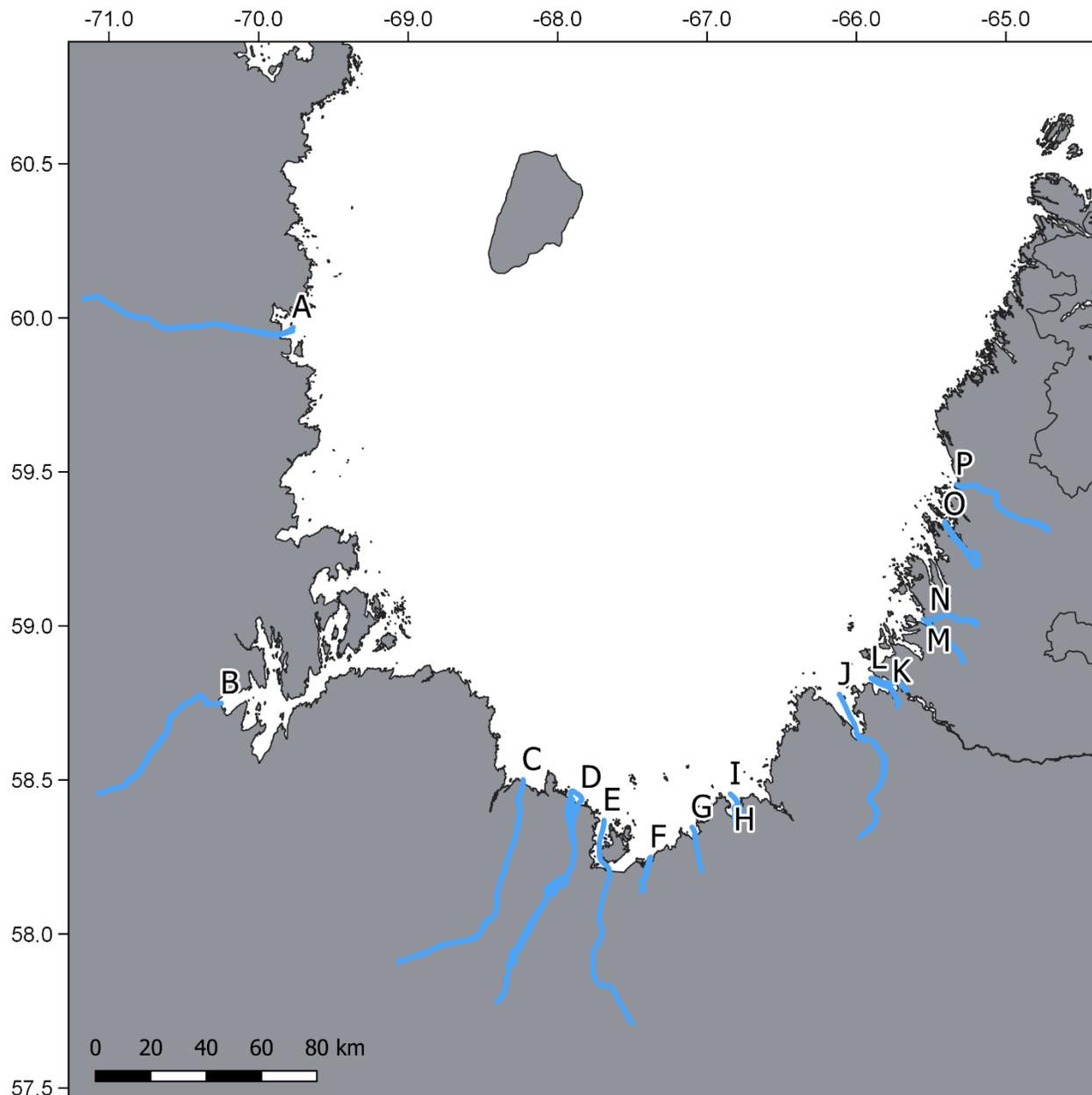


Figure 3. Relevés côtiers (lignes bleues) effectués en août 2022 dans les principaux cours d'eau et estuaires de la baie d'Ungava A) Payne, B) rivière aux Feuilles, C) Koksoak, D) False, E) rivière à la Baleine, F) Marralik, G) Tututtuq, H) Gesgier, I) Qurlutuq, J) George, K) Barnoin, L) Koroc, M) Baudan, N) Baudoncourt, O) Abrat et P) Alluviaq. Un premier passage a été effectué entre le 1^{er} et le 9 août, avec une interruption de quatre jours en raison des conditions météorologiques du 4 au 7 août, puis un deuxième passage les 9, 14 et 15 août. Tous les cours d'eau ont été survolés deux fois dans les deux heures de marée haute, à l'exception de la rivière Gesgier qui n'a été survolée qu'au cours du premier passage.

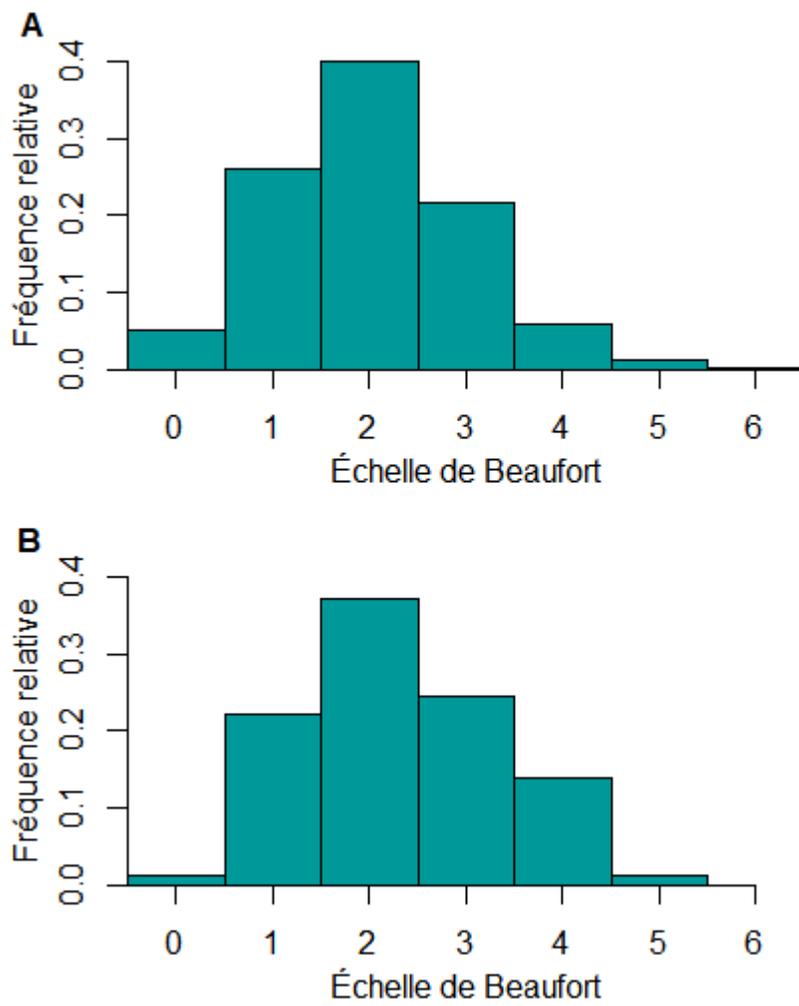


Figure 4. Distribution des états de la mer selon l'échelle de Beaufort associés aux observations de mammifères marins signalées au cours A) des relevés aériens dans la baie d'Ungava en 2022 ($n = 3\,303$) et B) de la baie James et de l'est de la baie d'Hudson en 2021 ($n = 8\,246$).

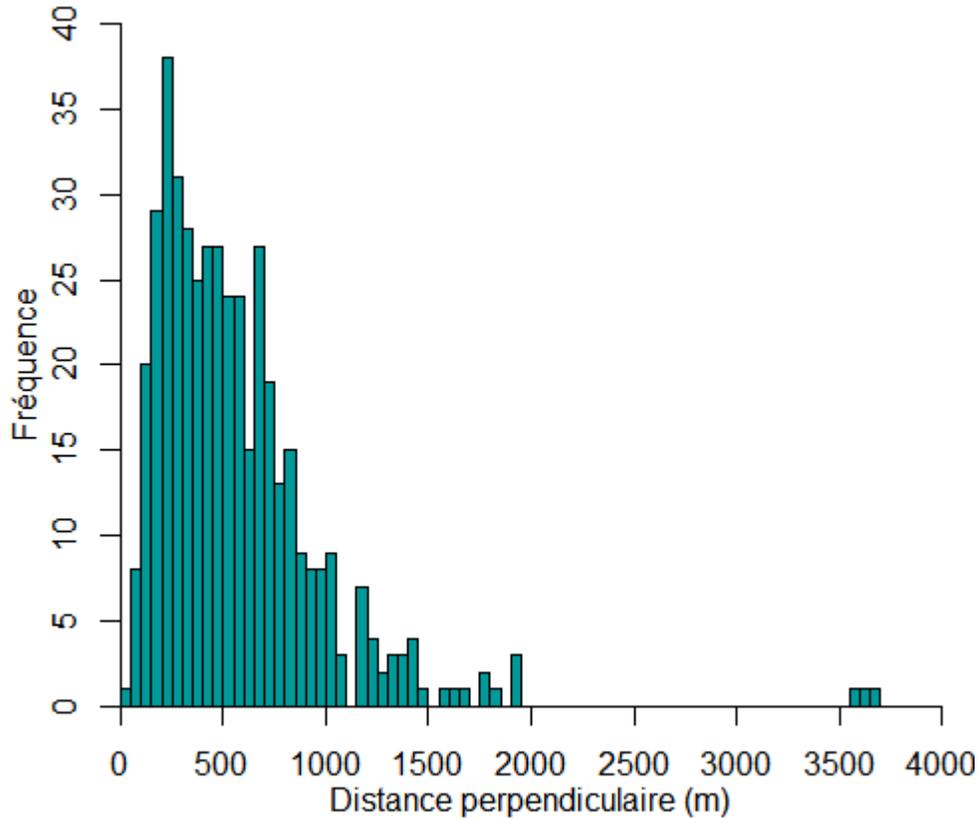


Figure 5. Distribution des distances perpendiculaires depuis les transects linéaires pour les 348 groupes de bélugas détectés au cours des relevés aériens visuels le long des transects linéaires effectués dans la baie James et le secteur îles Belcher-est de la baie d’Hudson à l’été 2021, et dans la baie d’Ungava et la baie Diana à l’été 2022. Les trois observations considérées comme des valeurs aberrantes avaient des distances perpendiculaires comprises entre 3 561 et 3 654 m; leur retrait a entraîné une distance perpendiculaire maximale de 1 937 m.

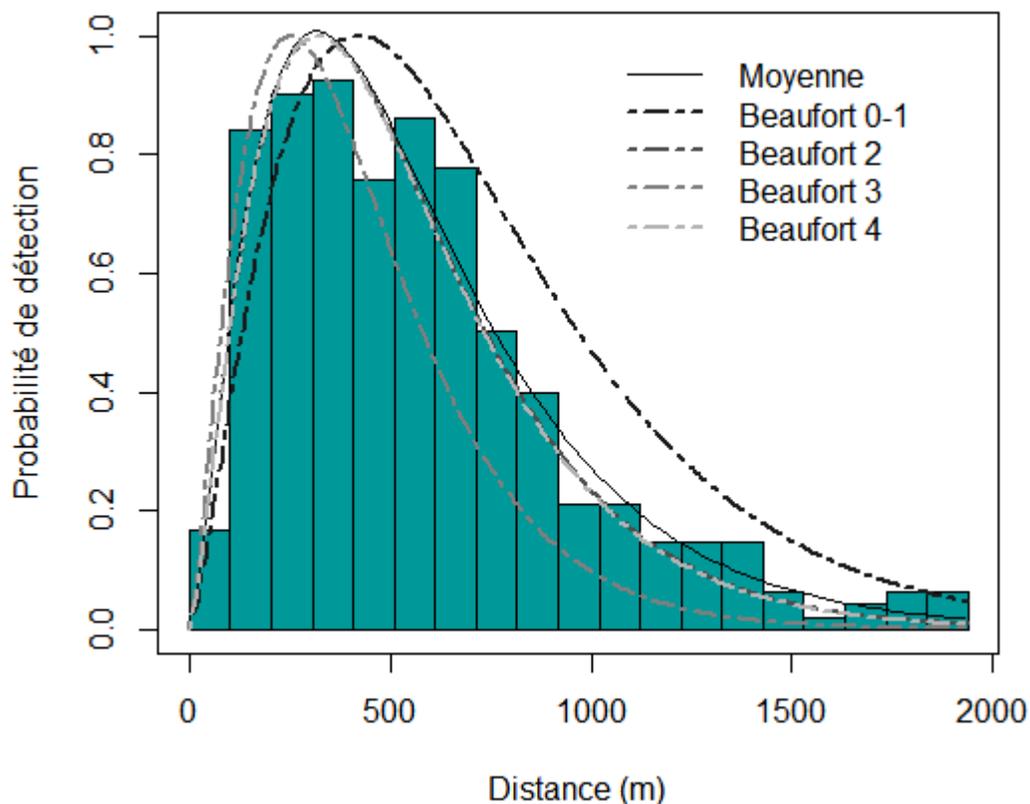


Figure 6. Distribution des distances perpendiculaires depuis les transects linéaires pour les 345 groupes de bélugas détectés au cours des relevés aériens visuels le long des transects linéaires effectués dans la baie James et l'est de la baie d'Hudson à l'été 2021, et dans la baie d'Ungava et la baie Diana à l'été 2022. Une courbe de détection gamma a été ajustée à des distances non groupées; les états de la mer selon l'échelle de Beaufort étant la seule covariable. La distance perpendiculaire maximale incluse dans les données était de 1 937 m. La ligne noire représente la courbe de détection pour le niveau de référence de la covariable (Beaufort 0-1), tandis que les cercles noirs illustrent les probabilités de détection attendues pour les niveaux 2, 3 et 4 de l'échelle de Beaufort.