



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 2025/053

Région du Québec

Estimations de l'abondance du béluga (*Delphinapterus leucas*) dans la baie James et la région des îles Belcher et de l'est de la baie d'Hudson à l'été 2024

Caroline Sauvé, Arnaud Mosnier, 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/>
DFO.CSAS-SCAS.MPO@dfo-mpo.gc.ca



© Sa Majesté le Roi du chef du Canada, représenté par le ministre du ministère des Pêches et des Océans, 2025

Ce rapport est publié sous la [Licence du gouvernement ouvert – Canada](#)

ISSN 2292-4272
ISBN 978-0-660-78390-1 N° cat. Fs70-5/2025-053F-PDF

La présente publication doit être citée comme suit :

Sauvé, C., Mosnier, A. et Gosselin, J.-F. 2025. Estimations de l'abondance du béluga (*Delphinapterus leucas*) dans la baie James et la région des îles Belcher et de l'est de la baie d'Hudson à l'été 2024. Secr. can. des avis sci. du MPO. Doc. de rech. 2025/053. v + 70 p.

Also available in English :

Sauvé, C., Mosnier, A. and Gosselin, J.-F. 2025. *Abundance Estimates for Beluga (Delphinapterus leucas) in James Bay and the Belcher Islands-Eastern Hudson Bay Area in Summer 2024. DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2025/053. v + 67 p.*

TABLE DES MATIÈRES

RÉSUMÉ.....	v
INTRODUCTION	1
MÉTHODES.....	2
ZONE D'ÉTUDE ET CONCEPTION	2
COLLECTE DE DONNÉES.....	3
INDICE D'ABONDANCE À LA SURFACE	4
Ajustement de la série chronologique 1985-2021.....	6
CORRECTIONS DES BIAIS DE DISPONIBILITÉ ET DE PERCEPTION	7
Correction du biais de disponibilité	7
Correction du biais de perception	8
Ajustement de la série chronologique 1985-2021 et du relevé BEL-EBH en 2024.....	9
DÉNOMBREMENTS DANS LES ESTUAIRIES.....	10
RÉSULTATS.....	10
RÉALISATION DU RELEVÉ	10
OBSERVATIONS DE BÉLUGAS.....	11
COURBE DE DÉTECTION	11
TAILLE DES GROUPES.....	12
TAUX D'OBSERVATION	12
ESTIMATIONS DE LA DENSITÉ ET DE L'ABONDANCE.....	12
FACTEURS DE CORRECTION DU BIAIS DE DISPONIBILITÉ.....	12
FACTEURS DE CORRECTION DU BIAIS DE PERCEPTION	13
AJUSTEMENT DES ESTIMATIONS HISTORIQUES DE L'ABONDANCE	13
DISCUSSION.....	14
ESTIMATIONS DE L'ABONDANCE DU RELEVÉ DE 2024	17
Stock de la baie James	17
Stock des îles Belcher et de l'est de la baie d'Hudson	17
REMERCIEMENTS	20
RÉFÉRENCES CITÉES	21
TABLEAUX	26
FIGURES	32
ANNEXE 1. RÉPARTITION DES ANGLES RELATIFS ENREGISTRÉS AU COURS DES RELEVÉS AÉRIENS SYSTÉMATIQUES	44
ANNEXE 2. AJUSTEMENT DES ESTIMATIONS D'ABONDANCE POUR LE RELEVÉ DE 1993	45
ANNEXE 3. AJUSTEMENT DES ESTIMATIONS D'ABONDANCE POUR LE RELEVÉ DE 2001	48
ANNEXE 4. AJUSTEMENT DES ESTIMATIONS D'ABONDANCE POUR LE RELEVÉ DE 2004	51

ANNEXE 5. AJUSTEMENT DES ESTIMATIONS D'ABONDANCE POUR LE RELEVÉ DE 2008	54
ANNEXE 6. AJUSTEMENT DES ESTIMATIONS D'ABONDANCE POUR LE RELEVÉ DE 2011	57
ANNEXE 7. AJUSTEMENT DES ESTIMATIONS D'ABONDANCE POUR LE RELEVÉ DE 2015	60
ANNEXE 8. AJUSTEMENT DES ESTIMATIONS D'ABONDANCE POUR LE RELEVÉ DE 2021	65
ANNEXE 9. CALENDRIER DE RÉALISATION DES RELEVÉS DES ÎLES BELCHER ET DE L'EST DE LA BAIE D'HUDSON, DE 1985 À 2021	70

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 18 juillet au 23 septembre 2024. Au total, 620 groupes de bélugas (1 154 individus) ont été détectés par les observateurs principaux; pour 547 observations, les distances perpendiculaires ont été mesurées. Une seule fonction de détection gamma 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 servi à estimer une demi-largeur de bande effective moyenne de 756 m (coefficient de variation [CV] = 8,7 %). Au total, 481 groupes d'une taille moyenne de 1,91 (CV = 6 %) individu ont été détectés dans la baie James sur 4 033 km de lignes de relevé, ce qui a donné lieu à un indice d'abondance à la surface de 4 349 bélugas (intervalle de confiance [IC] à 95 % : 2 761 à 6 851). La région des îles Belcher et de l'est de la baie d'Hudson a été divisée en une strate à couverture élevée et deux strates à faible couverture situées au nord et dans le lac Tasiujaq (anciennement le golfe de Richmond). Le plan consistait à effectuer deux relevés dans la strate à couverture élevée afin d'obtenir une estimation plus précise de l'abondance, mais des circonstances imprévues ont empêché la réalisation du premier relevé dans cette strate. Dans le deuxième relevé complet de la zone à couverture élevée, 105 groupes de bélugas d'une taille moyenne de 1,62 (CV = 10 %) ont été détectés sur 8 327 km de transects. L'indice d'abondance à la surface calculé était de 479 bélugas (IC à 95 % : 300 à 767). Aucun béluga n'a été observé dans les strates de faible couverture au nord et dans le lac Tasiujaq. Pour assurer l'uniformité de la méthodologie avec le relevé de 2024, les données des huit relevés effectués dans la baie James et la région des îles Belcher et l'est de la baie d'Hudson entre 1985 et 2021 ont été réanalysées de façon à ajuster les fonctions de détection gamma aux distributions perpendiculaires des distances. Tous les indices d'abondance à la surface ont été corrigés pour tenir compte des biais de disponibilité et de perception. Pour le relevé de 2024, le biais de disponibilité a été estimé à 0,514 (CV = 3,6 %). L'application d'un facteur de correction du biais de perception de 1,355 (CV = 7,9 %) à l'indice d'abondance à la surface de la baie James a donné une estimation entièrement corrigée de l'abondance de 11 455 (IC à 95 % : de 7 322 à 17 921). Pour les îles Belcher et l'est de la baie d'Hudson, l'application d'un facteur de correction du biais de perception de 1,600 (CV = 6,9 %) à l'indice d'abondance à la surface a donné une abondance corrigée de 1 491 (IC à 95 % : de 928 à 2 396) bélugas en 2024. Cette estimation de l'abondance du béluga dans les îles Belcher et l'est de la baie d'Hudson est la plus faible de la série chronologique des neuf relevés effectués depuis 1985.

INTRODUCTION

Le béluga (*Delphinapterus leucas*) a une aire de répartition presque circumpolaire dans l'Arctique et dans la région subarctique (Reeves et Mitchell 1989). Au Canada, les stocks de bélugas ont été définis principalement en fonction de la répartition fragmentée des regroupements estivaux (Sergeant 1973; Finley *et al.* 1982; Reeves et Mitchell 1987; Richard 2010). La plupart du temps, la division des stocks a été appuyée par des données probantes démontrant une forte fidélité intra-annuelle et interannuelle au site, selon les observations comportementales (Caron et Smith 1990), la télémétrie (Bailleul *et al.* 2012), la génétique (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; Montana *et al.* 2024), les isotopes stables et les charges de contaminants (Roux *et al.* 2012). Le béluga démontre une forte philopatrie envers certaines régions, et on pense que les voies de migration découlent d'un comportement culturel transmis des femelles aux petits (Colbeck *et al.* 2013; O'Corry-Crowe *et al.* 2020; Bonnell *et al.* 2022). Ces caractéristiques rendent le béluga vulnérable à l'extinction locale, et pourraient réduire sa capacité d'adaptation aux changements locaux ou l'empêcher de recoloniser des régions d'où il est disparu (Wade *et al.* 2012, O'Corry-Crowe *et al.* 2018, 2020).

Nous savons que quatre stocks de bélugas habitent ou migrent le long des côtes du Nunavik, à savoir : les stocks de la baie d'Ungava (UNG), de la baie James (JAM), de l'ouest de la baie d'Hudson (OBH), et des îles Belcher et de l'est de la baie d'Hudson (BEL-EBH). Le stock BEL-EBH est mixte et composé de deux populations génétiquement distinctes (c.-à-d. des îles Belcher [BEL] et de l'est de la baie d'Hudson [EBH]) dont les aires de répartition estivales se chevauchent (Figure 1; Parent *et al.* 2023). Des études génétiques (Turgeon *et al.* 2012; Parent *et al.* 2023) et la télémétrie par satellite (Lewis *et al.* 2009; Bailleul *et al.* 2012; MPO 2024) ont démontré que les individus des stocks BEL-EBH et OBH hivernent ensemble dans le détroit d'Hudson et le long de la côte du Labrador, se déplaçant parfois jusque dans la baie d'Ungava. Pourtant, le croisement semble limité entre les populations génétiques (Montana *et al.* 2024). Une proportion de bélugas du stock BEL-EBH demeure également dans la région des îles Belcher tout au long de l'année (Parent *et al.* 2023). Les bélugas de la baie James constituent une population reproductrice distincte et semblent effectuer des déplacements saisonniers limités, demeurant principalement dans les régions de la baie James et du sud de la baie d'Hudson (Bailleul *et al.* 2012; Parent *et al.* 2023).

Dans les années 1800, on pensait qu'environ 12 500 bélugas faisaient partie du stock BEL-EBH. La chasse commerciale à la baleine aux 18^e et 19^e siècles, ainsi qu'au début du 20^e siècle, a entraîné un déclin marqué de l'abondance (Lawson *et al.* 2006; Hammill *et al.* 2017). Les récoltes de subsistance élevées et continues ont limité le rétablissement; les changements climatiques et la modification de l'habitat sont de possibles facteurs sous-jacents supplémentaires (Sauvé *et al.* 2024). En 2001, une évaluation des stocks a estimé que si les récoltes n'étaient pas réduites, le stock BEL-EBH disparaîtrait d'ici deux à trois décennies (Bourdages *et al.* 2002). Une série de mesures de gestion strictes, qui ont été relativement bien respectées (Lesage *et al.* 2001), ont ralenti le déclin de la population dans les années suivantes (p. ex. MPO 2018). Ces dernières années, la récolte de bélugas par les Inuit du Nunavik a été gérée sous la compétence de Pêches et Océans Canada (MPO), généralement dans le cadre de plans de gestion quinquennaux. Avec la signature de l'Accord sur les revendications territoriales des Inuit du Nunavik, la responsabilité de la cogestion a été transférée au Conseil de gestion des ressources fauniques de la région marine du Nunavik, au Conseil de gestion des ressources fauniques de la région marine d'Eeyou et au MPO en 2007. Le plan de gestion

actuel arrive à échéance le 31 janvier 2026, et une mise à jour sur l'état, l'abondance et la tendance du stock BEL-EBH est requise.

Depuis 1985, l'estimation de l'abondance du stock de bélugas dans les régions des îles Belcher, de l'est de la baie d'Hudson et de la baie James repose sur des relevés aériens visuels systématiques qui couvrent toute l'étendue de l'aire de répartition estivale du stock visé. Ces relevés sont effectués environ tous les cinq ans (Smith et Hammill 1986; Kingsley 2000; Gosselin *et al.* 2002, 2009, 2013, 2017; Gosselin 2005; St-Pierre *et al.* 2024). Le dernier relevé du stock BEL-EBH a été effectué en 2021 et a donné une estimation de l'abondance (arrondie à la centaine près) de 2 500 bélugas (IC à 95 % : de 1 400 à 4 300; St-Pierre *et al.* 2024). Avant ce relevé, le stock BEL-EBH était considéré comme stable depuis au moins une décennie (Hammill *et al.* 2017). Pourtant, l'ajout de l'estimation de 2021 au modèle de dynamique des populations a permis d'estimer un déclin du stock de 3 % par année entre 2015 et 2021 (Hammill *et al.* 2023). L'estimation de l'abondance dans le modèle du stock BEL-EBH de 2021 était la plus précise, la plus faible et la plus récente de la série chronologique, ce qui a eu une influence majeure sur les résultats du modèle de dynamique des populations. Compte tenu du renouvellement du plan de gestion du béluga du Nunavik en 2026, un nouveau relevé a été effectué à l'été 2024 pour mettre à jour les états et les tendances des stocks BEL-EBH et JAM.

En plus de présenter les résultats du relevé de 2024, cette étude fournit une nouvelle analyse des huit relevés précédents pour tenir compte de l'apparition récente d'outils analytiques améliorés. Plus précisément, l'analyse par échantillonnage à distance effectuée pour estimer les indices d'abondance à la surface utilise la fonction gamma nouvellement disponible dans le progiciel mrds de R (Laake *et al.* 2022). Celle-ci optimise l'utilisation de données empiriques lorsque la probabilité maximale de détection est éloignée du tracé, ce qui est souvent le cas pour les relevés aériens sur les bélugas.

MÉTHODES

ZONE D'ÉTUDE ET CONCEPTION

Les relevés visuels aériens par transects effectués au cours de l'été de 2024 ont couvert l'ensemble de 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 2). La stratification utilisée dans la baie James et la région de l'île Belcher et de l'est de la baie d'Hudson était la même que celle du relevé effectué en 2021 (St-Pierre *et al.* 2024) et très semblable à celle des autres relevés effectués dans la région entre 2004 et 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.* 2012) et des connaissances écologiques traditionnelles (Lewis *et al.* 2009). Les transects linéaires étaient orientés en direction est-ouest. Il y avait 24 lignes dans la baie James (JB), 6 lignes dans la strate à faible couverture de l'est de la baie d'Hudson (HN) et 5 lignes dans le lac Tasiujaq (RG; Tableau 1, Figure 2). Nous avions prévu d'effectuer deux fois des relevés dans les strates à couverture élevée de la région de l'île Belcher et de l'est de la baie d'Hudson, en utilisant deux ensembles indépendants de 35 et 36 lignes appelées HC1 et HC2, respectivement. La région des îles Belcher et de l'est de la baie d'Hudson correspond à la combinaison des strates HN, HC et RG. 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 transects linéaires et la superficie de chaque strate ont été estimées à l'aide de la projection

azimutale équivalente du pôle Nord de Lambert, avec 76.8° O comme méridien central et 56.1° N comme latitude de référence.

Des relevés côtiers ont été effectués pour détecter les groupes de bélugas le long du littoral et des principaux estuaires de l'est de la baie d'Hudson. De plus, des vols ont été effectués au-dessus des estuaires des rivières Little Whale et Nastapoka chaque fois qu'un avion était en transit, si le temps le permettait. Au cours des relevés côtiers, les avions ont volé au large; les observateurs déterminaient alors la distance leur permettant de détecter tous les individus entre l'avion et la côte. Comme pour les relevés précédents, il était prévu de prendre des photos numériques si un grand nombre de bélugas étaient détectés.

COLLECTE DE DONNÉES

Les vols dans la strate de la baie James ont été effectués à l'aide d'un avion Partenavia P68C, tandis que les vols dans la région des îles Belcher et de l'est de la baie d'Hudson ont été effectués à l'aide d'avions Partenavia P68C et DeHavilland Twin Otter 300 volant à une altitude cible de 305 m (1 000 pieds) et à une vitesse cible de 185 km/h (100 nœuds). Les strates JB, HC1 et RG ont été exploitées avec trois observateurs dans chaque plan, tandis que deux observateurs étaient à bord de chaque plan dans les strates HC2 et HN. Dans le Partenavia, les observateurs principaux étaient assis sur les sièges arrière, tandis que l'observateur secondaire, lorsqu'il était présent, était assis sur le siège du copilote (avant droit). Dans le cas du Twin Otter, les observateurs principaux occupaient les sièges de gauche et de droite de la dernière rangée, tandis que l'observateur secondaire, lorsqu'il était présent, occupait la deuxième rangée. Toutes les stations d'observation étaient équipées d'une coupole d'observation, à l'exception de la station de copilote du Partenavia qui était plutôt équipée d'une grande fenêtre. Les observations faites par les observateurs principaux dans chaque avion ont été utilisées pour estimer la densité à la surface des bélugas, selon un effort équivalent des deux côtés de l'avion, tandis que les observations par l'observateur secondaire ont été utilisées pour calculer une estimation du biais de perception.

Les observateurs ont mesuré l'angle d'inclinaison de chaque observation à l'aide de clinomètres (Suunto) lorsque les individus 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 anglemètre. La position et l'altitude de l'avion ont été enregistrées toutes les deux secondes à l'aide d'un GPS (GPSMAP 78 s et GPSMAP 64 s de Garmin et/ou Pro+ de Bad Elf). On avait demandé aux observateurs de donner la priorité à l'estimation de la taille du groupe et au moment de l'observation, puis à l'angle d'inclinaison et à d'autres variables si le temps le permettait.

Les conditions météorologiques et d'observation ont 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 individus n'ont très probablement pas été vus dans le centre de l'angle de réflexion; 2 - modérée : lorsque des individus 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 individus dans le centre de l'angle de réflexion et 4 - nulle, lorsqu'il n'y avait aucune réflexion). L'information a été enregistrée sur des enregistreurs vocaux numériques par chaque observateur.

INDICE D'ABONDANCE À LA SURFACE

La densité et l'abondance ont été estimées à l'aide du progiciel « mrds » (Laake *et al.* 2022) dans l'environnement *R* (v. 4.3.2; R Development Core Team 2023). Les analyses ont été basées sur la distance perpendiculaire entre chaque groupe de bélugas observé; « groupe » étant défini comme un regroupement de bélugas situés à quelques longueurs de corps l'un de l'autre. On a examiné la répartition globale des distances perpendiculaires afin de déterminer si une troncature était nécessaire pour éliminer les valeurs aberrantes à de grandes distances de la ligne de tracé. Cinq lignes directrices pour déterminer les distances potentielles de troncature à droite ont été prises en compte : 1) aucune troncature; 2) retrait des observations dont la distance est supérieure à celle d'un écart évident dans les distances perpendiculaires observées; 3) de 5 % ou 4) de 10 %; 5) la détermination de la distance perpendiculaire à laquelle la fonction de détection a atteint une probabilité de détection [$g(w)$] de 0,15 (Buckland *et al.* 2001). Ces distances associées à une possible troncature à droite ont été testées pour évaluer si elles amélioraient l'ajustement de la fonction de détection près de la ligne de tracé tout en maintenant un bon ajustement global. La distance de troncature à droite la plus éloignée qui a donné un ajustement acceptable du modèle (c.-à-d. la valeur p associée à la statistique W^2 du test de Cramér-von Mises $> 0,10$) a été conservée. Une distribution gamma sans terme d'ajustement a été ajustée à la distribution des distances d'observation, car elle permettait d'éloigner la probabilité de détection maximale de la ligne de tracé sans avoir à appliquer une troncature à gauche aux observations les plus proches, pour tenir compte de la zone non visible potentielle sous l'avion (p. ex. Becker et Quang 2009). Les termes d'ajustement n'ont pas été pris en compte durant l'ajustement de la fonction gamma, afin d'éviter de surajuster les données sur la distance perpendiculaire et les écarts par rapport aux critères de forme tenu de l'utilisation de covariables (Len Thomas, comm. pers.).

Un indice binaire de la taille des groupes ($s = 1$ par rapport à $s > 1$) a été inclus comme covariable durant l'ajustement de la fonction de détection afin de tenir compte du biais positif prévu dans la détectabilité des groupes de bélugas par opposition aux individus seuls. En outre, la possibilité que le critère d'information d'Akaike (CIA) puisse être réduit par l'inclusion de covariables a été examinée au moyen d'une approche de sélection prospective par étapes. En commençant par la fonction gamma avec la taille des groupes binaires comme unique covariable, on a testé d'autres covariables individuelles et conclu qu'elles avaient considérablement amélioré le modèle si leur inclusion entraînait une diminution du CIA d'au moins deux points ($\Delta \text{CIA} > 2$; Arnold 2010). Parmi les covariables qui ont amélioré le modèle, des combinaisons de covariables non corrélées ont été testées et retenues si l'inclusion de plusieurs covariables diminuait le CIA d'au moins deux points par rapport au modèle plus simple. Les covariables envisagées comprenaient l'observateur (cinq niveaux), l'état de la mer (trois niveaux), l'intensité du reflet (trois niveaux), la couverture nuageuse (numérique), la visibilité (deux niveaux), le type d'avion (deux niveaux : Partenavia P68C et DeHavilland Twin Otter). L'état de la mer et la visibilité ont été considérés comme intrinsèquement corrélés, tout comme l'intensité du reflet, la couverture nuageuse et la visibilité. Ces combinaisons de variables n'ont donc pas été incluses simultanément dans le même modèle.

La taille estimée du groupe à la détectabilité maximale, $\hat{E}(s)$ (c.-à-d. dans les zones que l'on ne croit pas touchées par la distance et donc non biaisées) a été calculée à l'aide de la méthode de régression par biais selon la taille (\ln de la taille de groupe [s_i]) par rapport à la valeur de la fonction de détection [$g(x)$]) si la régression était significative à $\alpha = 0,15$; alors que la taille moyenne des groupes a été utilisée autrement (Buckland *et al.* 2001).

Dans les zones à forte densité, les observateurs n'avaient parfois pas suffisamment de temps pour consigner des informations détaillées sur tous les groupes de bélugas, et la taille des groupes était alors enregistrée en priorité. Par conséquent, certaines observations ne

comprenaient pas de mesure de la distance perpendiculaire. 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. 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 zone de recherche efficace ait été réduite à des densités plus élevées. On a donc supposé que ces observations sans distance perpendiculaire suivaient la même distribution que les observations avec des mesures de distance. Elles ont été incluses dans l'estimation des taux d'observation et de la taille attendue des groupes pour l'estimation de la densité et de l'abondance à la surface. À cet effet, un modèle uniforme a été ajusté à toutes les observations à l'aide du logiciel Distance (version 7.5, version 2; Thomas *et al.* 2010). L'inverse de la probabilité de détection propre à une strate a été estimé avec la fonction de détection gamma, \hat{P} (avec l'écart-type et les degrés de liberté correspondants), comme multiplicateur.

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 logiciel Distance à l'aide des équations 1 et 2 (Buckland *et al.* 2001) :

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

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

où n_i est le nombre de groupes détectés, $\hat{E}_i(s)$ est la taille attendue du groupe, L_i est la somme des longueurs de tous les transects, A_i est la zone et $ESHW_i$ est la demi-largeur effective de la bande de la strate i . $ESHW_i$ est défini comme la distance à laquelle le nombre de groupes détectés au-delà de $ESHW_i$ et non inclus dans $ESHW_i$ est égal, de sorte que :

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

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 individus à la surface au cours du relevé systématique a été estimée par :

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

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

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 propose Buckland *et al.* (2001).

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

où :

$$C = \exp \left[t_{df}(\alpha) \cdot \sqrt{\text{var}(\ln \hat{D}_i)} \right] \quad (7)$$

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

où $t_{df}(\alpha)$ est la valeur critique de la distribution t de Student à $\alpha = 0,05$. Pour tenir compte des quelques degrés de liberté d'une composante de variance, ils ont été calculés selon la méthode de Satterthwaite (1946) adaptée par Buckland et ses collaborateurs (2001) :

$$df = \frac{[\sum_q [cv_q]^2]^2}{\sum_q [cv_q]^4 / df_q} \quad (9)$$

Où le coefficient de variation et les degrés de liberté sont estimés pour chacune des composantes q de l'estimation de la densité, à savoir n , $DLBE$ et $\hat{E}(s)$.

L'abondance globale à la surface dans la région des îles Belcher et de l'est de la baie d'Hudson a été définie comme la somme des indices d'abondance pour la strate du lac Tasiujaq (RG) ainsi que le deuxième relevé de la strate à couverture élevée (HC2) et la strate à faible couverture (HN) dans la région. La densité à la surface estimée à partir du premier relevé dans la strate à couverture élevée de la région des îles Belcher et de l'est de la baie d'Hudson (HC1) n'a pas été utilisée pour calculer un indice d'abondance à la surface puisque seulement 24 % des transects prévus ont été survolés.

Ajustement de la série chronologique 1985-2021

Les estimations de l'abondance du béluga à la surface provenant des relevés antérieurs dans la région des îles Belcher et de l'est de la baie d'Hudson ont été obtenues à l'aide des fonctions de détection semi-normales ou du taux de danger (Kingsley 2000; Gosselin *et al.* 2009, 2013, 2017; Gosselin 2005; St-Pierre *et al.* 2024), qui supposent une probabilité maximale de détection sur le tracé. Pour tenir compte de la zone cachée sous l'avion, il a fallu utiliser la troncature à gauche, ce qui a donné lieu à des décisions quelque peu subjectives et à une sous-utilisation des observations dans la probabilité maximale de détection. Depuis le développement du progiciel « mrds » dans R (Laake *et al.* 2022), la fonction gamma peut être utilisée dans les analyses d'échantillonnage à distance. Cette fonction optimise l'utilisation des données existantes lorsque la probabilité maximale de détection est éloignée du tracé. Pour permettre de comparer directement l'estimation de l'abondance à la surface selon le relevé de 2024 aux relevés précédents, les fonctions de détection gamma ont également été ajustées aux observations propres au relevé, comme il est décrit ci-dessus pour les relevés par transects linéaires effectués depuis 1993.

Le relevé aérien de 1985 dans la région des îles Belcher et de l'est de la baie d'Hudson n'a pas été effectué selon un plan à transects linéaires, mais selon un plan à transects en bandes. Les observateurs ont enregistré toutes les observations de bélugas dans une bande de 1 000 m de large de chaque côté de l'avion (Smith et Hammill 1986). L'analyse des relevés de transects en bandes suppose que tous les individus dans la bande ont été détectés (Buckland *et al.* 2001); toutefois, cette hypothèse est souvent enfreinte et peut mener à des estimations de population biaisées négativement (Burnham et Anderson 1984). Comme dans l'évaluation de 2021, les relevés par transects linéaires effectués entre 1993 et 2024 ont été réanalysés sous forme de relevés par transects en bandes en supposant une largeur de bande de 1 000 m (St-Pierre *et al.* 2024). Pour chaque relevé, seuls les bélugas ont été observés à une distance minimale de 53 m de l'avion (c.-à-d. la distance perpendiculaire minimale mesurée dans les huit relevés sur la ligne de transect, à l'exception d'une valeur aberrante mesurée à 25 m qui a été considérée comme une erreur de mesure compte tenu du champ de vision des observateurs dans l'avion) et une distance maximale de 1 053 m a été utilisée dans l'analyse pour reproduire une bande de 1 000 m de largeur. Pour chacun des huit relevés, on a calculé le rapport entre l'indice total de l'abondance à la surface selon la méthode du transect en bandes et l'estimation correspondante du transect linéaire obtenue avec la fonction de détection gamma. Le rapport moyen et la variance correspondante ont été utilisés pour réajuster l'estimation du relevé par transects en bandes de 1985 afin qu'elle soit comparable aux estimations des transects linéaires.

CORRECTIONS DES BIAIS DE DISPONIBILITÉ ET DE PERCEPTION

Les estimations de l'abondance obtenues à l'aide 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 individus qui se trouvent à la surface ou près de la surface ni 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 du biais de disponibilité et de perception ont été calculées et leur réciproque a été appliquée comme multiplicateurs (avec l'erreur type correspondante) aux indices d'abondance à la surface pour générer des estimations entièrement corrigées de l'abondance. L'incertitude associée aux estimations entièrement corrigées de l'abondance (\widehat{N}_c) a été calculée en fonction des propriétés de la propagation des erreurs :

$$CV_{\widehat{N}_c} = \sqrt{CV_N^2 + CV_{\hat{a}}^2 + CV_{p(0)}^2} \quad (10)$$

où \hat{a} et $p(0)$ sont les estimations du biais de disponibilité et de perception, respectivement.

Correction du biais de disponibilité

La correction du biais de disponibilité est basée sur les données de l'intervalle à la surface du béluga provenant de projets de télémétrie par satellite indépendants et sur le temps de visualisation depuis l'avion, en fonction des caractéristiques de vol. La correction du biais de disponibilité est calculée à l'aide de modèles décrivant les intervalles à la 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 à la surface et en plongée, respectivement, pondérée par le nombre de plongées enregistrées pour chaque individu marqué. Des données sur la profondeur et la durée ont été obtenues pour neuf bélugas dotés d'enregistreurs de données transmises par satellite sur la profondeur et la température (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.* 2012 pour plus de détails sur le déploiement des enregistreurs et St-Pierre *et al.* 2024 pour le filtrage et l'analyse des données).

Une plongée a été définie comme une excursion à plus de 4 m de profondeur. On a supposé que ce seuil correspondait à la profondeur au-delà de laquelle le béluga deviendrait invisible pour les observateurs dans l'avion, et il est cohérent avec la profondeur de 5 m à laquelle les modèles représentant le béluga adulte pouvaient être détectés et différenciés des modèles de narval dans les eaux de la baie Repulse, au Nunavut (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 à la surface était le temps écoulé entre les plongées consécutives. La visibilité à une distance perpendiculaire x peut être estimée en ajoutant : 1) la probabilité qu'un animal se trouve à la surface lorsqu'un avion le survole et 2) la probabilité qu'un animal qui plonge quand l'avion approche refasse surface dans le champ de vision de l'observateur pendant que l'avion survole l'endroit. 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 tracé, reste dans le champ de vision des observateurs. Un facteur de correction de la disponibilité, ou l'inverse de la proportion estimée du temps où le béluga est visible à la surface, $1/\hat{a}$, a été calculé pour le relevé de 2024 au moyen de l'équation 4 de Laake *et al.* (1997) :

$$\hat{a} = \frac{E(sf)}{E(sf)+E(dv)} + \frac{E(dv)[1-e^{-w(x)/E(dv)}]}{E(sf)+E(dv)} \quad (11)$$

La période $w(x)$ dépend de la vitesse de l'avion, v , et du schéma de recherche des observateurs. On a 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 ; 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) :

$$w(x) = \frac{x}{v} [\cot(\Phi_1) + \cot(\Phi_2)] \quad (12)$$

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 à bord de l'avion Partenavia P86. De telles mesures n'ont pas été prises pour le Twin Otter, mais la répartition des angles relatifs d'après les observations enregistrées pendant le relevé ne laisse pas supposer un champ de vision différent selon le type d'avion (annexe 1). On a supposé que la vitesse de l'avion, v , était constante à la vitesse cible de 100 noeuds ou 51,4 m/s. Le facteur de correction de la disponibilité, $1/\hat{a}$, a été calculé en utilisant une distance perpendiculaire (x) correspondant à celle à laquelle la courbe de détection gamma utilisée pour estimer les indices d'abondance à la surface atteint son sommet.

Le coefficient de variation (CV) autour du biais de disponibilité moyen a été calculé à l'aide d'une procédure bootstrap qui tenait compte de trois sources de variabilité : 1) la variation intra-individuelle des intervalles à la surface et en plongée; 2) la variation interindividuelle entre les intervalles moyens à la surface [$E(sf)$] et en plongée [$E(dv)$] parmi les 9 bélugas marqués; et 3) la variation des angles de vue associée à la position des observateurs dans les avions et au modèle de recherche visuelle. Pour chacune des 500 itérations bootstrap, les données sur les intervalles à la surface et en plongée ont été rééchantillonnées avec remplacement, ce qui a généré des échantillons de télémétrie qui correspondaient au nombre de lignes de l'ensemble de données original. De même, les détections de bélugas ont été rééchantillonnées avec remplacement afin de générer une distribution des distances perpendiculaires de la taille n , correspondant au nombre de groupes détectés pour lesquels la distance perpendiculaire était dans la distance de troncature à droite de l'avion. Une courbe de détection gamma avec les mêmes covariables que la fonction d'origine a été ajustée à chacun des échantillons de détection du béluga selon la procédure bootstrap, et la distance perpendiculaire au sommet de ces fonctions de détection a été extraite. Enfin, les angles de vision Φ_1 et Φ_2 ont été tirés d'une distribution uniforme allant de 20° à 40° et de 10° à 30° , respectivement, car certaines observations ont été enregistrées à des angles de Φ_1 et Φ_2 jusqu'à 0° (annexe 1). La plage d'angles de vision potentiels a été considérée comme identique pour tous les types d'avions utilisés pour effectuer le relevé (annexe 1). Les erreurs types concernant les biais de disponibilité propres à la strate ont été calculées comme les écarts-types des 500 estimations bootstrap de \hat{a} propres à la strate.

Correction du biais de perception

Le relevé de la baie James en 2024 et le premier relevé (passage) de la strate à couverture élevée (HC1) dans la région des îles Belcher et de l'est de la baie d'Hudson ont été effectués en configuration à double, ce qui a permis d'estimer le biais de perception. Alors que l'observateur secondaire était toujours assis du côté droit dans les avions Partenavia, il était assis soit sur le côté droit, soit sur le côté gauche dans les avions Twin Otter. Dans tous les avions, les deux observateurs assis du même côté ont été isolés sur le plan visuel par un rideau opaque et sur le plan auditif par un interphone avec casque, pendant qu'ils effectuaient des recherches dans la même zone, c'est-à-dire selon une configuration d'observateur indépendant (Burt *et al.* 2014). Les observations faites alors que les deux observateurs cherchaient activement des individus (c.-à-d. selon l'effort) ont été utilisées pour estimer le biais de

perception au moyen des méthodes d'échantillonnage à distance par marquage et recapture (EDMR) (Laake et Borchers 2004) à l'aide du progiciel « mrds » (Laake et al. 2022).

Les observations en double de bélugas, c'est-à-dire les groupes d'individus détectés à la fois par l'observateur principal et l'observateur secondaire, ont été déterminées par la correspondance d'emplacement en fonction de la différence entre : 1) le moment de l'enregistrement et 2) la mesure du clinomètre. Comme pour les relevés précédents, des seuils de 10 s et 10° ont été utilisés pour déterminer les doublons (St-Pierre et al. 2024). Pour les observations sans mesure de clinomètre, seul le seuil temporel a été pris en compte.

Les analyses EDMR exigent que la distance perpendiculaire et les valeurs des covariables soient identiques pour les observations en double. Dans les cas où l'observateur principal et l'observateur secondaire ont enregistré différentes valeurs de clinomètre ou de covariable, la moyenne (pour les covariables continues, c'est-à-dire la distance perpendiculaire, la taille des groupes, la couverture nuageuse) ou la valeur ayant l'effet négatif le plus important sur la détectabilité (pour les covariables catégoriques, c.-à-d. Beaufort, intensité du reflet et visibilité) a été retenue.

Les analyses EDMR comportent deux fonctions : 1) une fonction de détection d'échantillonnage à distance à covariances multiples (EDCM) pour les détections regroupées des deux observateurs avant et arrière et 2) une fonction de détection EDMR pour estimer la probabilité de détection sur la ligne de racé (Buckland et al. 2001, Buckland et al. 2009). Les deux fonctions ont utilisé la distance de troncature à droite définie pour l'analyse de l'ensemble de données sur une seule plateforme. Pour la fonction EDCM, un modèle gamma sans terme d'ajustement et incluant la taille binaire des groupes (c.-à-d. taille du groupe = 1 plutôt que taille du groupe > 1) comme covariable a été ajusté aux distances perpendiculaires. Des covariables supplémentaires (voir la section Estimations de l'abondance à la surface ci-dessus) ont été incluses si leur utilisation réduisait le CIA d'au moins deux points. Un modèle EDMR avec l'hypothèse de l'indépendance des points a été mis en œuvre; il modélise la diminution potentielle de la détectabilité chez les observateurs à mesure que la distance augmente (Burt et al. 2014). En effet, les probabilités de détection peuvent être corrélées entre les observateurs principaux et secondaires même s'ils ont agi indépendamment, par exemple en raison de facteurs comme la taille du groupe (p. ex. les observateurs peuvent être plus susceptibles de détecter les groupes plus grands que les 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 en tant que covariable dans tous les modèles d'indépendance des points de EDMR (Buckland et al. 2009). L'observateur (principal ou secondaire) a également été considéré comme une covariable (c.-à-d. $p_{1|2} \neq p_{2|1}$) qui a été conservée si elle était sélectionnée par le CIA (Burt et al. 2014). Le modèle EDMR le mieux adapté a été sélectionné, et les estimations de $p(0)$ pour l'observateur principal ont ensuite été 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.

Ajustement de la série chronologique 1985-2021 et du relevé BEL-EBH en 2024

Étant donné que les estimations du biais de disponibilité et de perception sont dérivées de la distribution des distances perpendiculaires utilisées pour ajuster la fonction de détection, elles peuvent changer lorsque des distances de troncature à droite et à gauche sont appliquées aux données. Par conséquent, l'estimation du biais de disponibilité a été recalculée pour les relevés effectués entre 1993 et 2021, en utilisant la distance au sommet des fonctions de détection

gamma propres aux relevés dans l'équation 11. Le relevé de 1985 a été effectué à l'aide de méthodes fondées sur des transects en bandes, ce qui suppose que les distances perpendiculaires associées aux observations n'ont pas été enregistrées et qu'il est donc impossible d'utiliser les équations 10 à 12 pour estimer la disponibilité. On a plutôt appliqué au relevé de 1985 la moyenne des facteurs de correction de la disponibilité, qui sont estimés pour les distances perpendiculaires mesurées dans le cas de chaque détection de béluga enregistrée pendant les relevés effectués entre 1993 et 2024.

De même, le biais de perception a été recalculé à l'aide des fonctions gamma dans les modèles EDCM ajustés aux relevés de 2015 et 2021, qui ont été effectués sur une configuration à deux plateformes, donnant des estimations de $p(0)$ propres au relevé. Les relevés antérieurs à 2015 ont été réalisés avec une seule plateforme et, par conséquent, aucune estimation du biais de perception propre au relevé n'a pu être calculée pour ces relevés. Plutôt, toutes les détections de bélugas à partir des deux plateformes dans les relevés de 2015 et 2021, ainsi que les strates JB et HC1 de 2024, ont été regroupées pour ajuster une fonction gamma dans le modèle EDCM, produisant une estimation combinée de $p(0)$ qui a été appliquée pour corriger les estimations de l'abondance pour les relevés effectués entre 1985 et 2011. De même, le deuxième relevé (passage) de la strate à couverture élevée (HC2) et la strate à faible couverture (HN) dans la région des îles Belcher et de l'est de la baie d'Hudson a été effectué à l'aide d'une seule plateforme et par des observateurs différents que pour les relevés des strates JB et HC1. Comme pour les relevés antérieurs à 2015, il n'a pas été possible d'estimer une valeur de $p(0)$ propre au relevé pour ces strates et la valeur de $p(0)$ combinée a été appliquée pour corriger l'estimation de l'abondance de 2024 dans la région des îles Belcher et l'est de la baie d'Hudson.

DÉNOMBREMENTS DANS LES ESTUAIRES

On a supposé que les bélugas détectés dans les estuaires des rivières Little Whale et Nastapoka représentaient les dénombrements totaux, et ils ont été ajoutés aux estimations entièrement corrigées de l'abondance. Plus précisément, le nombre maximal de bélugas dénombrés soit par les observateurs visuels, soit dans des zones non chevauchantes d'images adjacentes, a été considéré comme un recensement de l'abondance dans les estuaires et n'a donc pas été corrigé pour tenir compte des biais de disponibilité et de perception.

RÉSULTATS

RÉALISATION DU RELEVÉ

Les 25 lignes prévues dans la baie James ont été achevées du 18 au 26 juillet, avec une interruption de trois jours en raison des conditions météorologiques entre les 20 et 22 juillet (Tableau 1; Figure 3; Figure 2). Sur les 35 lignes prévues pour le premier relevé de la strate à couverture élevée dans la région des îles Belcher et de l'est de la baie d'Hudson (HC1), seulement 8 ont été survolées, tandis que 5 ont été partiellement survolées entre le 31 juillet et le 10 août, avec une interruption de 7 jours entre le 1^{er} et le 7 août en raison des conditions météorologiques et de l'entretien des avions (Tableau 1; Figure 3). Les activités de relevé ont été temporairement suspendues du 10 au 24 août en raison de circonstances imprévues, puis ont repris. Le relevé de la strate HC1 a été interrompu en raison du temps écoulé depuis son début, afin d'assurer que tout éventuel mouvement directionnel des bélugas dans la strate ne compromette pas les estimations de l'abondance. Les données partielles recueillies durant le relevé HC1 ($n = 33$ ou 5,3 % des observations) ont été incluses pour ajuster la courbe de détection et estimer le biais de perception. Cependant, les observations de ce passage interrompu n'ont pas été incluses dans le calcul des indices d'abondance à la surface pour la

région des îles Belcher et de l'est de la baie d'Hudson. Les 36 lignes prévues pour le deuxième relevé de la strate à couverture élevée (HC2) de la région des îles Belcher et de l'est de la baie d'Hudson ont été survolées en six jours du 28 août au 13 septembre, avec une interruption de cinq jours entre le 29 août et le 2 septembre et plusieurs brèves interruptions les 4, 5, 8, 9 et 11 septembre. Cependant, quatre sections de lignes s'étendant sur 14, 18, 40 et 72 km (ou 1,7 % de la strate) et situées au nord-est des îles Belcher (c.-à-d. entre 78,0° O et 79,4° O et 56,5° N et 57,3° N; Figure 3) n'ont pas pu être survolées en raison du brouillard persistant dans la zone. Les six lignes de la strate de faible couverture (HN) des îles Belcher et de l'est de la baie d'Hudson ont été survolées le 6 septembre, tandis que les cinq lignes de la strate du lac Tasiujaq (RG) ont été survolées en une seule journée, le 9 août.

La côte est de la baie d'Hudson a fait l'objet d'un relevé à partir du sud de l'île Long (54° 38,0° N; Punngavik) jusqu'au nord d'Inukjuak (58° 40,0' N; Upimgiviarijuk) en trois segments achevés le 30 juillet, le 5 septembre et le 7 septembre (Figure 3). De plus, le littoral du lac Tasiujaq a fait l'objet d'un relevé le 30 juillet et le littoral de l'île Long, le 5 septembre. L'estuaire de la rivière Nastapoka a fait l'objet d'un relevé le 7 septembre, tandis que l'estuaire de la rivière Little Whale a fait l'objet de quatre relevés les 30 juillet, 7 septembre, 10 septembre et 13 septembre.

OBSERVATIONS DE BÉLUGAS

Au total, 620 groupes de bélugas, soit 1 154 individus, ont été détectés par les principaux observateurs durant les relevés dans la baie James et la région des îles Belcher et de l'est de la baie d'Hudson (Tableau 1; Figure 4, Figure 5 et Figure 6). Parmi ceux-ci, 481 groupes de bélugas, pour un total de 907 individus, ont été détectés dans la baie James (Tableau 1; Figure 1). Au total, 57 et 190 bélugas ont été observés pendant le premier relevé (HC1; incomplet; Figure 5) et le deuxième relevé (HC2; Figure 6) des strates à couverture élevée de l'île Belcher et de l'est de la baie d'Hudson, respectivement (Tableau 1). Aucun béluga n'a été observé dans le lac Tasiujaq et dans la strate à faible couverture dans la région de l'île Belcher et de l'est de la baie d'Hudson (Tableau 1; Figure 6).

Aucun béluga n'a été observé pendant les relevés côtiers, sauf un qui a été détecté à 59 km au sud-est d'Inukjuak (Figure 7). Aucun béluga n'a été observé pendant les relevés dans les rivières Nastapoka et Little Whale. Le béluga observé lors des vols côtiers n'a pas été pris en compte dans l'estimation du relevé systématique de la région des îles Belcher et de l'est de la baie d'Hudson, puisqu'il n'a pas été détecté dans un estuaire.

COURBE DE DÉTECTION

Sur les 621 groupes de bélugas détectés dans la baie James et la région des îles Belcher et de l'est de la baie d'Hudson, les mesures des distances perpendiculaires ont été prises pour 547 d'entre eux; elles ont été utilisées pour ajuster une courbe de détection. La distribution des distances perpendiculaires depuis la ligne de tracé a montré un écart évident entre 3 152 m et 3 815 m, avec trois observations faites entre 3 815 et 3 849 m (Figure 8). La distance de 3 152 m a donc été considérée comme un seuil candidat pour la troncature à droite. D'autres lignes directrices sur la troncature à droite proposent des distances de troncature de 1 619 m ($g(x) = 0,15$), 1 687 m (5 % des observations subséquentes) et 1 291 m (10 % des observations subséquentes). La troncature de 1 687 m a fourni un bon ajustement du modèle basé sur la valeur p de la statistique W^2 du test de Cramér-von Mises, et a été appliquée aux données de distance perpendiculaire pendant l'ajustement des fonctions de détection. La seule covariable qui a amélioré davantage l'ajustement du modèle était les observateurs (7 407, $\Delta CIA = 10$); elle a été retenue pour d'autres analyses (Tableau 2). Cela a généré dix courbes de détection (une

par observateur x 2 tailles de groupes; Figure 9) avec une demi-largeur de bande effective (DLBE) moyenne (\pm écart-type) de 756 ± 66 m.

TAILLE DES GROUPES

La régression du logarithme naturel de la taille des groupes [$\ln(s)$] par rapport à la probabilité de détection $g(x)$ n'était pas significative $p = 0,88$) pour les 519 groupes ayant une distance perpendiculaire disponible et à l'intérieur de distances de troncature et, par conséquent, la taille moyenne des groupes a été utilisée dans toutes les strates. Dans toutes les strates, la taille du groupe variait de 1 à 30 bélugas, avec une taille moyenne globale de 1,84 béluga ($CV = 5\%$). Les 408 groupes détectés dans la baie James avaient une taille moyenne de 1,91 ($CV = 6\%$ Tableau 3; Figure 10A). Dans la strate à couverture élevée, les 33 groupes détectés pendant le premier passage avaient une taille moyenne de 1,73 ($CV = 17\%$), tandis que les 105 groupes détectés pendant le deuxième passage avaient une taille moyenne de 1,62 ($CV = 10\%$; Tableau 3; Figure 10B). La taille moyenne des groupes propre à une strate a été utilisée pour calculer les indices d'abondance à la surface.

TAUX D'OBSERVATION

Le taux d'observation dans la baie James était de $0,101$ groupe km^{-1} ($CV = 21\%$; Tableau 3). Malgré la couverture incomplète du premier relevé dans la strate à couverture élevée des îles Belcher et de l'est de la baie d'Hudson, les taux d'observation étaient comparables entre les deux relevés effectués au-dessus de cette strate (HC1 : $0,017$ groupe km^{-1} , $CV = 83\%$; HC2 : $0,013$ groupe km^{-1} , $CV = 21\%$) et 6 à 8 fois inférieurs au taux d'observation dans la baie James.

ESTIMATIONS DE LA DENSITÉ ET DE L'ABONDANCE

Les indices d'abondance à la surface avant d'être corrigés pour les biais de disponibilité et de perception étaient de 4 349 bélugas (IC à 95 % : de 2 761 à 6 851) pour la baie James, et de 479 bélugas (IC à 95 % : 300-767) pour les îles Belcher et l'est de la baie d'Hudson (Tableau 3). Les densités à la surface étaient de 0,056 béluga par km^2 dans la baie James ($CV = 21\%$) et de 0,006 béluga par km^2 ($CV = 23\%$) pour le deuxième relevé dans les strates à haute couverture des îles Belcher et de l'est de la baie d'Hudson (HC2; Tableau 3). Le premier relevé des strates à couverture élevée des îles Belcher et de l'est de la baie d'Hudson a donné une densité de surface de 0,009 béluga par km^2 ($CV = 85\%$), mais cette estimation n'a pas été utilisée pour calculer l'abondance à la surface en raison de la couverture incomplète de la zone du relevé.

Dans la baie James, le taux d'observation, la taille du groupe et la fonction de détection représentaient respectivement 46 %, 4 % et 50 % de la variance de densité. Les mêmes composantes représentaient respectivement 26 %, 2 % et 72 % 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 2 %, 1 % et 97 % de la variance de densité pour le deuxième relevé de la strate à couverture élevée (HC2).

FACTEURS DE CORRECTION DU BIAIS DE DISPONIBILITÉ

Pour le relevé de 2024, le biais de disponibilité a été estimé à $0,514$ ($CV = 4\%$). La correction des indices d'abondance à la surface pour ce relevé, compte tenu de la proportion d'individus visibles à la surface et non immersés (biais de disponibilité), a généré un indice d'abondance partiellement corrigé de 8 455 bélugas pour la baie James ($CV = 22\%$, IC à 95 % : de 5 548 à

12 886) et de 931 bélugas pour la région des îles Belcher et de l'est de la baie d'Hudson (CV = 24 %, IC à 95 % : de 591 à 1 469).

FACTEURS DE CORRECTION DU BIAIS DE PERCEPTION

D'après les données du relevé de 2024, 215 observations uniques de bélugas ont été enregistrées alors que les deux observateurs volaient en configuration à double plateforme. En se fondant sur la correspondance d'emplacement et en utilisant des seuils de temps et de clinomètre de 10 s et 10°, on a déterminé que 128 observations étaient des doublons entre les observateurs principaux et secondaires. Dans l'analyse EDMR, une fonction clé gamma sans terme d'ajustement et avec la taille de groupe binaire comme covariable (CIA = 3 017) a été ajustée aux 208 observations principales restantes après la troncature à droite des données à 1 687 m. La seule covariable qui a davantage amélioré l'ajustement du modèle EDCM était les observateurs (3 008, Δ CIA = 9); elle a été retenue pour d'autres analyses (Tableau 4). Dans le modèle EDMR, l'inclusion du type d'observateur (principal ou secondaire) a réduit le CIA de 18 points et a donc été retenue. Cela a donné une fonction de détection avec une DLBE moyenne (\pm ET) de 864 ± 89 m (Figure 11). Ce modèle a donné une $p(0)$ principale de 0,7382 (CV = 8 %; Tableau 5), qui a été utilisée pour corriger l'estimation de l'abondance dans la baie James, et une $p(0)$ secondaire de 0,5363 (CV = 12 %).

Les observations uniques de 213, 166 et 215 bélugas enregistrées pendant les efforts des deux observateurs en configuration à double plateforme pendant les relevés de 2015, 2021 et 2024, respectivement, ont été regroupées. Il a été déterminé que 205 d'entre elles étaient des doublons. Les données ont été tronquées à droite à 1 550 m. L'inclusion des observateurs et de la variable de Beaufort (CIA = 8 094) comme covariables dans la fonction de détection gamma a réduit le CIA de 23 points par rapport au modèle gamma avec une taille de groupe binaire seule (CIA = 8 117), de sorte que ces covariables ont été conservées (Tableau 6). Dans le modèle EDMR, l'inclusion du type d'observateur (principal ou secondaire) a réduit le CIA de 27 points et a été retenue. La fonction de détection résultante avait une DLBE moyenne de 759 ± 83 m (Figure 12). Les $p(0)$ principales et secondaires estimées par ce modèle combinant les données des doubles plateformes de 2015, 2021 et 2024 étaient respectivement de 0,6248 (CV = 7 %; Tableau 5) et 0,4828 (CV = 9 %). La valeur principale de $p(0)$ a été utilisée pour corriger l'estimation de l'abondance de 2024 dans les îles Belcher et l'est de la baie d'Hudson.

En corrigeant davantage la proportion d'individus visibles à la surface qui sont détectés par les observateurs, c'est-à-dire le biais de perception, on a obtenu des estimations entièrement corrigées de l'abondance de 11 455 bélugas pour la baie James (CV = 23 %, IC à 95 % : de 7 322 à 17 921) et 1 491 bélugas pour les îles Belcher et l'est de la région de la baie d'Hudson (CV = 25 %, IC à 95 % : de 928 à 2 396; Tableau 5).

AJUSTEMENT DES ESTIMATIONS HISTORIQUES DE L'ABONDANCE

Les annexes 2 à 8 présentent les résultats de la sélection du modèle, les courbes de détection gamma offrant le meilleur ajustement, les taux d'observation dérivés, les indices de densité à la surface et les abondances à la surface réestimées pour les relevés effectués entre 1993 et 2021. Les estimations d'abondance à la surface dérivées des modèles gamma étaient fortement corrélées aux estimations précédemment publiées et dérivées des modèles de taux de risque combinés à une troncature à gauche des données de distance (r de Pearson = 0,96; Figure 13A; Smith et Hammill 1986; Kingsley 2000; Gosselin *et al.* 2002, 2009, 2013, 2017; Gosselin 2005; St-Pierre *et al.* 2024). Toutefois, les indices d'abondance à la surface dérivés de gamma étaient en moyenne inférieurs de 6 % ($P < 0,001$) et 1 % ($P < 0,001$) aux indices obtenus à partir des courbes de détection des taux de risque pour les stocks BEL-EBH et JAM, respectivement.

Le rapport moyen entre la bande et la ligne calculé à l'aide des données de relevé de 1993 à 2024 était de 1,387 (CV = 17 %) et de 1,460 (CV = 20 %), pour les strates de la baie James et de la région des îles Belcher et de l'est de la baie d'Hudson, respectivement. Les indices de l'abondance à la surface du transect en bande de 1985 pour chaque strate ont été multipliés par le ratio correspondant, ce qui a donné des estimations de l'abondance à la surface de 1 682 (CV = 30 %) bélugas pour la baie James et de 1 413 (CV = 27 %) bélugas pour la région des îles Belcher et de l'est de la baie d'Hudson.

Les annexes 7 et 8 présentent respectivement les résultats de la sélection du modèle EDCM et les courbes de détection gamma retenues pour le modèle EDMR servant à estimer la correction du biais de perception à partir des données des relevés de 2015 et 2021. Pour les deux relevés, la seule covariable retenue dans la fonction de marquage-recapture pour estimer la probabilité de détection sur la ligne de tracé était le type d'observateur (principal ou secondaire). Les modèles EDMR ont produit des estimations principales de $p(0)$ de 0,436 (CV = 24 %) et de 0,643 (CV = 11 %) pour les relevés de 2015 et 2021, respectivement (Tableau 5). Les facteurs de correction du biais de perception correspondants ont été appliqués aux résultats des relevés de 2015 et 2021 (Tableau 5).

Pour les relevés effectués avant 2015 dans une configuration à plateforme unique, l'estimation du biais de perception de 0,625 (CV = 7 %), calculée en combinant les données des doubles plateformes de 2015, 2021 et 2024, a été appliquée (Tableau 5). Les estimations de l'abondance nouvellement corrigées qui en ont résulté étaient fortement corrélées avec les estimations publiées précédemment (St-Pierre *et al.* 2024; r de Pearson = 0,92; Figure 13B). Cependant, les estimations de l'abondance nouvellement corrigées étaient respectivement inférieures de 15 % ($P < 0,001$) et de 21 % ($P < 0,001$) aux estimations entièrement corrigées précédemment de l'abondance des stocks dans BEL-EBH et JAM (St-Pierre *et al.* 2024).

DISCUSSION

Le relevé de 2024 dans la baie James et la région des îles Belcher et de l'est de la baie d'Hudson est le neuvième d'une série de relevés systématiques effectués depuis 1985 (Smith et Hammill 1986; Kingsley 2000; Gosselin *et al.* 2002, 2009, 2013, 2017; Gosselin 2005; St-Pierre *et al.* 2024). L'approche de base était similaire, bien que l'altitude et l'utilisation des fenêtres concaves aient changé au fil du temps. Des fenêtres concaves ont été principalement utilisées, sauf en 1985, 1993 et 2011. L'utilisation de fenêtres concaves peut avoir une incidence sur la détection des bélugas près du tracé. Toutefois, on s'attend à ce que la fonction gamma soit ajustée à la répartition des détections propre au relevé à toutes les distances de la ligne de tracé, de façon à tenir compte de la variabilité associée à l'utilisation de fenêtres concaves. Par conséquent, la DLBE estimée pour les relevés des transects linéaires effectués à travers des fenêtres concaves (moyenne = 745 ± 28 m) ne différait pas ($P = 0,58$) des autres relevés (moyenne = 776 ± 52 m), ce qui confirme le peu d'effet des fenêtres concaves sur les indices d'abondance à la surface. L'altitude cible du relevé était de 305 m (1 000 pieds) pour toutes les années, sauf en 1993 et en 2011 où elle était de 457 m (1 500 pieds). Selon une série de 14 relevés menés à 457 m et 305 m dans l'estuaire du Saint-Laurent en 2003 et 2005, les changements entre ces deux altitudes n'avaient aucun effet sur l'estimation de l'abondance des bélugas (Gosselin *et al.* 2007). Les différents profils de recherche des observateurs sont pris en compte pendant l'ajustement de la courbe de détection pour chaque relevé.

Les estimations de l'abondance propres aux strates dérivées de ce relevé ont été calculées à l'aide des mêmes méthodes d'échantillonnage à distance et des mêmes facteurs de correction que dans les études antérieures (St-Pierre *et al.* 2024). Toutefois, une courbe de détection gamma a été ajustée aux données de distance perpendiculaire afin d'éviter la troncature à

gauche des données, ce qui est nécessaire pour les fonctions supposant une détectabilité maximale sur la ligne de tracé. Pour assurer la comparabilité des estimations de l'abondance de 2024 avec les estimations des relevés précédents, on a ajusté la série chronologique de 1985 à 2021 en réajustant les courbes de détection à l'aide d'une fonction clé gamma. Cela a donné des estimations de l'abondance qui sont fortement corrélées, mais inférieures de 15 à 21 % aux valeurs publiées précédemment. Bien qu'une partie de cette différence soit attribuable aux changements dans les estimations de l'abondance à la surface (Figure 13A), elle est en grande partie due aux plus petites corrections appliquées au biais de perception dans la présente étude. Cela s'explique par l'inclusion de la covariable de l'observateur (principal ou secondaire) dans le modèle de marquage-recapture utilisé pour estimer la détectabilité sur la ligne de tracé dans la présente étude. Cette covariable a amélioré l'ajustement du modèle pour tous les modèles EDMR. Son inclusion dans les modèles de marquage-recapture a donné lieu à des estimations différentes de $p(0)$ pour les observateurs principaux et secondaires ($c.-à-d. p_{1|2} \neq p_{2|1}$) et tient compte des différences interannuelles potentielles dans les profils de recherche et la détectabilité chez les observateurs visuels. L'estimation la plus élevée de $p(0)$ principale par rapport à $p(0)$ secondaire est probablement due au fait que les observateurs les plus expérimentés se voient généralement attribuer des sièges d'observateurs principaux pendant les vols.

Les observations sans distance perpendiculaire représentaient de 0 à 23 % des détections de bélugas dans les relevés effectués entre 1993 et 2024. On a supposé que ces observations se situaient à l'intérieur de la distance de troncature. Cette hypothèse n'est peut-être pas tout à fait réaliste et pourrait introduire un biais positif aux estimations de l'abondance. Toutefois, comme la courbe de détection gamma tient compte de la zone non visible potentielle sous l'avion sans l'application aux observations de la troncature à gauche, elle permet d'utiliser une plus grande plage de la distribution perpendiculaire des distances. Par conséquent, le biais positif potentiel introduit par l'inclusion d'observations sans distance perpendiculaire devrait être plus faible dans cette étude que dans les évaluations précédentes se fondant sur la troncature à gauche et à droite pour ajuster la courbe de détection (Gosselin *et al.* 2017; St-Pierre *et al.* 2024).

En 2024, le relevé de la baie James et le premier relevé de la strate à couverture élevée (HC1) dans la région des îles Belcher et de l'est de la baie d'Hudson ont été effectués sur une configuration à double plateformes, ce qui a permis d'estimer un biais de perception grâce à l'échantillonnage à distance par marquage-recapture. Pour le relevé dans la baie James en 2024, la différence entre la $p(0)$ principale (0,738, CV = 7,9 %) et secondaire (0,536, CV = 12,0 %) était particulièrement marquée, ce qui souligne l'importance de recueillir des données propres au relevé pour estimer le biais de correction de la perception dans la mesure du possible. Étant donné que l'équipe a changé entre les relevés HC1 et HC2 dans les îles Belcher et l'est de la baie d'Hudson en 2024 et qu'aucune donnée sur les plateformes doubles n'était disponible pour estimer $p(0)$ au cours du deuxième relevé, un biais de perception estimé en combinant les données des plateformes doubles de 2015, 2021 et 2024 a été appliqué pour corriger les estimations de l'abondance du béluga dans BEL-EBH. Cette valeur globale de $p(0)$ a également été utilisée pour corriger les indices d'abondance à la surface selon les relevés effectués avant 2015 dans une configuration à plateforme unique.

Cette étude est la première à considérer les observateurs individuels comme une covariable potentielle durant l'ajustement de la courbe de détection pour les relevés visuels des bélugas effectués au Nunavik. Parmi les covariables considérées, seule la covariable des observateurs a amélioré le CIA de la courbe de détection pour les données du relevé de 2024. Cette covariable intègre la variation de la détectabilité associée aux spécificités de la plateforme utilisée par chaque observateur, ainsi que les variations interindividuelles dans les profils de recherche, les capacités d'identification et les réactions des observateurs aux conditions de

relevé comme le reflet et l'état de la mer (c.-à-d. que les observateurs peuvent modifier différemment leur profil de recherche lorsqu'ils estiment que les conditions ont une incidence négative sur la détectabilité à de plus grandes distances ou dans des parties de leur zone de recherche). Les observateurs apparaissent donc comme une covariable qui vaut la peine d'être prise en compte durant l'analyse des données des relevés par transects linéaires systématiques.

Au total, 14 et 37 bélugas ont été capturés dans la baie James et les estuaires de l'est de la baie d'Hudson (c.-à-d. rivières Nastapoka et Little Whale), respectivement, et équipés d'étiquettes satellitaires de 1993 à 2009 (Bailleul *et al.* 2012). Cependant, les réglages de la plupart de ces étiquettes ne permettaient pas de calculer des intervalles significatifs à la surface et en plongée de façon à déterminer les individus pouvant être détectés à partir d'un avion de relevé. Plus précisément, la plupart ($n = 28/37$) des étiquettes installées sur les bélugas suivis dans l'est de la baie d'Hudson n'ont pas enregistré de données sur les plongées individuelles, mais des données sous forme de résumés sur 6 heures. De plus, les données des étiquettes sur les bélugas suivis dans la baie James ont été extraites à l'aide d'un seuil de 6 m pour définir les périodes à la surface et en plongée. Ce seuil est plus profond que les profondeurs de 2 m et 5 m auxquelles on a estimé que les bélugas étaient détectables à partir d'un avion dans des eaux troubles et claires, respectivement. (Kingsley et Gauthier 2002; Richard *et al.* 1994). Les facteurs de correction du biais de disponibilité ont donc été calculés à partir de neuf individus marqués dans la région de l'est de la baie d'Hudson en 2003 et 2004 pour lesquels des données individuelles sur les plongées étaient disponibles, et un seuil de plongée de 4 m a été utilisé. Idéalement, les données sur la plongée des baleines équipées d'émetteurs satellitaires pendant la période du relevé et dans les zones de relevé devraient être utilisées pour calculer le biais de disponibilité. Les émetteurs n'ont pas été déployés durant le relevé de 2024; on a donc supposé que le comportement de plongée des bélugas n'avait pas changé au fil des ans et que les 9 bélugas marqués étaient représentatifs des bélugas dans la baie James et la région des îles Belcher et de l'est de la baie d'Hudson. Bien que les données des étiquettes aient révélé une variabilité dans les profils de plongée des bélugas à l'intérieur des habitats estivaux dans BEL-EBH et JAM et entre ceux-ci (Bailleul *et al.* 2012), on ignore comment elle pourrait se traduire par une visibilité différente des bélugas à l'échelle des strates pour leur détection pendant les relevés aériens. La correction du biais de disponibilité a été calculée séparément pour chaque relevé en fonction de la courbe de détection ajustée aux distances perpendiculaires auxquelles les observations avaient été enregistrées, ce qui donne des facteurs de correction allant de 0,514 à 0,663 (Tableau 5). Dans l'ensemble, les facteurs de correction n'ont montré aucune tendance temporelle. Étant donné que les données sur la plongée utilisées pour estimer le biais de disponibilité représentent des données combinées d'individus marqués en 2003 et 2004, la variabilité observée dans le biais de disponibilité estimé entre les années reflète les différences dans la distribution des distances perpendiculaires entre les relevés; cela laisse supposer des différences potentielles dans les profils de recherche des observateurs.

Dans les études précédentes au Nunavik, le CV associé au facteur de correction du biais de disponibilité propre au relevé ne tenait compte que de la variation interindividuelle des intervalles moyens à la surface et en plongée parmi les 9 bélugas marqués (St-Pierre *et al.* 2024; Sauvé *et al.* 2023). Dans cette étude, une procédure bootstrap a été élaborée pour tenir compte des sources supplémentaires d'incertitude pendant le calcul de la variance associée au biais de disponibilité, y compris la variation intra-individuelle de l'intervalle à la surface et en plongée, ainsi que le temps de visibilité pendant l'observation. Le temps de visibilité est une fonction de la distance perpendiculaire par rapport à l'avion, de la vitesse de l'avion et des angles avant et arrière définissant le champ de vision de l'observateur. Bien que les observateurs devaient le plus possible consigner leurs observations lorsque les individus étaient

par le travers, certaines observations pendant les relevés des mammifères marins ont été consignées à partir des mêmes plateformes sur les avions, de 0° (c.-à-d. directement vers l'avant) à 180° (c.-à-d. directement derrière) de l'angle relatif (annexe 1). Les observateurs dévient donc des angles de vue obstrués vers l'avant et vers l'arrière, de 30° et 20° respectivement, qui sont généralement mesurés pendant les relevés. Bien que la variation intra-individuelle des intervalles à la surface et de plongée à partir des données de suivi ait eu un effet négligeable sur le CV du biais de disponibilité, l'intégration de la variation dans les angles de recherche a augmenté le CV de 2 à 6 fois, ce qui accentue davantage l'effet de la variabilité connexe des estimations des relevés visuels. Néanmoins, certaines sources d'incertitudes associées à la visibilité des bélugas à partir d'un avion ne sont toujours pas prises en compte dans les CV dérivés de la procédure bootstrap. La profondeur à laquelle les bélugas sont détectables dépend de la turbidité de l'eau, qui varie à l'intérieur et entre les strates couvertes dans la région de la baie James et la région des îles Belcher et de l'est de la baie d'Hudson. L'évaluation des effets sur l'estimation du biais de disponibilité de l'utilisation de différents seuils de profondeur pour définir les durées en plongée et à la surface améliorerait l'estimation de l'incertitude associée au biais de disponibilité des bélugas, tout comme la collecte de données sur la turbidité propres à la zone de relevé.

ESTIMATIONS DE L'ABONDANCE DU RELEVÉ DE 2024

Stock de la baie James

Avec une valeur de 11 455 (IC à 95 % = de 7 322 à 17 921) bélugas, l'estimation corrigée de l'abondance pour le stock de la baie James à partir des données du relevé de 2024 se situe dans la fourchette des valeurs observées depuis 1995.

En 2024, des bélugas ont été détectés dans toute la baie James, avec un nombre élevé de detections au sud-est de l'île Akimiski et le long de la côte nord-ouest de la baie (Figure 4). Les répartitions spatiales des observations étaient similaires pendant les relevés antérieurs de la baie James, avec un grand nombre d'observations au sud-est de l'île Akimiski, en particulier pour les relevés de 1985, 2004 et 2021, et une forte proportion d'observations dans la partie nord-ouest de la baie pour les relevés de 1993, 2001, 2008, 2011, 2015 et 2021 (Smith et Hammill 1986; Kingsley 2000; Gosselin *et al.* 2002, 2009, 2013, 2017; Gosselin 2005; St-Pierre *et al.* 2024). Au cours du relevé de 2024, environ 36 % des bélugas observés dans la baie James se trouvaient dans la moitié sud de la baie et environ 61 % dans la zone nord-ouest. On trouve également des bélugas le long de la côte ontarienne de la baie d'Hudson (Richard 2005), et la variabilité des observations dans la région du nord-ouest de la baie James entre les relevés (p. ex. relevé de 2004; Gosselin 2005) peut refléter leurs déplacements 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.* 2012; Postma *et al.* 2012, Parent *et al.* 2023).

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

L'estimation entièrement corrigée de l'abondance pour 2024 dans la région des îles Belcher et de l'est de la baie d'Hudson (1 491 bélugas, IC à 95 % = 928-2 396) est significativement inférieure à toutes les estimations du relevé depuis 2004, à l'exception du relevé de 2011 qui présente un intervalle de confiance particulièrement grand (Tableau 5; fourchette : 2 858-8 506). Le CV associé au relevé des bélugas du stock BEL-EBH de 2024 (25 %) est comparable à celui des relevés de 2021 (29 %), de 2008 (22 %) et de 1985 (26 %), et

légèrement inférieur à ceux des autres relevés de la série chronologique (fourchette de 33 % à 51 %).

Deux sources courantes d'incertitude pendant la réalisation des relevés de petites populations dont l'aire de répartition est concentrée sont la présence de quelques grands groupes (distribution inégale de la taille des groupes parmi les observations) et la variabilité des taux d'observation (distribution inégale des groupes 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, la présence de quelques grands groupes de bélugas peut grandement 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 relevés de 2008, 2011 et 2015, pendant lesquels quelques grands groupes ont augmenté la taille moyenne des groupes de 50 % pour atteindre près de 300 %, ce qui a donné lieu à des estimations de l'abondance plus élevées et à de grands intervalles de confiance (Gosselin *et al.* 2009, 2013, 2017). En 2024, seulement deux groupes de plus de 10 individus ont été observés; des groupes de 15 et 20 individus ont été observés à la limite nord de la strate HC et à 60 km à l'ouest des îles Belcher, respectivement (Figure 6). Par conséquent, la taille du groupe représentait 2 % et 1 % de la variance de la densité pour le premier et le deuxième relevé de la strate à couverture élevée, respectivement. De même, 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 rivière Little Whale River (St-Pierre *et al.* 2024).

À une plus grande échelle spatiale, la répartition des groupes entre les lignes de relevé (c.-à-d. la répartition spatiale des bélugas dans la zone d'étude) peut être influencée par le comportement des bélugas et les conditions environnementales (par exemple, Bailleul et ses collaborateurs [2012] ont montré que la température de la surface de la mer influence la dispersion des individus en quête de nourriture). Dans le relevé de 2024 dans la région des îles Belcher et de l'est de la baie d'Hudson, les taux d'observation ne représentaient que 26 % (HC1) et 2 % (HC2) de la variance de la densité. Cela est dû au fait que les observations de bélugas sont particulièrement répandues entre les lignes de relevé (Figure 6), le béluga ayant été détecté sur 58 % des lignes de transect au cours du relevé HC2. Il semble donc que la répartition des groupes de bélugas dans la zone d'étude n'ait pas eu une grande influence sur l'estimation de la densité et de l'abondance pour le relevé de 2024 dans les îles Belcher et l'est de la baie d'Hudson.

On sait que les bélugas forment des regroupements estivaux à l'intérieur et autour des estuaires. Par conséquent, au cours de plusieurs relevés antérieurs dans la région des îles Belcher et de l'est de la baie d'Hudson, de grands groupes de bélugas ont été observés dans les estuaires de la rivière Nastapoka et/ou de la rivière Little Whale, avec des dénombremens maximaux de 167, 289, 354 et 474 bélugas pendant les relevés de 2015, 2021, 2011 et 1985, respectivement (Tableau 5). Tout au long de la série chronologique, le nombre maximal de bélugas observés dans les estuaires pendant les relevés côtiers a été considéré comme un recensement. Ce nombre a été ajouté aux estimations des relevés systématiques corrigées sans l'application d'un facteur de correction de la disponibilité, car les individus peuvent être principalement observés à partir de l'avion les survolant lorsqu'ils se trouvent dans les eaux peu profondes des estuaires. De plus, lorsque de grands groupes de bélugas ont été détectés dans les estuaires, des photographies ont été prises pour faciliter l'estimation de la taille des groupes. En raison de la superficie limitée pour le balayage visuel dans les estuaires ou pour des relevés photographiques, aucune correction du biais de perception n'a été appliquée aux dénombremens estuariens, car on suppose que tous les bélugas présents sont détectés par les observateurs ou sont inclus dans les photographies. Le fait d'ajouter les dénombremens

dans les estuaires aux estimations de l'abondance entièrement corrigées à partir des relevés systématiques suppose qu'il y a peu de déplacements entre ces estuaires et les zones extracôtières pendant la période de relevé, et donc que les bélugas dans les estuaires sont peu susceptibles d'être observés sur les lignes de transect pendant le relevé. Bien que ces hypothèses puissent ne pas toujours être respectées, cette méthode représente un moyen d'inclure les grands dénombremens de bélugas. Avec des abondances du stock BEL-EBH variant entre 8 506 et 1 491 individus, les dénombremens de quelques centaines d'individus observés dans les estuaires peuvent contribuer de manière significative aux estimations des relevés systématiques. Des groupes de plus de 100 individus n'ont été détectés qu'une seule fois pendant des relevés systématiques au large des îles Nastapoka, à l'embouchure de la rivière Little Whale. On suppose donc que ces grands groupes observés dans les estuaires se divisent en plus petits groupes lorsqu'ils se déplacent au large, où ils peuvent être détectés sur les lignes de relevé systématique. La dynamique fission-fusion des groupes de bélugas entre les estuaires et les zones extracôtières ainsi que l'estimation précise des facteurs de correction de la disponibilité dans les zones environnant les estuaires peuvent nécessiter une étude plus approfondie. Avec le relevé de 2008, le relevé de 2024 des îles Belcher et de l'est de la baie d'Hudson est le deuxième de la série chronologique au cours duquel aucun groupe de bélugas n'a été détecté pendant les vols côtiers et estuariens, malgré des passages répétés au-dessus de la rivière Little Whale à des jours différents (Tableau 5). Par conséquent, il est peu probable que la faible estimation de l'abondance en 2024 soit attribuable à une sous-estimation potentielle du nombre de bélugas qui aurait pu résulter d'une répartition côtière.

Les méthodes de relevé systématique par transects linéaires supposent que les déplacements des individus dans les strates sont aléatoires, c'est-à-dire qu'il n'y a pas de migration pendant la période du relevé. La migration pourrait causer un biais positif sur les estimations des relevés systématiques. Si une concentration d'individus migre dans la même direction que les avions qui survolent les lignes du relevé, ils seraient alors suréchantillonnés, c'est-à-dire que l'espacement réel entre les lignes et le facteur de divergence (espacement des lignes/DLBE) serait surestimé. Un grand groupe d'individus s'étendant sur plusieurs lignes systématiques serait détecté sur plus de lignes qu'il ne l'aurait été si les dénombremens avaient été instantanés et n'incluaient la migration des individus. À l'inverse, si la migration va dans la direction opposée à celle de l'avion du relevé, il y aura un biais négatif dans l'estimation de l'abondance. Le relevé de 2024 dans la région des îles Belcher et l'est de la baie d'Hudson a été effectué en un temps limité (c.-à-d. 18 jours pour les strates HC2 et HN), ce qui est comparable aux relevés précédents dans la même région, de façon à réduire au minimum les biais potentiels (Smith et Hammill 1986; Kingsley 2000; Gosselin *et al.* 2002, 2009, 2013, 2017; Gosselin 2005; St-Pierre *et al.* 2024). La période pendant laquelle les relevés des strates HC2 (du 28 août au 13 septembre) et HN (6 septembre) ont été effectués est légèrement plus tardive que lors des relevés précédents (annexe 9). Pourtant, la répartition spatiale des observations de bélugas dans la région des îles Belcher et de l'est de la baie d'Hudson est conforme aux relevés précédents; les bélugas ont été observés dans toute la strate de HC et aucun béluga n'a été observé dans la strate HN (Figure 6). De plus, les bélugas équipés d'enregistreurs satellitaires dans les rivières Little Whale ou Nastapoka pendant l'été (1993-2004) sont restés dans la zone du relevé aérien jusqu'au 16 septembre, après quoi ils ont commencé à se déplacer vers le nord (MPO 2024). Bien que cet ensemble de données sur les étiquettes satellitaires soit quelque peu désuet, la migration automnale du béluga a été retardée d'en moyenne 10 jours par décennie depuis 1990 (Niemi *et al.* 2019). Cela donne à penser que la migration des bélugas hors de la région des îles Belcher et de l'est de la baie d'Hudson se produit probablement plus tard maintenant qu'au moment où ces étiquettes ont été déployées. Enfin, aucune observation ou prise de béluga n'a été signalée par les gardes Uumajuit dans le nord-est de la baie d'Hudson ou le détroit d'Hudson au cours des deux premières semaines de

septembre 2024, ce qui donne à penser que la migration vers le nord du béluga n'avait pas commencé avant la fin du relevé de 2024. Par conséquent, rien n'indique que l'estimation du relevé de 2024 sur les bélugas du stock BEL-EBH pourrait représenter une sous-estimation de la taille du stock en raison des déplacements directionnels des individus pendant la période du relevé.

L'estimation de l'abondance des bélugas selon le relevé du stock JAM en 2024 se situe dans la fourchette des estimations précédentes pour ce stock. En revanche, l'estimation de l'abondance des bélugas du stock BEL-EBH est la plus faible de la série chronologique des neuf relevés effectués depuis 1985. Le relevé de 2024 dans la région des îles Belcher et de l'est de la baie d'Hudson a été associé à la plus grande correction du biais de disponibilité de la série chronologique, combinée à la même correction du biais de perception que celle appliquée à la plupart des relevés (7 sur 9) dans cette région. Par conséquent, le faible indice d'abondance à la surface en 2024 avant l'application de ces corrections explique à lui seul la faible estimation entièrement corrigée de l'abondance en 2024. Cette estimation est conforme aux résultats du relevé de 2021, qui a également produit une estimation faible et précise de l'abondance (St-Pierre *et al.* 2024) et qui indique un déclin annuel de 3 % du stock BEL-EBH depuis 2015 (Hammill *et al.* 2023). Il n'y a aucune raison de croire que le relevé de 2024 est biaisé négativement par rapport aux relevés précédents. Les modèles de population intégrés peuvent atténuer les variations entre les relevés dans les estimations de l'abondance s'ils incluent des renseignements supplémentaires sur le stock, comme la structure par âge et par sexe, les taux de reproduction et les statistiques sur les prises. Un tel modèle a été mis en œuvre pour les stocks de bélugas de la baie James et de la région BEL-EBH afin de mieux comprendre l'abondance et la tendance du stock au cours des 40 dernières années (Van de Walle *et al.* 2025).

REMERCIEMENTS

Nous remercions les observateurs de mammifères marins qui ont participé activement à notre atelier de formation et aux vols de relevé : Rupert Weetaltuk et Jason Alariaq. Nous remercions Antoine Dispas, Coralie Voyer, Kayla Trempe-Kay, Tera Edkins et Mark Mills, qui ont été les observateurs pour ce relevé. Joel Consul de Kenn Borek Air et Jean Gosselin d'Air Montmagny ont apporté leur soutien au déploiement des avions. Les pilotes Steeve Giguère, David Plourde, Bryan Good et Blake Bullock étaient rapidement disponibles pour chaque fenêtre météorologique et nous ont ramenés 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, 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.

RÉFÉRENCES CITÉES

- Arnold, T. W. 2010. Uninformative parameters and model selection using Akaike's information criterion. *J. Wildl. Manag.* 74(6):1175-1178.
- Bailleul, F., Lesage, V., Power, M., Dodge, D. W., et Hammill, M. O. 2012. 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. doi: 10.3354/esr00420.
- Becker, E. F., et Quang, P. X. 2009. A gamma-shaped detection function for line-transect surveys with mark-recapture and covariate data. *JABES* 14:207-223.
- 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.
- Bourdages, H., Lesage, V., Hammill, M. O., et de March, B. 2002. [Impact of harvesting on population trends of beluga in eastern Hudson Bay](#). DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2002/36, i + 45.
- Brennin, R., Murray, B. W., Friesen, M. K., Maiers, L. D., Clayton, J. W., et White, B. N. 1997. Population genetic structure of beluga whale (*Delphinapterus leucas*): mitochondrial DNA sequence variation within and among North America populations. *Can. J. Zool.* 75: 795-802.
- 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. doi: 10.1046/j.1365-294X.1997.00275.x.
- 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. doi: 10.1046/j.1365-294X.1998.00559.x.
- 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.
- 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.
- 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. doi: 10.1098/rspb.2012.2552.

-
- 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. 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. doi: 10.14430/arctic607.
- de March, B. G. E., 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: 17-38.
- 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.
- 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, vi + 57.
- 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. 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. 2005. [Abundance indices of belugas in James Bay and eastern Hudson Bay in summer 2004](#). DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2005/011, 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. [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.
- 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.
- 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.

-
- 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.
- 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.
- 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., 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.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., Borchers, D., Thomas, L., Miller, D., et Bishop, J. 2022. mrds: Mark-Recapture Distance Sampling. R package version 2.2.8. (Accessed Jan. 2025).
- Lawson, J., Hammill, M. O., et Stenson, G. B. 2006. [Characteristics for recovery: Beluga whale](#). DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2006/075, 20.
- Lesage, V., Doidge, D. W., et Fibich, R. 2001. [Harvest statistics for beluga whales in Nunavik, 1974-2000](#). DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2001/022, 35.
- Lewis, A. E., Hammill, M. O., Power, M., Doidge, D. W., 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, 13–24. doi: 10.14430/arctic109.
- 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.
- Montana, L., Bringloe, T. T., Bourret, A., Sauvé, C., Mosnier, A., Ferguson, S., Postma, L., Lesage, V., Hammill, M. O., et Parent, G. J. 2024. Reduced representation and whole genome sequencing approaches highlight beluga whale populations associated to eastern Canada summer aggregations. Evol. Appl. 17:e70058.
- MPO. 2018. [Avis sur le prélèvement de béluga \(*Delphinapterus leucas*\) dans l'est et l'ouest de la baie d'Hudson](#). Secr. can. de consult. sci. du MPO, Avis sci. 2018/008. (Erratum : Septembre 2020).
- MPO. 2024. [Conséquence pour la conservation du déplacement de la limite nord de la zone de prise totale autorisée de béluga des îles Belcher et de l'est de la baie d'Hudson au sud de son emplacement actuel](#). Secr. can. des avis sci. du MPO. Rép. des Sci. 2024/026.

-
- Niemi, A., Ferguson, S., Hedges, K., Melling, H., Michel, C., Ayles, B., Azetsu-Scott, K., Coupel, P., Deslauriers, D., Devred, E., Doniol-Valcroze, T., Dunmall, K., Eert, J., Galbraith, P., Geoffroy, M., Gilchrist, G., Hennin, H., Howland, K., Kendall, M., Kohlbach, D., Lea, E., Loseto, L., Majewski, A., Marcoux, M., Matthews, C., McNicholl, D., Mosnier, A., Mundy, C.J., Ogloff, W., Perrie, W., Richards, C., Richardson, E., Reist, R., Roy, V., Sawatzky, C., Scharffenberg, K., Tallman, R., Tremblay, J.-É., Tufts, T., Watt, C., Williams, W., Worden, E., Yurkowski, D., Zimmerman, S. 2019. State of Canada's Arctic Seas. Can. Tech. Rep. Fish. Aquat. Sci. 3344: xv + 189 p.
- O'Corry-Crowe, G. M., Suydam, R. S., Quakenbush, L. T., Potgieter, B., Harwood, L. A., Litovka, D., Ferrer, T., Citta, J., Burkanov, V., Frost, K., et Mahoney, B. 2018. Migratory culture, population structure and stock identity in North Pacific beluga whales (*Delphinapterus leucas*). PLoS ONE 13, 1–32. doi: 10.1371/journal.pone.0194201.
- 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. doi: 10.1038/s41598-020-67314-w.
- 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, ii + 23.
- R Development Core Team. 2023. [R: A Language and Environment for Statistical Computing](#). R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria. (Accessed Jan. 2025)
- Reeves, R. R., et Mitchell, E. D. 1987. History of White Whale (*Delphinapterus leucas*): Exploitation in Eastern Hudson Bay and James Bay. Can. Spec. Publ. Fish. Aquat. Sci. 95, 45.
- 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. 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.
- 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, È., 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. doi: 10.3354/esr00445.
- Satterthwaite, F.E. 1946. An approximate distribution of estimates of variance components. Biomet. Bull. 2: 110-114.

-
- 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
- Sauvé, C., Caissy, P., Hammill, M.O., Mosnier, A., St-Pierre, A. P., et Gosselin, J.-F. 2024. [Évaluation du potentiel de rétablissement des stocks de béluga \(*Delphinapterus leucas*\) du Nunavik \(nord du Québec\)](#). Doc. de rech. 2024/030. v + 77 p.
- Sergeant, D. E. 1973. Biology of White Whales (*Delphinapterus leucas*) in Western Hudson Bay. J. Fish. Res. Board Can. 30, 1065–1090. doi: 10.1139/f73-178.
- 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., 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.
- Thomas, L., Buckland, S. T., Rexstad, E. A., Laake, J. L., Strindberg, S., Hedley, S. L., Bishop, J. R., B., Marques, T. A., Burham, K. P. 2010. Distance software: design and analysis of distance samplig surveys for estimating population size. J. Appl. Ecol. 45:5-14.
- 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. doi: 10.1007/s10592-011-0294-x.
- Van de Walle, J., Tinker, M.T., et Sauvé, C. 2025. [Estimation de l'abondance et impact de la chasse pour le béluga des îles Belcher-est de la baie d'Hudson et de la baie James : mise à jour 2024](#). Secr. can. des avis sci. du MPO. Doc. de rech. 2025/056. v + 71 p.
- 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, 15. doi: 10.1155/2012/567276.

TABLEAUX

Tableau 1. Effort de relevé et nombre de bélugas détectés dans les différentes zones et strates pendant le relevé visuel par transects linéaires dans la baie James et la région des îles Belcher et de l'est de la baie d'Hudson à l'été 2024. La strate de la baie James a 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 Tasiujaq (RG), 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 bande effective (DLBE) après la troncature à droite à 1 687 m est également fourni. En plus de ces observations, un béluga avec une distance perpendiculaire a été détecté pendant un vol côtier et a été inclus dans les données utilisées pour l'estimation de la DLBE.

Région et strate	Dates de relevé (mois/jour)	Superficie de la strate (km ²)	Nombre de lignes	Longueur totale du tracé (km)	Nombre de groupes	Nombre d'individus	Groupes (individus) sans distance	Groupes (individus) utilisés pour la DLBE
Baie James	18/07 – 26/07	78 324	24	4 033	481	907	73 (127)	385 (721)
Îles Belcher et est de la Baie d'Hudson								
HC1	31/07 – 10/08	78 490	13	2 005	33	57	0	33 (57)
HC2	28/08 – 13/09	78 490	36	8 327	105	189	1(20)	100 (163)
HN	06/09	18 917	6	1 354	0	0	0	0
RG	09/08	705	5	95	0	0	0	0

Tableau 2. Sélection de la fonction de détection pour estimer la demi-largeur effective de la bande de la strate (DLBE) en mètres à l'aide d'une fonction de détection gamma avec des covariables potentielles ajustées à 519 observations de bélugas enregistrées au cours des relevés de transects linéaires effectués en 2024 dans la baie James et l'est de la baie d'Hudson. La taille des groupes binaires a été incluse a priori dans la fonction gamma, et des covariables supplémentaires ont été conservées si leur inclusion entraînait une diminution du CIA d'au moins 2 points. Les distances perpendiculaires ont été tronquées à droite à 1 687 m. Le modèle retenu pour l'estimation de l'indice d'abondance à la surface est affiché en caractères gras.

Covariable	CIA	ΔCIA	Nombre de paramètres	Demi-largeur effective de la bande (CV)
Observateur + taille du groupe (1 ou 2+)	7 407	0	6	756 (8,7 %)
Taille du groupe (1 ou 2+)	7 417	10	2	757 (4,8 %)
Type de plateforme et taille du groupe (1 ou 2+)	7 419	12	3	757 (5,6 %)
Beaufort + taille du groupe (1 ou 2+)	7 419	12	5	757 (7,2 %)
Couverture nuageuse + taille du groupe (1 ou 2+)	7 419	12	3	757 (5,8 %)
Visibilité + taille du groupe (1 ou 2+)	7 419	12	4	757 (6,7 %)
Taille du groupe (numérique)	7 420	13	2	757 (5,1 %)
Intensité du reflet et taille du groupe (1 ou 2+)	7 423	16	5	757 (7,4 %)

Tableau 3. Indices de densité et d'abondance à la surface pour la baie James et la région des îles Belcher et de l'est de la baie d'Hudson à l'été 2024. Ces estimations tiennent compte du nombre de groupes dans la distance de troncature à droite (1 687 m) et du nombre de groupes qui ont été détectés sans distances perpendiculaires, mais qui étaient supposés être plus proches que la troncature à droite. Les parenthèses montrent le coefficient de variation (%) et l'IC à 95 % pour les indices d'abondance. Dans la région des îles Belcher et de l'est de la baie d'Hudson, l'estimation à la surface est la somme des strates HC2, HN et RG (voir la Figure 2 pour leurs emplacements). La densité dans la strate HC1 n'a pas été utilisée pour calculer un indice d'abondance à la surface en raison d'une couverture incomplète.

Région et strate	Nombre de groupes	Taille prévue du groupe	Taux d'observation (groupes/km)	Densité à la surface (groupes/km ²)	Densité à la surface (individus/km ²)	Indice d'abondance à la surface
Baie James	408	1,9118 (5,92)	0,1012 (20,60)	0,0290 (20,61)	0,0555 (21,44)	4 349 (de 2 761 à 6 851)
Îles Belcher et est de la baie d'Hudson						
HC1	33	1,7273 (16,76)	0,0165 (83,01)	0,0049 (83,02)	0,0085 (84,69)	-
HC2	105	1,6190 (10,28)	0,0126 (20,77)	0,0038 (20,83)	0,0061 (23,23)	479 (300-767)
HN	0	0	0	0	0	0
RG	0	0	0	0	0	0

Tableau 4. Sélection de la fonction de détection utilisée pour estimer le biais de perception pour la strate de la baie James à l'aide d'une fonction de détection gamma avec des covariables ajustées à 208 observations de bélugas enregistrées avec la configuration à double plateforme au cours du relevé de transects linéaires effectué en 2024 dans la strate HC1 de la baie d'Hudson. Les distances perpendiculaires ont été tronquées à droite à 1 687 m. Le modèle retenu pour estimer $p(0)$ est affiché en caractères gras.

Covariable	CIA	Δ CIA	Nombre de paramètres	Demi-largeur effective de la bande (CV)
Observateur + taille du groupe (1 ou 2+)	3 008	0	4	864 (10,3 %)
Taille du groupe (numérique)	3 016	8	3	860 (9,8 %)
Taille du groupe (1 ou 2+)	3 017	9	3	860 (8,2 %)
Couverture nuageuse + taille du groupe (1 ou 2+)	3 017	9	4	860 (9,6 %)
Type de plateforme et taille du groupe (1 ou 2+)	3 018	10	4	860 (31,4 %)
Intensité du reflet et taille du groupe (1 ou 2+)	3 019	11	6	861 (13,0 %)
Visibilité + taille du groupe (1 ou 2+)	3 019	11	6	861 (19,2 %)
Beaufort + taille du groupe (1 ou 2+)	3 022	14	6	860 (14,7 %)

Tableau 5. Estimations de l'abondance des stocks de bélugas dans la baie James et la région des îles Belcher et de l'est de la baie d'Hudson, estimées à partir de neuf relevés aériens systématiques effectués entre 1985 et 2024. 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 estimations du biais de disponibilité et de perception sont présentées pour chaque année de relevé. Les données de relevé de 1985 ont été recueillies à l'aide de techniques de transects en bandes^a, tandis que les huit autres relevés ont suivi des trajets similaires, mais les données ont été recueillies à l'aide de techniques de transects linéaires^b. On a multiplié les estimations des transects en bandes du relevé de 1985 par un rapport bande à ligne avant la correction pour tenir compte des biais de disponibilité et de perception, puis ajouté les dénombrements dans les estuaires (voir St-Pierre et al. 2024 pour plus de détails).

Strate	Année	Indice d'abondance à la surface (CV)	Estimation du biais de disponibilité (CV)	Estimation du biais de perception (CV)	Dénombrements dans les estuaires	Abondance corrigée (CV %)
Baie James	1985	1 682 (29,6)	0,562 (9,5)	0,625 (6,9)	0	4 788 (31,9)
	1993	3 135 (24,6)	0,663 (5,7)	0,625 (6,9)	0	7 573 (26,2)
	2001	6 374 (23,4)	0,568 (5,1)	0,625 (6,9)	5	17 958 (24,9)
	2004	5 830 (32,3)	0,521 (4,2)	0,625 (6,9)	0	17 930 (23,6)
	2008	9 256 (70,4)	0,577 (2,6)	0,625 (6,9)	0	25 686 (70,8)
	2011	7 597 (28,4)	0,551 (5,0)	0,625 (6,9)	0	22 063 (29,6)
	2015	5 455 (22,5)	0,547 (4,7)	0,436 (23,8)	0	22 847 (33,1)
	2021	4 920 (20,7)	0,530 (2,2)	0,643 (10,9)	0	14 427 (23,8)
	2024	4 349 (21,4)	0,514 (3,6)	0,738 (7,9)	0	11 455 (23,1)
Îles Belcher et est de la Baie d'Hudson	1985	1 413 (26,6)	0,562 (9,5)	0,625 (6,9)	474	4 497 (26,0)
	1993	1 029 (37,6)	0,663 (5,7)	0,625 (6,9)	18	2 504 (38,4)
	2001	921 (44,1)	0,568 (5,1)	0,625 (6,9)	39	2 634 (44,3)
	2004	1 647 (22,2)	0,521 (4,2)	0,625 (6,9)	5	5 069 (33,2)
	2008	1 559 (20,4)	0,577 (2,6)	0,625 (6,9)	0	4 326 (21,7)
	2011	1 490 (47,0)	0,551 (5,0)	0,625 (6,9)	354	4 681 (44,1)
	2015	1 991 (46,1)	0,547 (4,7)	0,436 (23,8)	167	8 506 (51,0)
	2021	876 (29,7)	0,530 (2,2)	0,643 (10,9)	289	2 858 (28,5)
	2024	479 (23,3)	0,514 (3,6)	0,625 (6,9)	0	1 491 (24,6)

^a Smith et Hammill 1986

^b Kingsley 2000; Gosselin et al. 2002, 2009, 2013, 2017; Gosselin 2005; St-Pierre et al. 2024; cette étude.

Tableau 6. Sélection de la fonction de détection utilisée pour estimer le biais de perception pour les relevés effectués dans une configuration à plateforme unique (c.-à-d. les relevés effectués avant 2015 et la strate HC2 dans la région des îles Belcher et l'est de la baie d'Hudson au cours du relevé de 2024) à l'aide d'une fonction de détection gamma avec des covariables potentielles ajustées à 562 observations de bélugas enregistrées avec la configuration à double plateforme au cours des relevés de transects linéaires effectués en 2015, 2021 et 2024 (baie James et strate HC1 de l'est de la baie d'Hudson). Les distances perpendiculaires ont été tronquées à droite à 1 550 m. Le modèle retenu pour l'estimation de p(0) est affiché en caractères gras.

Covariable	CIA	ΔCIA	W^2 Valeur p	Nombre de paramètres	Demi-largeur effective de la bande (CV)
Observateur + Beaufort+ taille du groupe (1 ou 2+)	8 094	0	0,668	16	759 (11,0 %)
Observateur + couverture nuageuse+ taille du groupe (1 ou 2+)	8 096	2	0,593	14	760 (10,5 %)
Observateur + taille du groupe (1 ou 2+)	8 098	4	0,539	13	762 (10,3 %)
Beaufort + taille du groupe (1 ou 2+)	8 106	12	0,834	6	768 (6,5 %)
Visibilité + taille du groupe (1 ou 2+)	8 108	14	0,742	5	767 (8,7 %)
Couverture nuageuse + taille du groupe (1 ou 2+)	8 113	19	0,844	4	770 (5,2 %)
Taille du groupe (1 ou 2+)	8 117	23	0,839	3	772 (4,5 %)
Intensité du reflet et taille du groupe (1 ou 2+)	8 118	24	0,802	6	771 (6,8 %)
Type de plateforme et taille du groupe (1 ou 2+)	8 119	25	0,812	4	772 (11,1 %)
Observateur + visibilité + taille du groupe (1 ou 2+)	Très mauvais ajustement	-	0,001	15	-

FIGURES

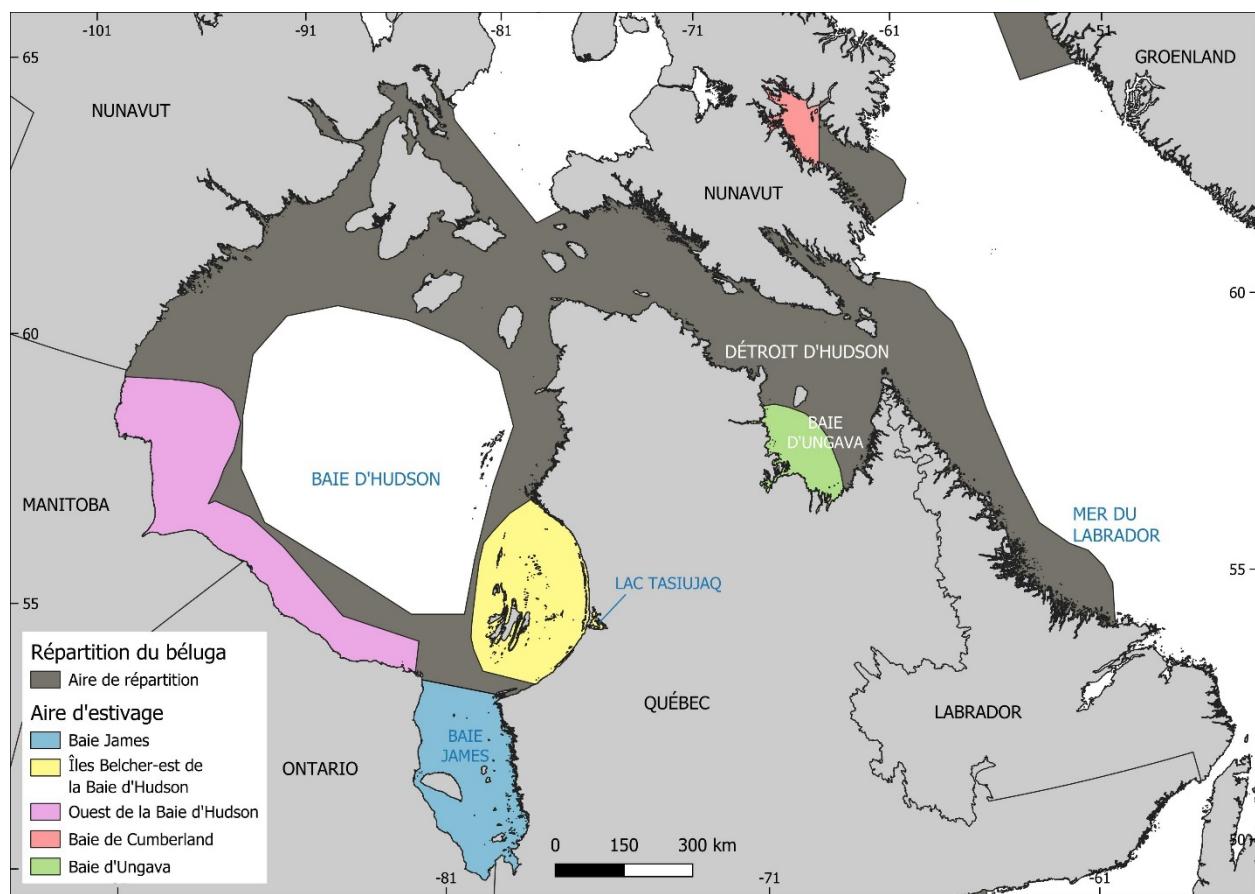


Figure 1. Répartition du béluga dans l'est du Canada et stocks de gestion reconnus. Adapté de COSEPAC (2020).

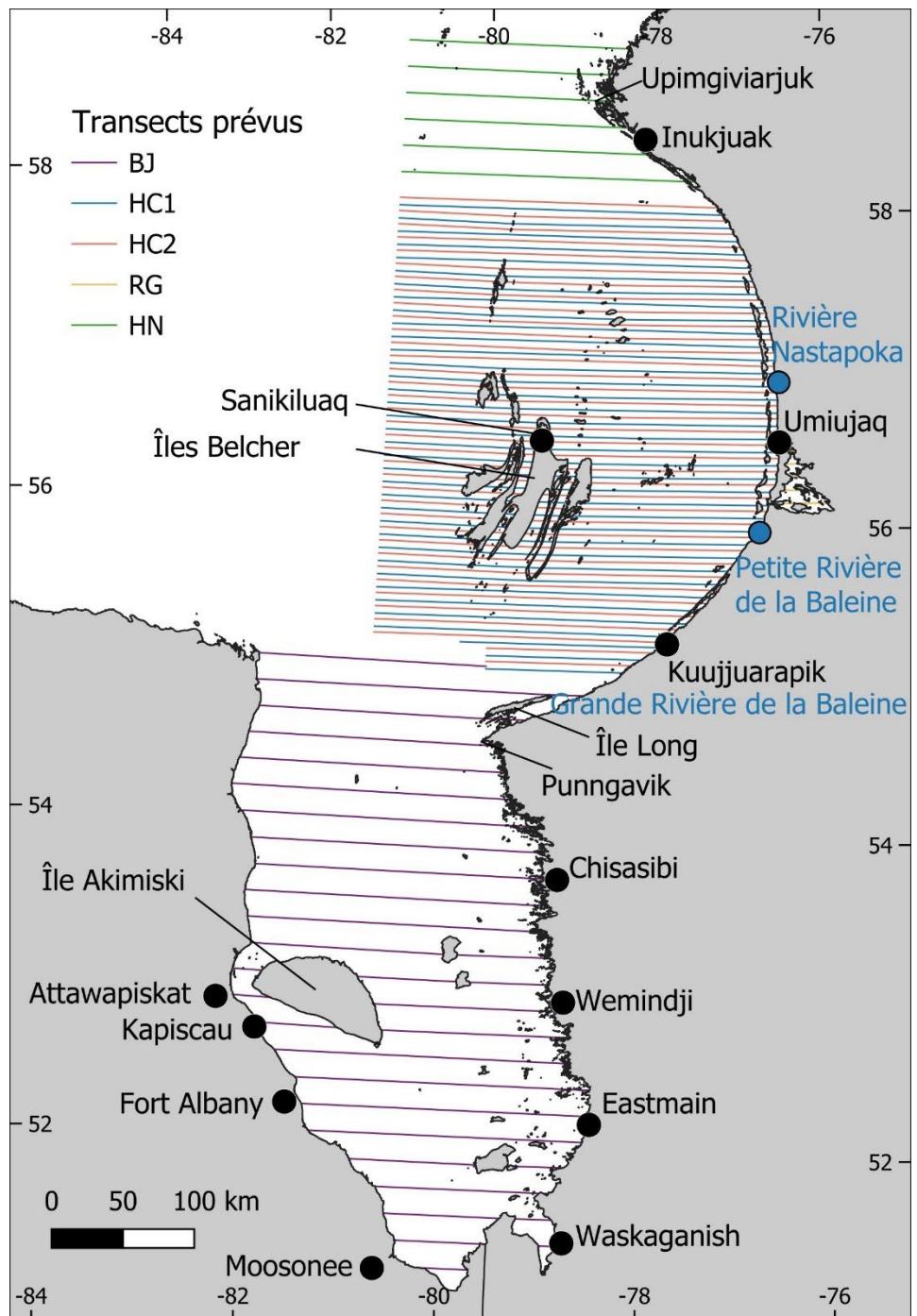


Figure 2. Lignes de transect prévues dans la baie James et dans la région des îles Belcher et de l'est de la baie d'Hudson pour le relevé aérien systématique des bélugas par transects linéaires à l'été 2024. Les lignes pointillées minces montrent les limites de la baie James (JB) et les strates à faible couverture (HN) et à couverture élevée (HC) dans la région des îles Belcher et de l'est de la baie d'Hudson. Il était prévu que la strate HC fasse l'objet de deux relevés (HC1 et HC2), avec des transects espacés de 9,3 km (5 milles marins) à chaque passage. Il était prévu que les strates JAM et HN soient chacune survolées une fois, avec un espacement des transects de 18,5 km (10 milles marins).

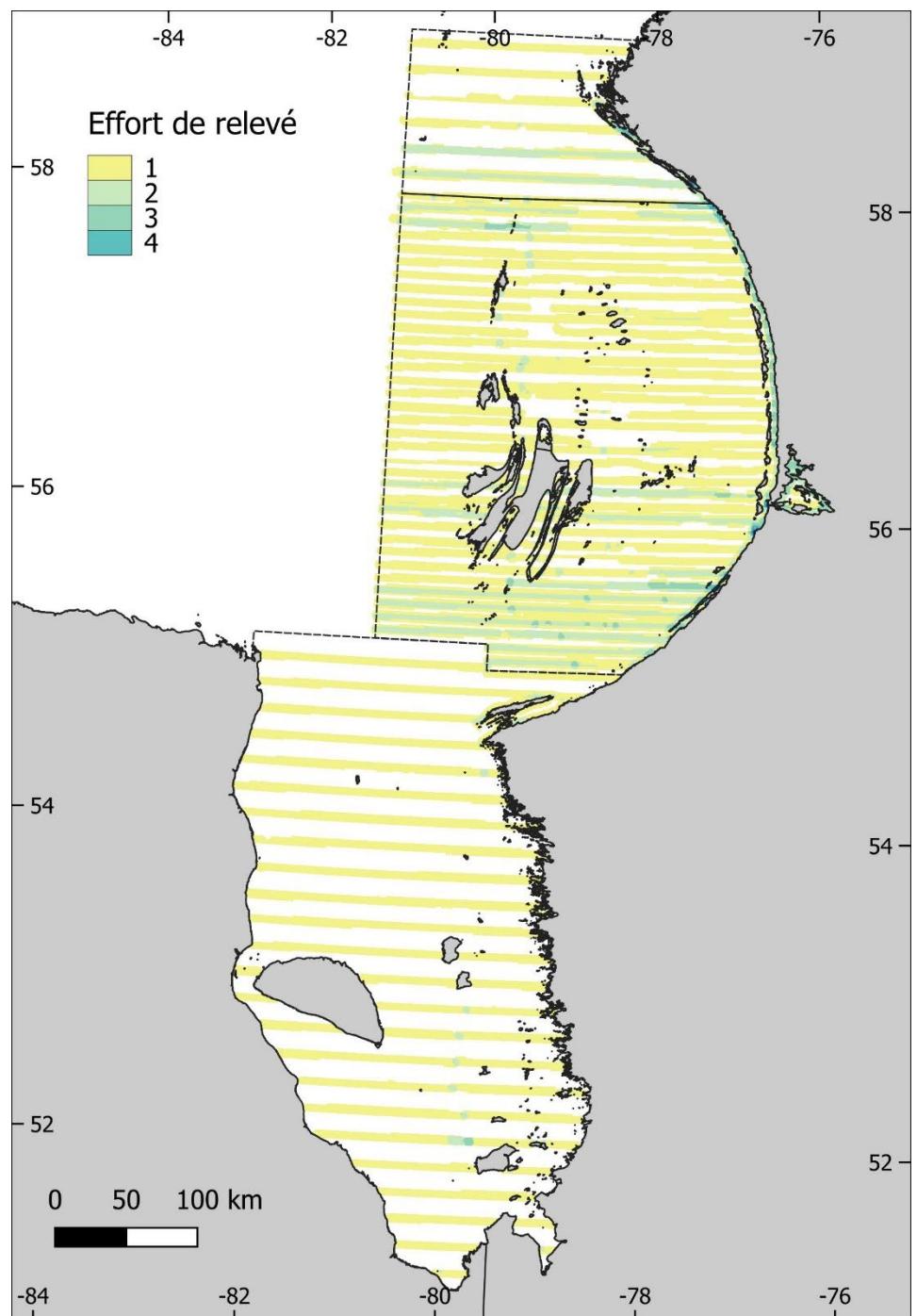


Figure 3. Effort de relevé réalisé dans la baie James et la région des îles Belcher et de l'est de la baie d'Hudson pour le relevé aérien systématique des bélugas par transects linéaires, ainsi que le long du littoral de l'est de la baie d'Hudson, de l'île Long, du lac Tasiujaq, de la rivière Nastapoka et de la rivière Little Whale à l'été 2024. L'effort de relevé a été dérivé à partir des trajectoires du relevé et des journaux des observateurs, et calculé comme la zone allant de la ligne de tracé à une demi-largeur effective de la bande de la strate (DLBE) du côté de l'avion où chaque observateur principal se trouvait pendant qu'il effectuait le relevé.

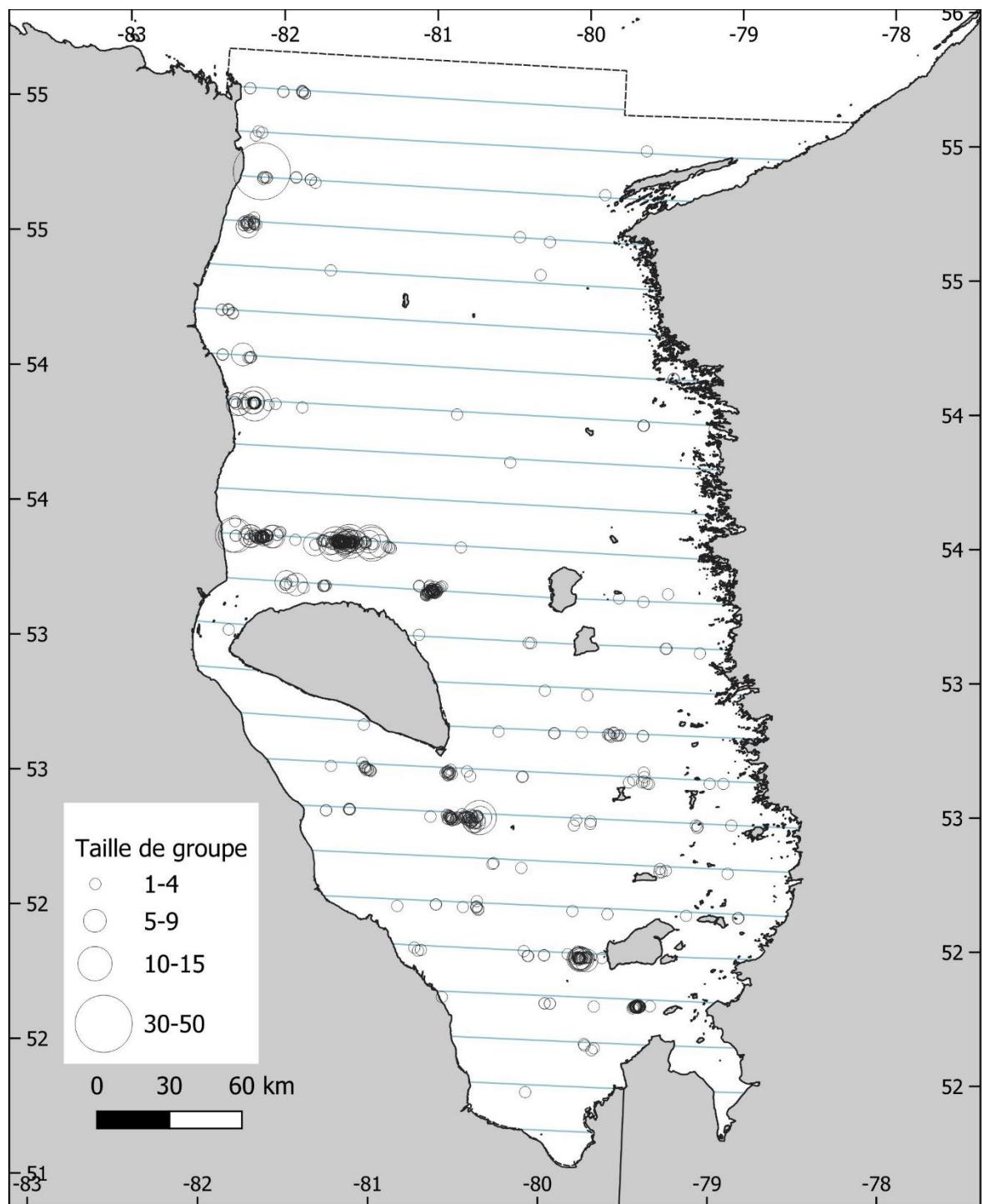


Figure 4. Répartition géographique des groupes de bélugas détectés et des transects linéaires étudiés dans la baie James (JB) durant le relevé aérien de 2024. L'espacement des transects dans la strate JB était de 18,5 km (10 milles marins).

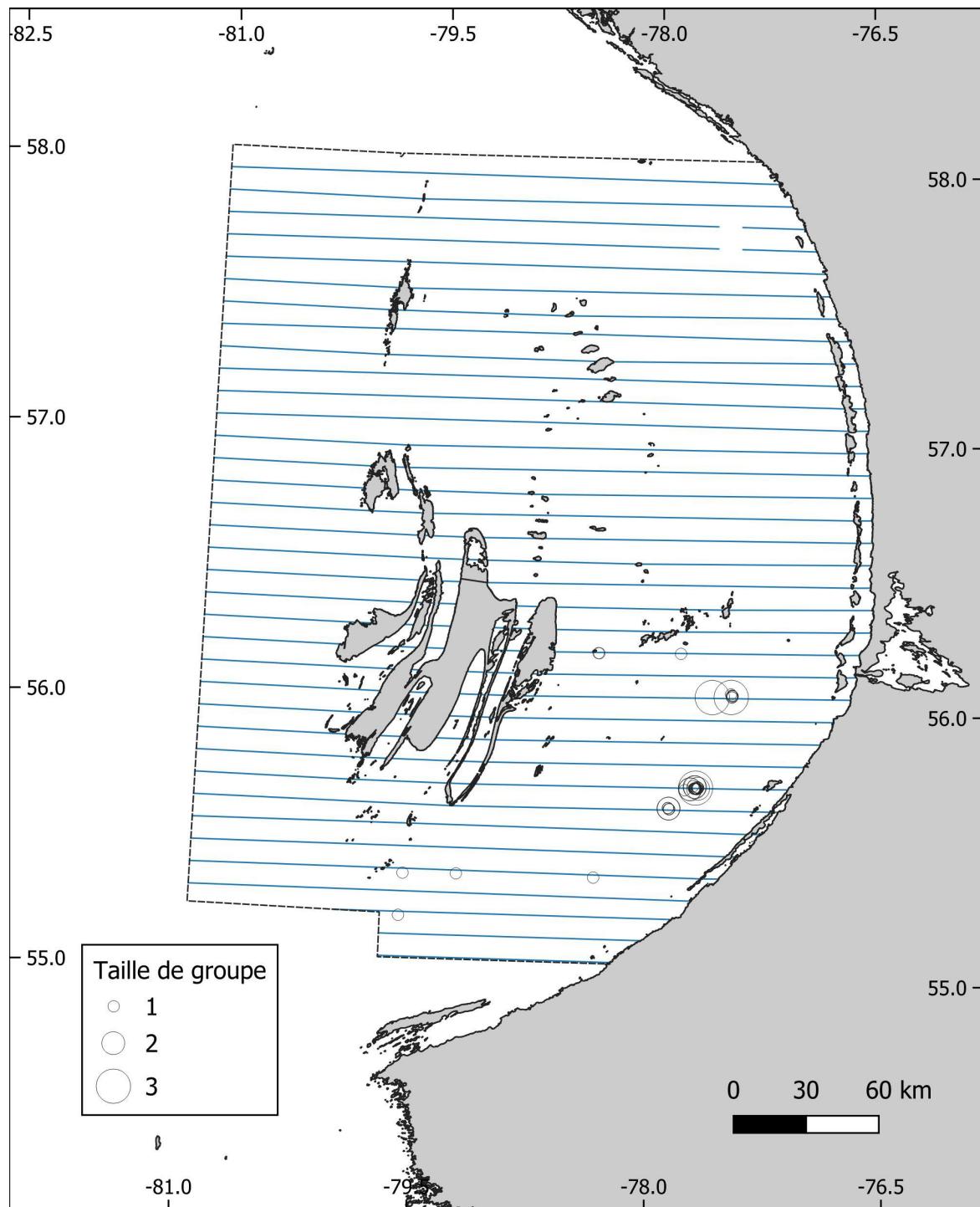


Figure 5. Répartition géographique des groupes de bélugas détectés et des transects linéaires étudiés au cours du premier relevé (passage) dans la zone de haute couverture des îles Belcher et de l'est de la baie d'Hudson (HC1). L'espacement prévu entre les transects dans la strate HC1 était de 9,3 km (5 milles marins).

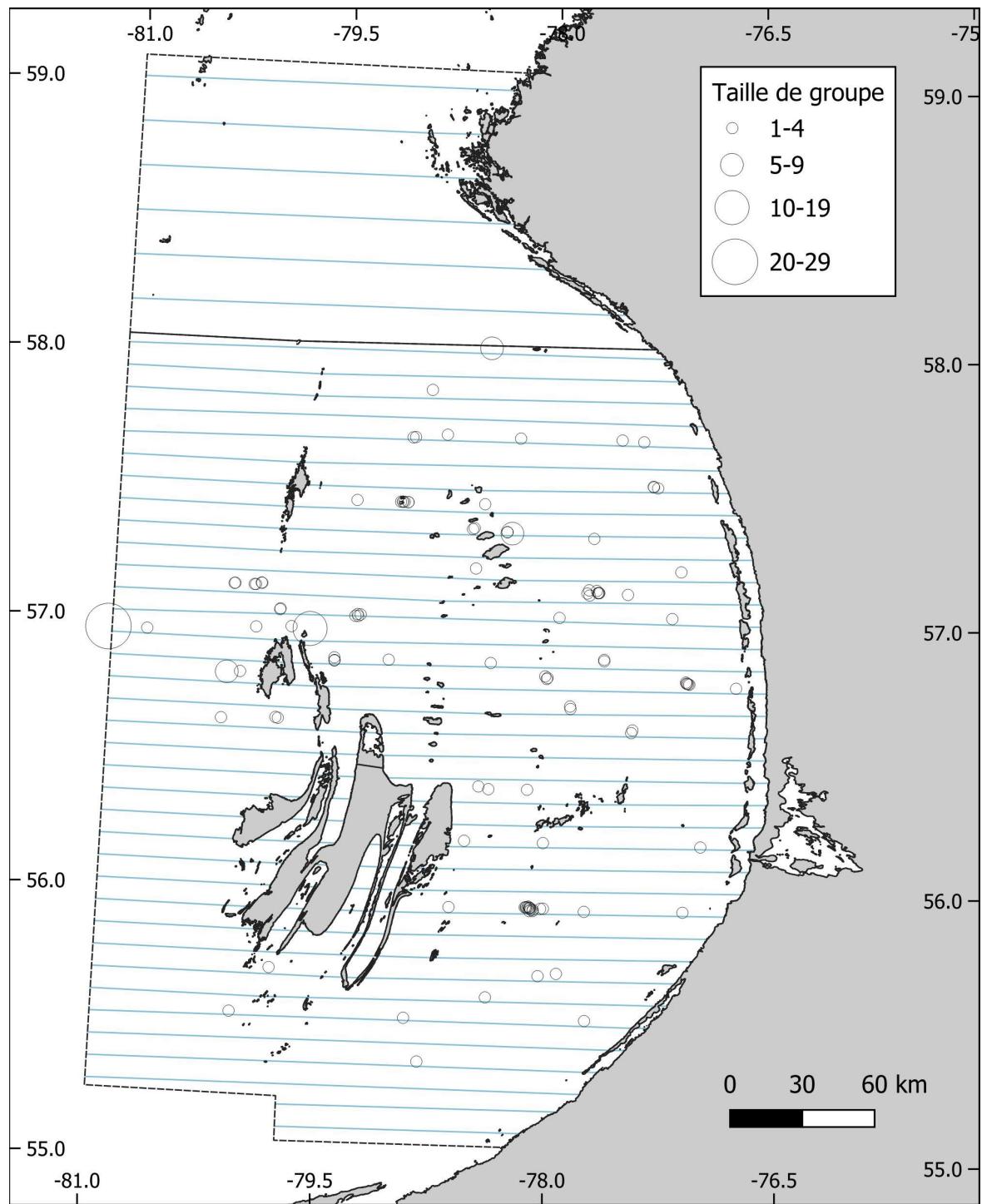


Figure 6. Répartition géographique des groupes de bélugas détectés et des lignes ayant fait l'objet d'un relevé à l'été 2024, utilisée pour calculer la densité à la surface et l'abondance des bélugas dans la région des îles Belcher et de l'est de la baie d'Hudson. Les strates incluses dans les analyses étaient le deuxième relevé (passage) dans la strate à couverture élevée (HC2), ainsi que le premier (et le seul) relevé dans les strates à faible couverture (HN) et du lac Tasiujaq (RG). L'espacement entre les transects était de 9,3 km (5 milles marins) dans les strates HC2 et RG, tandis qu'il était de 18,5 km (10 milles marins) dans la strate HN.

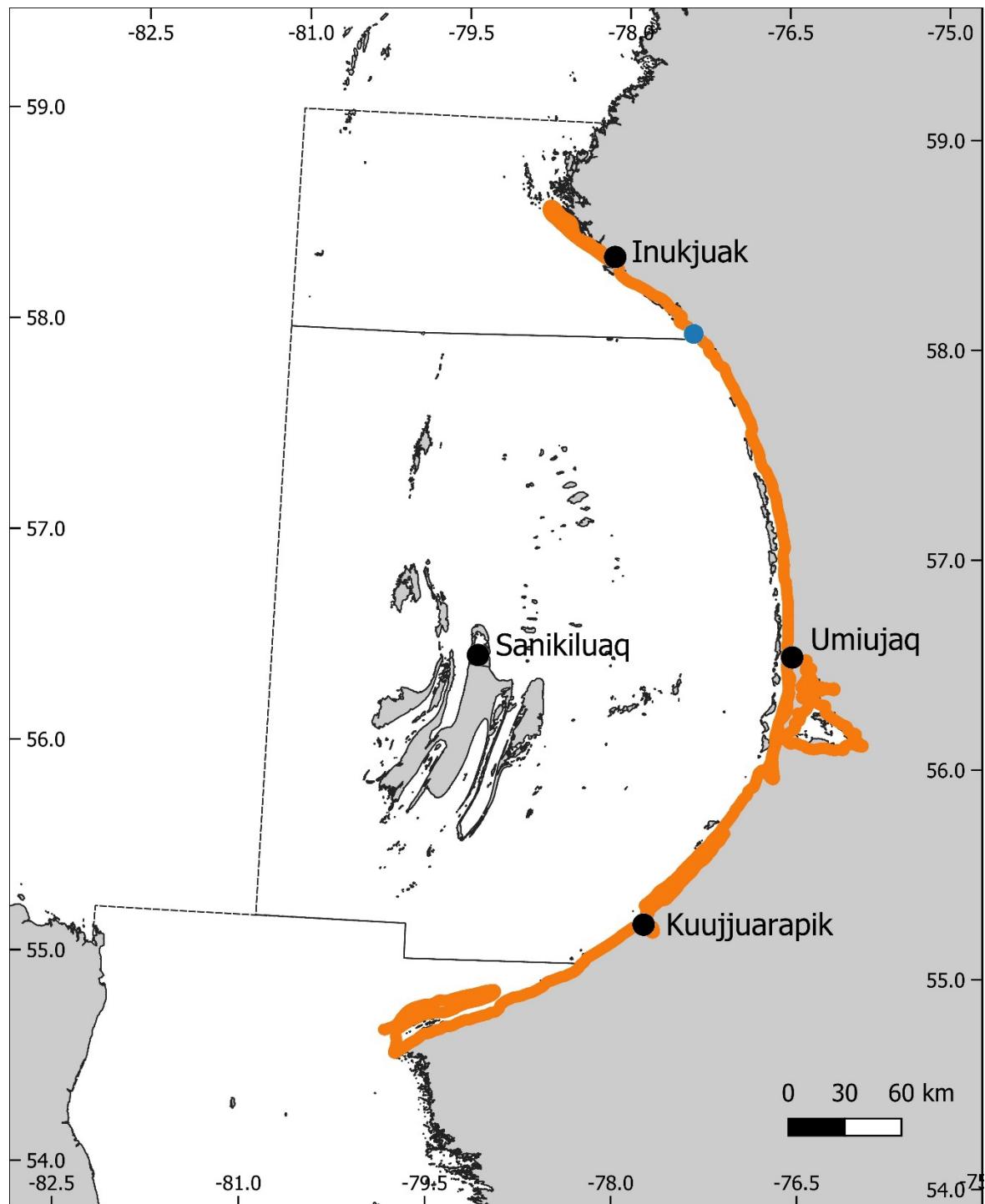


Figure 7. Répartition géographique du groupe de bélugas (taille du groupe = 1, cercle bleu) détecté pendant le relevé côtier (ligne orange) effectué à l'été 2024. Cette seule observation n'a pas été incluse dans l'estimation de l'abondance du stock BEL-EBH, car elle a été détectée à l'extérieur des estuaires.

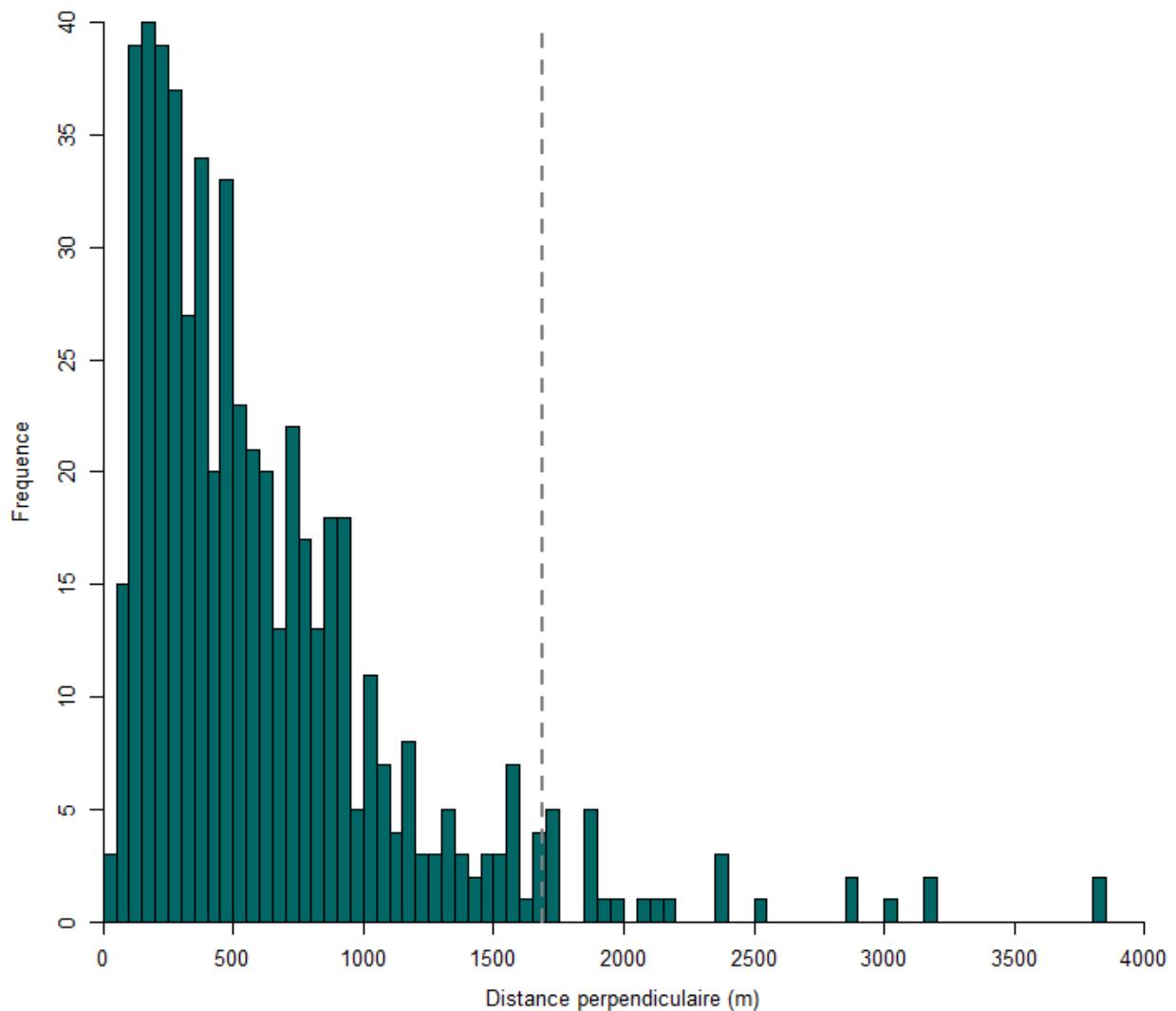


Figure 8. Distribution des distances perpendiculaires selon les transects linéaires pour les 547 groupes de bélugas détectés au cours des relevés aériens visuels des transects linéaires effectués dans la baie James et la région des îles Belcher et de l'est de la baie d'Hudson à l'été 2024. La troncature à droite de 5 % des observations les plus éloignées (ligne grise pointillée) pour l'ajustement de la courbe de détection a donné une distance perpendiculaire maximale de 1 687 m.

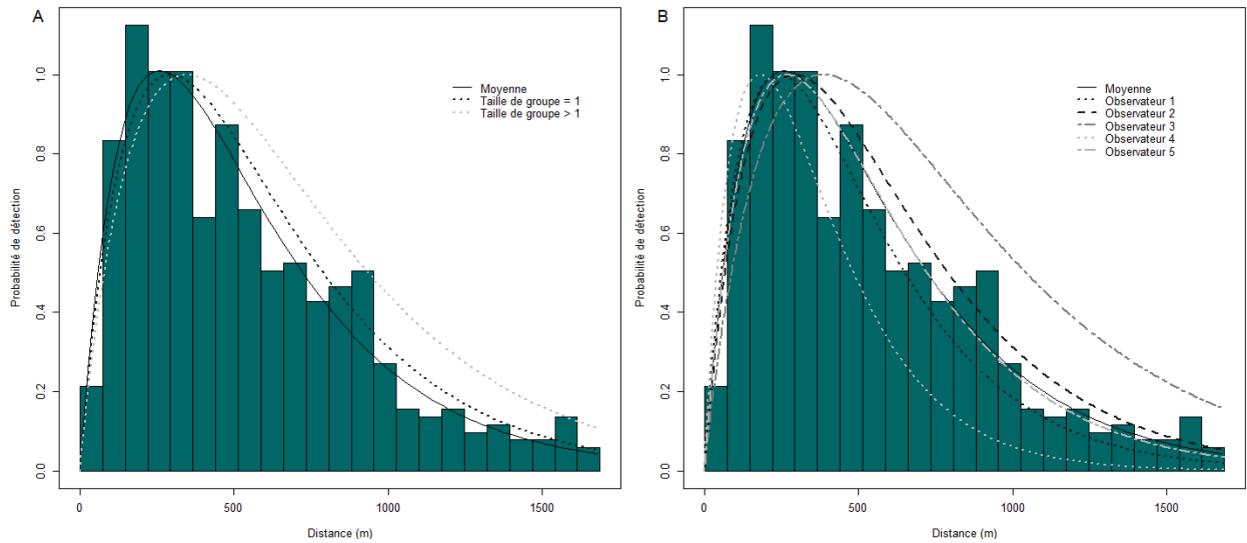


Figure 9. Répartition des distances perpendiculaires de 519 groupes de bélugas détectés dans la baie James et la région des îles Belcher et de l'est de la baie d'Hudson. La courbe de détection gamma a été ajustée aux distances non regroupées, avec comme covariables les observateurs et la taille des groupes binomiaux (c.-à-d. taille du groupe = 1 plutôt que taille du groupe > 1). La distance perpendiculaire maximale incluse dans les données était de 1 687 m. Dans le graphique A, la variable des observateurs est fixée à l'observateur 3, tandis que dans le graphique B, la taille du groupe est fixée à = 1.

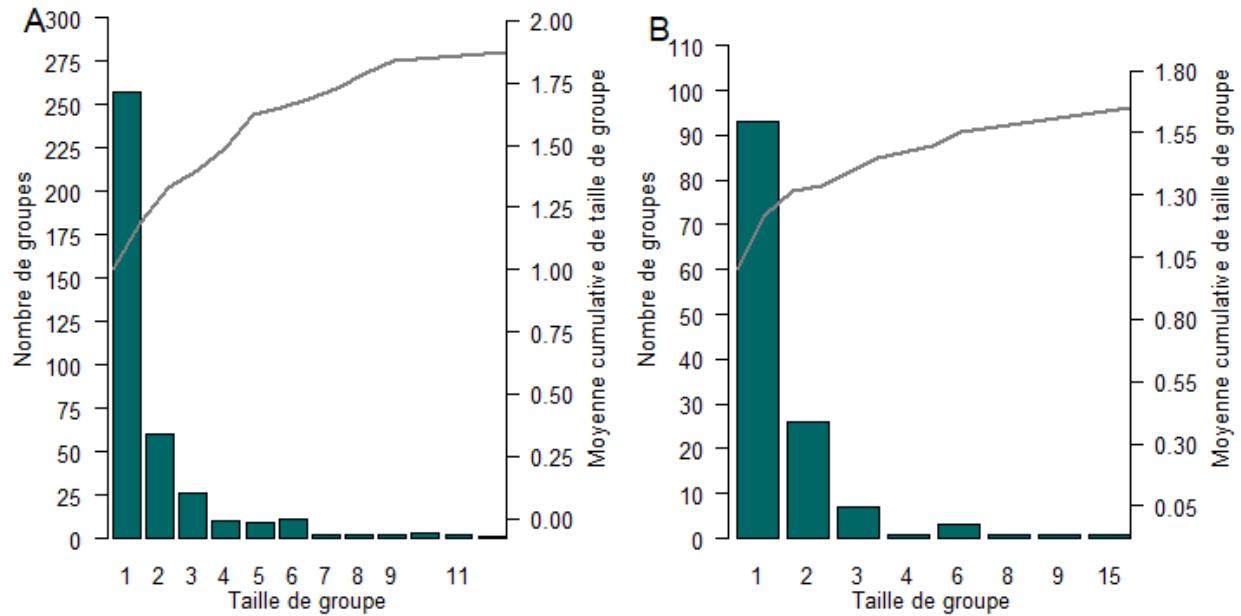


Figure 10. Distribution des fréquences des tailles des groupes de bélugas enregistrées par les observateurs principaux et à l'intérieur de la distance de troncature à droite dans la baie James (A) et dans la région des îles Belcher et de l'est de la baie d'Hudson (B) pendant le relevé aérien de 2024. La taille moyenne cumulée des groupes montre l'effet des groupes de grande taille sur la taille des groupes prévue.

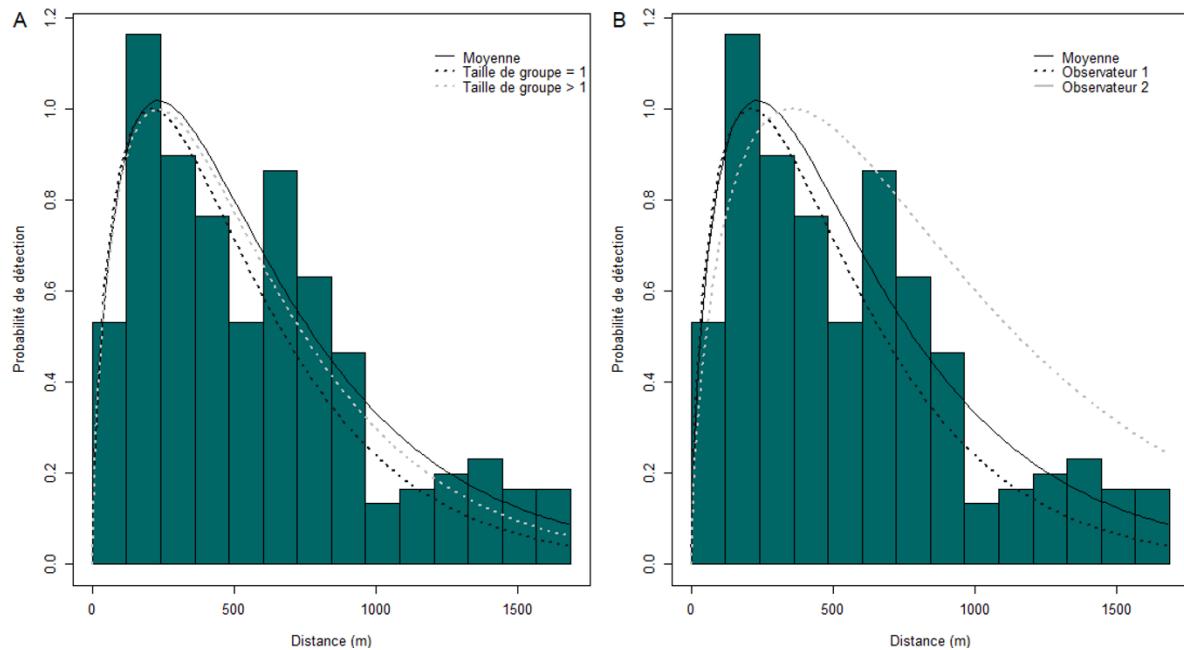


Figure 11. Répartition des distances perpendiculaires de 208 groupes de bélugas détectés par les observateurs principaux dans la baie James et la région des îles Belcher et de l'est de la baie d'Hudson pendant le relevé de 2024 alors que les observateurs principaux et secondaires étaient en configuration double plateforme à bord de l'avion. Une courbe de détection gamma a été ajustée aux distances non regroupées, avec comme covariables la taille des groupes binomiaux (c.-à-d. taille du groupe = 1 plutôt que taille du groupe > 1) et les observateurs. La distance perpendiculaire maximale incluse dans les données était de 1 687 m. Dans le graphique A, la variable des observateurs est fixée à l'observateur 1, tandis que dans le graphique B, la variable de la taille du groupe est fixée à =1.

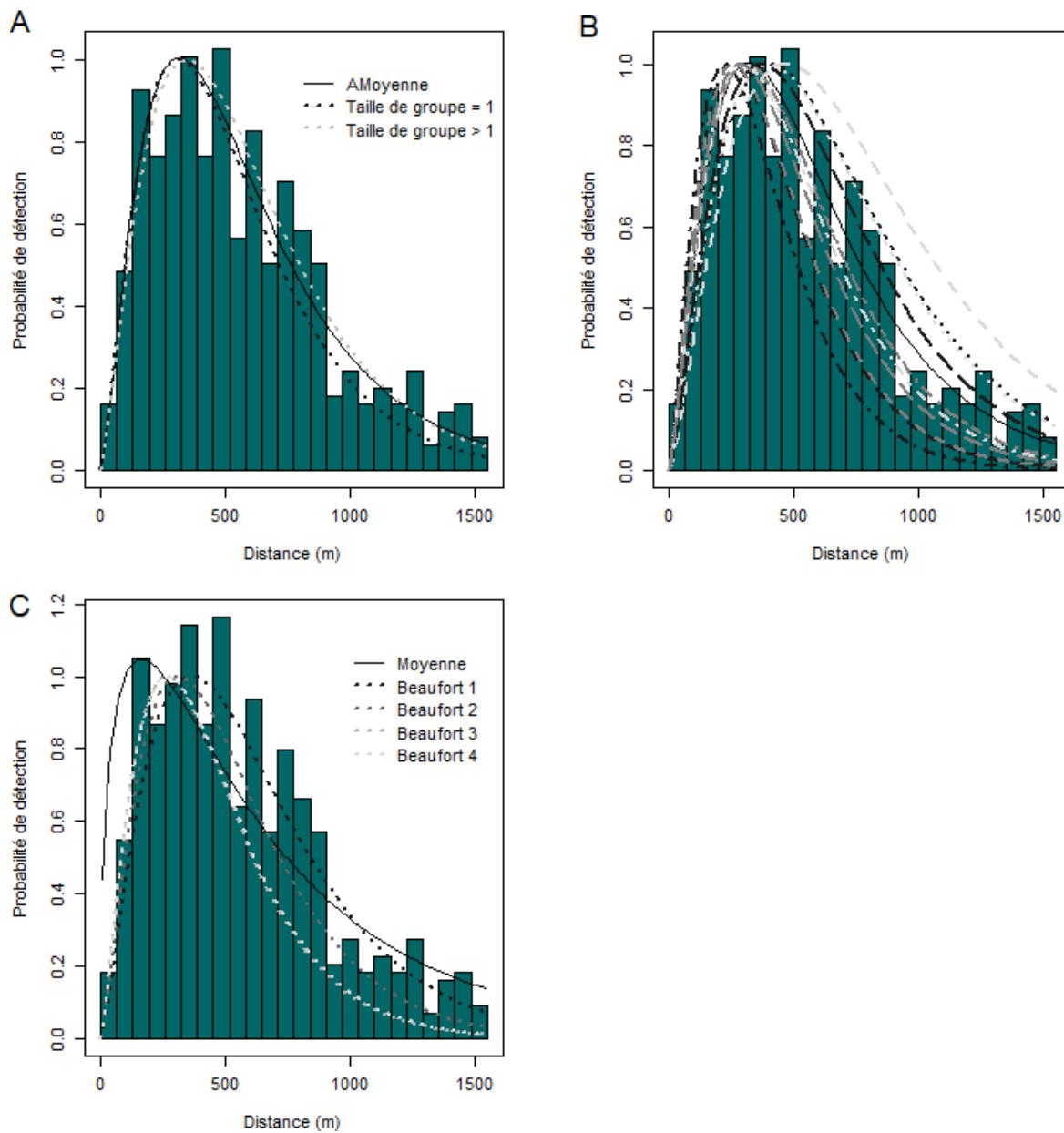


Figure 12. Répartition des distances perpendiculaires de 562 groupes de bélugas détectés par les observateurs principaux dans la baie James et la région des îles Belcher et de l'est de la baie d'Hudson pendant les relevés de 2015, 2021 et 2024 alors que les observateurs principaux et secondaires étaient en configuration double plateforme à bord de l'avion. Une courbe de détection gamma a été ajustée aux distances non regroupées, avec comme covariables la taille des groupes binomiaux (c.-à-d. taille du groupe = 1 plutôt que taille du groupe > 1), les observateurs (11 niveaux) et Beaufort (4 niveaux). La distance perpendiculaire maximale incluse dans les données était de 1 550 m.

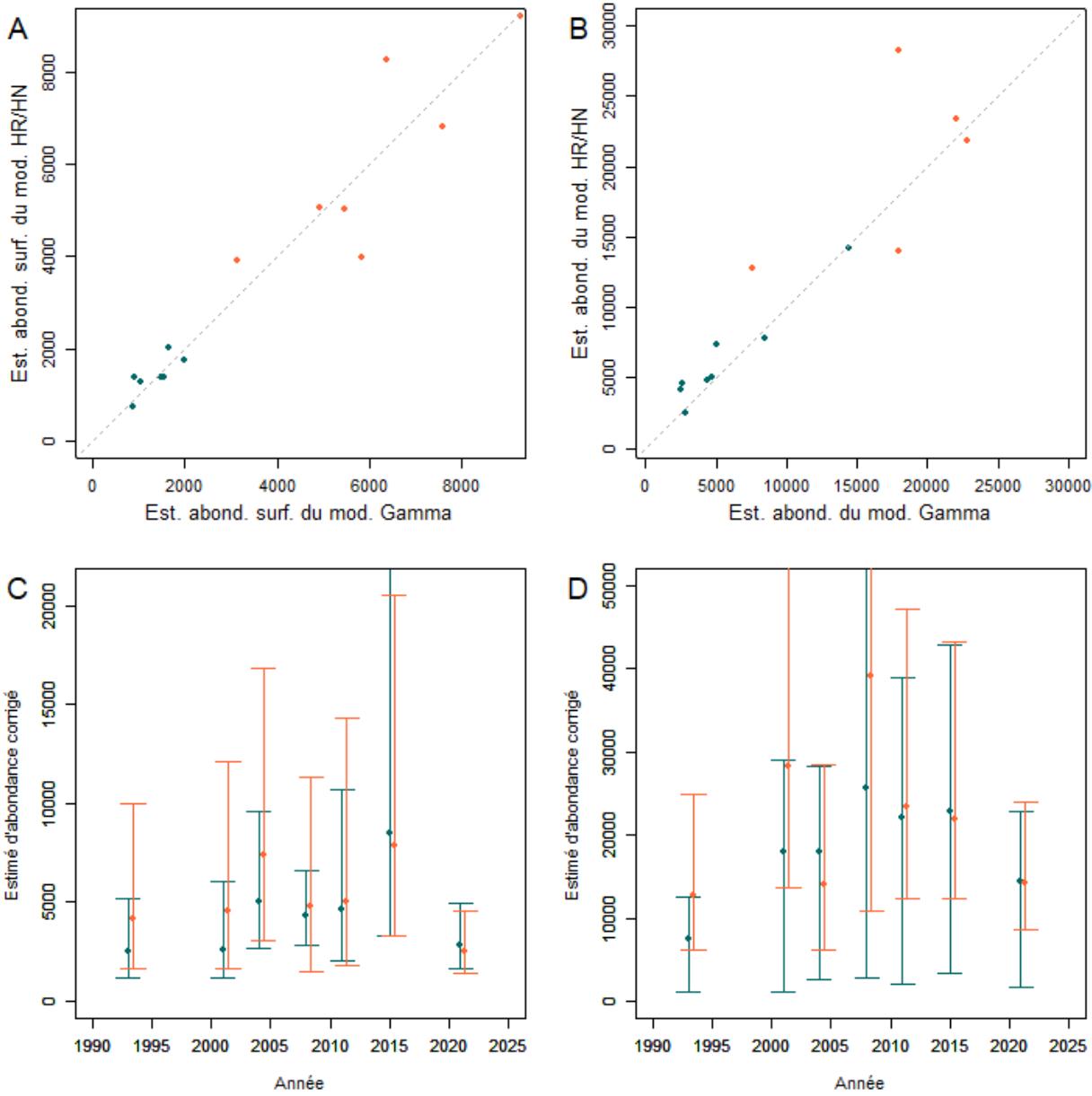


Figure 13. Graphiques du haut : corrélation entre (A) les estimations de l'abondance à la surface dérivées des courbes de détection gamma ajustées dans cette étude et celles dérivées des fonctions de détection semi-normales ou du taux de risque combinées à la troncature gauche des données; et entre (B) les estimations corrigées de l'abondance publiées précédemment (voir St-Pierre et al. 2024) et celles recalculées à l'aide des estimations de l'abondance à la surface et des facteurs de correction associés estimés dans cette étude. Les cercles verts et orange représentent les relevés dans la région des îles Belcher et de l'est de la baie d'Hudson et dans la baie James, respectivement. La ligne tiretée grise représente la ligne d'égalité. Les relevés effectués à l'aide de techniques de transects linéaires entre 1993 et 2021 sont présentés. Graphiques du bas : estimations de l'abondance corrigées précédemment publiées (cercles orange, voir St-Pierre et al. 2024) et estimations de l'abondance tirées de cette étude (cercles verts) pour (C) le stock des îles Belcher et de l'est de la baie d'Hudson et (D) le stock de bélugas de la baie James. Les barres d'erreur affichent les intervalles de confiance à 95 % associés aux estimations des relevés.

ANNEXE 1. RÉPARTITION DES ANGLES RELATIFS ENREGISTRÉS AU COURS DES RELEVÉS AÉRIENS SYSTÉMATIQUES

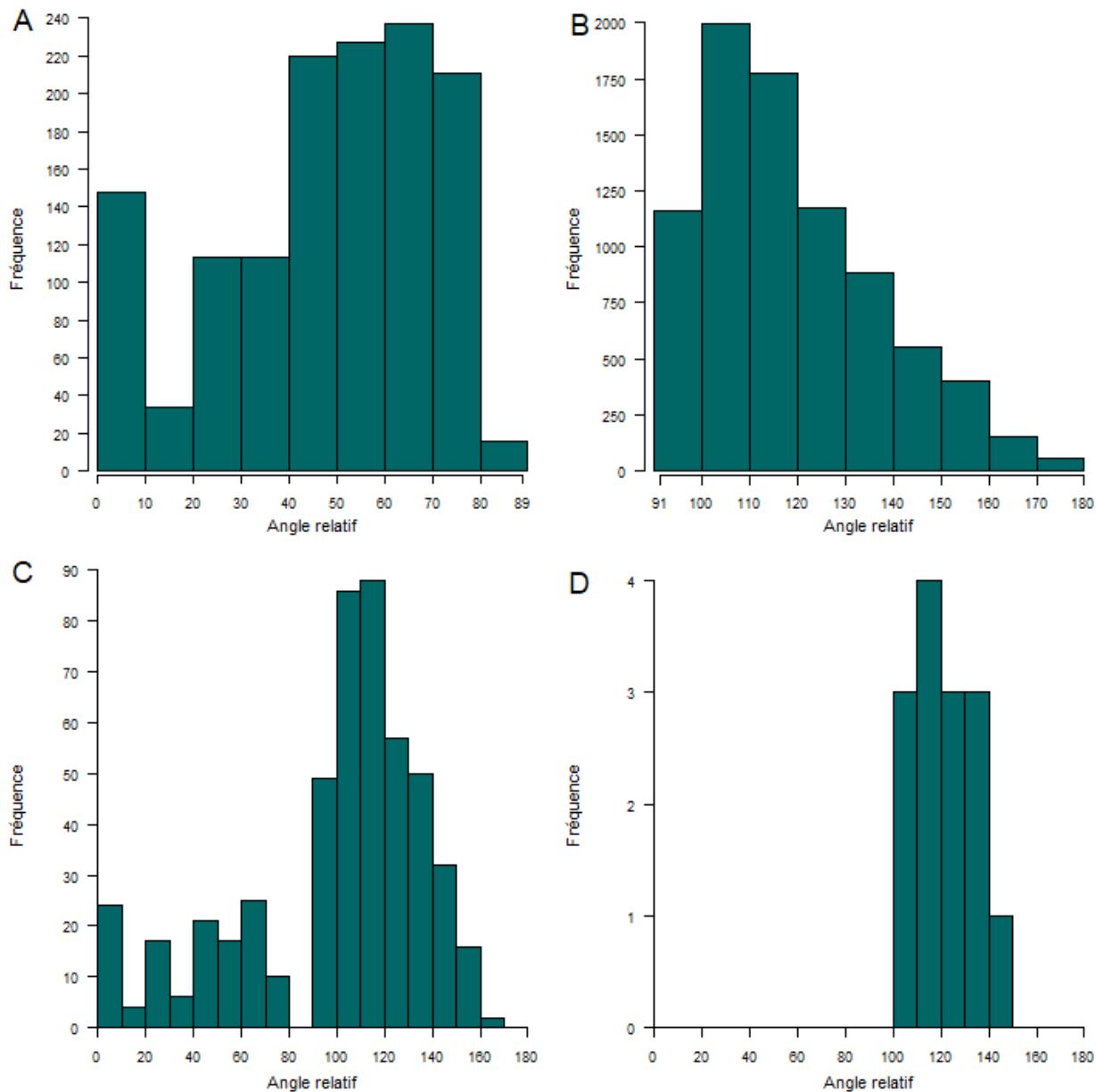


Figure A1.1. Répartition des angles relatifs d'après les observations de bélugas enregistrées par les observateurs A) à l'avant ($n = 1\ 319$) et B) par le travers ($n = 8\ 145$) au cours de 82 relevés visuels effectués entre 2001 et 2024 dans l'est du Canada. Les plateformes de relevé comprennent les avions Cessna 337, Partenavia P86 et de Havilland Twin Otter. Les graphiques (C) et (D) affichent des angles relatifs propres à la plateforme enregistrés à l'avant et à l'arrière pour le Partenavia P86 et le Kenn Borek Havilland Twin Otter, respectivement. On a demandé aux observateurs de consigner les observations par le travers dans la mesure du possible. Par conséquent, ces observations faites à l'avant et à l'arrière représentent 1,5 % et 9,3 % de toutes les observations ($n = 87\ 883$) enregistrées pendant les relevés.

ANNEXE 2. AJUSTEMENT DES ESTIMATIONS D'ABONDANCE POUR LE RELEVÉ DE 1993

Tableau A2.1. Sélection de la fonction de détection pour estimer la demi-largeur effective de la bande de la strate (DLBE) en mètres à l'aide d'une fonction de détection gamma avec des covariables potentielles ajustées à 188 observations de bélugas enregistrées au cours des relevés de transects linéaires effectués en 1993 dans la baie James et l'est de la baie d'Hudson (voir Kingsley 2000 pour plus de détails). Les distances perpendiculaires ont été tronquées à droite à 2 592 m. Les caractères gras indiquent le modèle retenu pour estimer les abondances à la surface propres aux strates.

Covariable	Nombre d'observations	CIA	Δ CIA	W^2	Valeur p	Nombre de paramètres	Demi-largeur effective de la bande (CV)
Taille du groupe (1 ou 2+)	188	2 725	0	0,4322	2	828 (6,7 %)	
Taille du groupe	188	<i>Pas de convergence</i>	-	-	2		-

Tableau A2.2. Indices de densité et d'abondance à la surface pour la baie James et la région des îles Belcher et de l'est de la baie d'Hudson à l'été 1993 (voir les détails dans Kingsley 2000). Les parenthèses montrent le coefficient de variation (%) et l'IC à 95 % pour les indices d'abondance. L'estimation pour la région des îles Belcher et de l'est de la baie d'Hudson correspond à la somme des strates HN et HNS.

Région et strate	Nombre de groupes	Taille prévue du groupe	Taux d'observation (groupes/km)	Densité à la surface (groupes/km ²)	Densité à la surface (individus/km ²)	Indice d'abondance à la surface
Baie James	124	2,28 (14,96)	0,0261 (15,13)	0,0158 (16,03)	0,0359 (24,63)	3 135 (de 1 907 à 5 153)
Îles Belcher et est de la baie d'Hudson						
HC	56	1.95 (23.98)	0.0080 (16.09)	0.0049 (17.30)	0.0096 (29.01)	652 (364-1,167)
HNS	8	4.47 (31.95)	0.0062 (69.90)	0.0037 (68.63)	0.0166 (89.59)	377 (58-2,456)

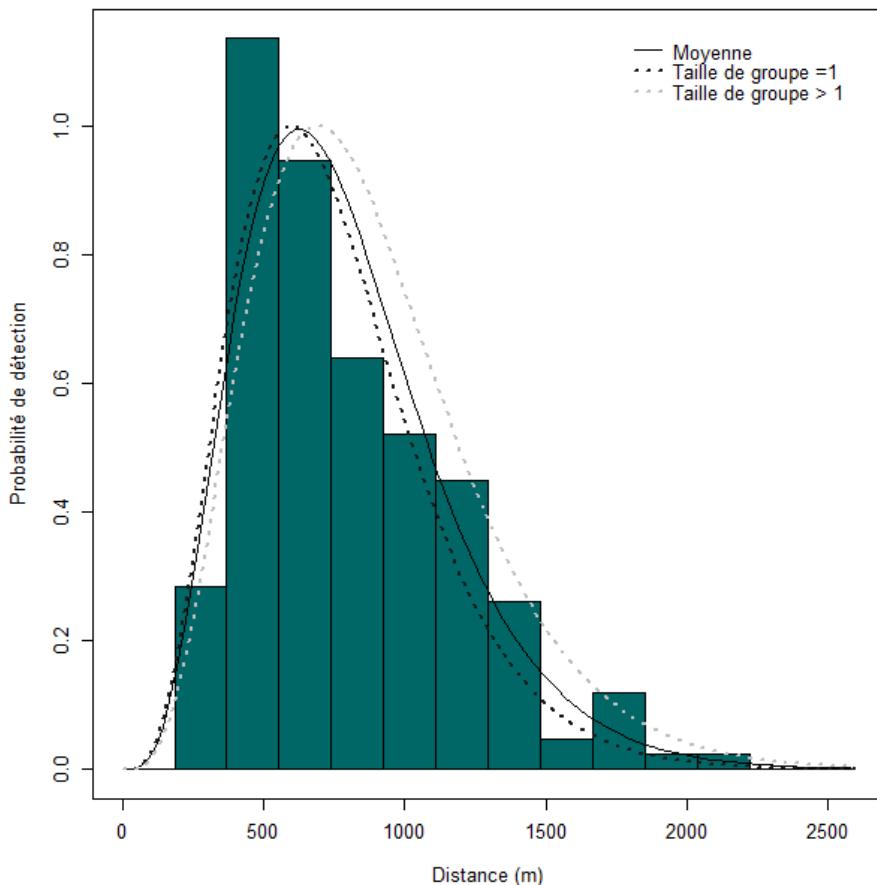


Figure A2.1. Répartition des distances perpendiculaires de 188 groupes de bélugas détectés dans la baie James et la région des îles Belcher et de l'est de la baie d'Hudson au cours du relevé de 1993 et pour lesquels une distance perpendiculaire a été enregistrée. Une fonction gamma sans terme d'ajustement et incluant la taille binaire des groupes (c.-à-d. taille du groupe = 1 plutôt que taille du groupe > 1) comme seule covariable a été ajustée aux distances non regroupées. La distance perpendiculaire maximale incluse dans les données était de 2 592 m.

ANNEXE 3. AJUSTEMENT DES ESTIMATIONS D'ABONDANCE POUR LE RELEVÉ DE 2001

Tableau A3.1. Sélection de la fonction de détection pour estimer la demi-largeur effective de la bande de la strate (DLBE) en mètres à l'aide d'une fonction de détection gamma avec des covariables potentielles ajustées à 368 observations de bélugas enregistrées au cours des relevés de transects linéaires effectués en 2001 dans la baie James et l'est de la baie d'Hudson (voir Gosselin et al. 2002 pour plus de détails). Aucune troncature à droite n'a été appliquée aux distances perpendiculaires. Les caractères gras indiquent le modèle retenu pour estimer les abondances à la surface propres aux strates.

Covariable	Nombre d'observations	CIA	Δ CIA	W^2	Valeur p	Nombre de paramètres	Demi-largeur effective de la bande (CV)
Taille du groupe (1 ou 2+)	368	5 309	0	0,1248	3	794 (4,3 %)	
Observateur + taille du groupe (1 ou 2+)	368	<i>Pas de convergence</i>	-	-	4		-
Taille du groupe (numérique)	368	<i>Pas de convergence</i>	-	-	4		-

Tableau A3.2. Indices de densité et d'abondance à la surface pour la baie James et la région des îles Belcher et de l'est de la baie d'Hudson à l'été 2001 (voir les détails dans Gosselin et al. 2002). Les parenthèses montrent le coefficient de variation (%) et l'IC à 95 % pour les indices d'abondance. L'estimation pour la région des îles Belcher et de l'est de la baie d'Hudson correspond à la somme des strates HN et HNS.

Région et strate	Nombre de groupes	Taille prévue du groupe	Taux d'observation (groupes/km)	Densité à la surface (groupes/km ²)	Densité à la surface (individus/km ²)	Indice d'abondance à la surface
Baie James	304	1,8112 (7,96)	0,0641 (22,07)	0,0403 (22,35)	0,0730 (23,39)	6 374 (3 963-10 251)
Îles Belcher et est de la baie d'Hudson						
HC	64	2,46 (30,46)	0,0094 (31,42)	0,0059 (31,69)	0,0146 (44,11)	921 (388-2 186)
HNS	0	0	0	0	0	921 (388-2 186)
						0

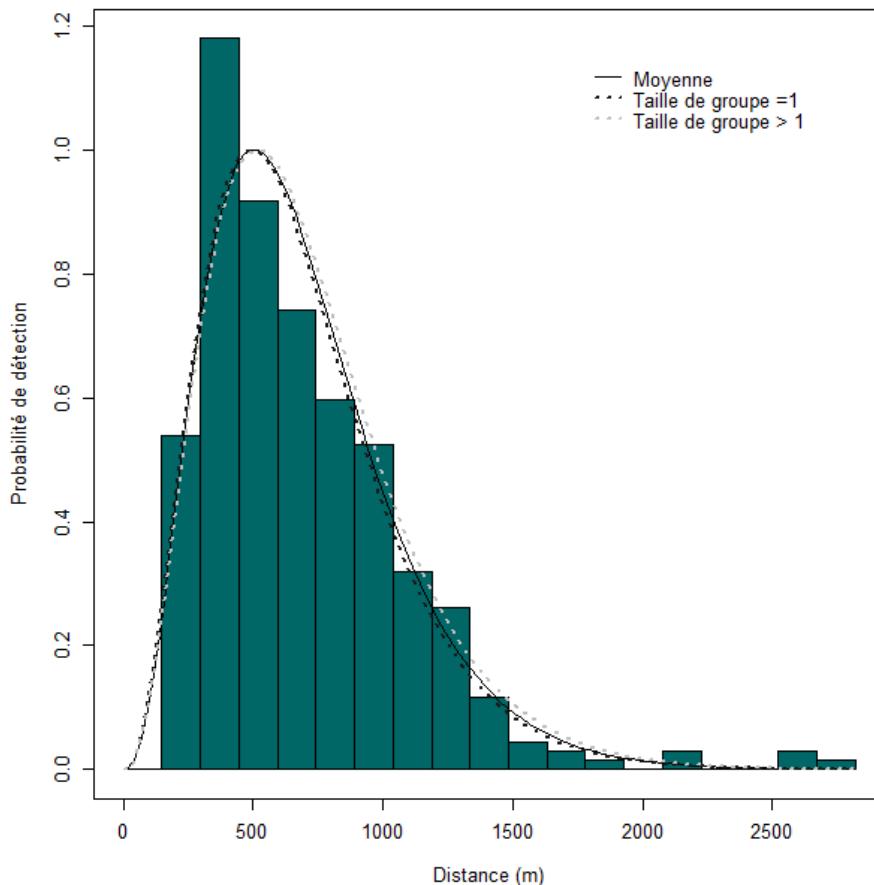


Figure A3.1. Répartition des distances perpendiculaires de 368 groupes de bélugas détectés dans la baie James et la région des îles Belcher et de l'est de la baie d'Hudson au cours du relevé de 2001 et pour lesquels une distance perpendiculaire a été enregistrée. Une fonction gamma sans terme d'ajustement et incluant la taille binaire des groupes (c.-à-d. taille du groupe = 1 plutôt que taille du groupe > 1) comme seule covariable a été ajustée aux distances non regroupées. La distance perpendiculaire maximale incluse dans les données était de 2 817 m.

ANNEXE 4. AJUSTEMENT DES ESTIMATIONS D'ABONDANCE POUR LE RELEVÉ DE 2004

Tableau A4.1. Sélection de la fonction de détection pour estimer la demi-largeur effective de la bande de la strate (DLBE) en mètres à l'aide d'une fonction de détection gamma avec des covariables potentielles ajustées à 279 observations de bélugas enregistrées au cours des relevés de transects linéaires effectués en 2004 dans la baie James et l'est de la baie d'Hudson (voir Gosselin 2005 pour plus de détails). Les distances perpendiculaires ont été tronquées à droite à 1 206 m. Les caractères gras indiquent le modèle retenu pour estimer les probabilités de détection propres aux strates utilisées comme multiplicateur pendant l'ajustement d'un modèle uniforme comprenant des observations sans distance perpendiculaire ($n = 76$).

Covariable	Nombre d'observations	CIA	Δ CIA	W^2 Valeur p	Nombre de paramètres	Demi-largeur effective de la bande (CV)
Taille du groupe (numérique)	279	3 866	0	0,6491	3	661 (6,6 %)
Taille du groupe (1 ou 2+) + région	279	3866	0	0,8956	4	660 (7,0 %)
Taille du groupe (1 ou 2+)	279	3 867	1	0,6740	3	662 (6,0 %)
Observateur	279	3 879	13	0,8728	11	659 (12,07 %)

* Au cours du relevé de 2004, il y a eu un changement d'observateurs coïncidant avec le changement de la strate géographique couverte pendant le relevé. Dans l'analyse initiale, une fonction de détection distincte a été ajustée aux observations de la baie James et de l'est de la baie d'Hudson (Gosselin 2005). Ici, nous avons considéré la région (baie James par rapport à l'est de la baie d'Hudson) comme covariable dans le modèle de fonction de détection. Comme cette variable n'a pas amélioré le CIA d'au moins deux points par rapport au modèle plus simple, elle n'a pas été conservée.

Tableau A4.2. Indices de densité et d'abondance à la surface pour la baie James et la région des îles Belcher et de l'est de la baie d'Hudson à l'été 2004 (voir les détails dans Gosselin 2005). Ces estimations tiennent compte du nombre de groupes dans la distance de troncature à droite (1 206 m) et du nombre de groupes qui ont été détectés sans distances perpendiculaires, mais qui étaient supposés être plus proches que la troncature à droite. Les parenthèses montrent le coefficient de variation (%) et l'IC à 95 % pour les indices d'abondance. Dans la région des îles Belcher et de l'est de la baie d'Hudson, l'estimation à la surface est la somme des strates HC2, HNS et RG.

Région et strate	Nombre de groupes	Taille prévue du groupe	Taux d'observation (groupes/km)	Densité à la surface (groupes/km ²)	Densité à la surface (individus/km ²)	Indice d'abondance à la surface
Baie James	242	2,1116 (11,83)	0,0435 (18,36)	0,0334 (18,37)	0,0705 (21,85)	5 930 (3 841-9 155)
Îles Belcher et est de la baie d'Hudson						
HC	101	2,0792 (12,20)	0,0151 (31,50)	0,0116 (31,50)	0,0241 (33,78)	1 548 (794-3 018)
HNS	1	6	0,0010 (99,20)	0,0008 (99,40)	0,0046 (99,40)	99 (10-982)
RG	0	0	0	0	0	0

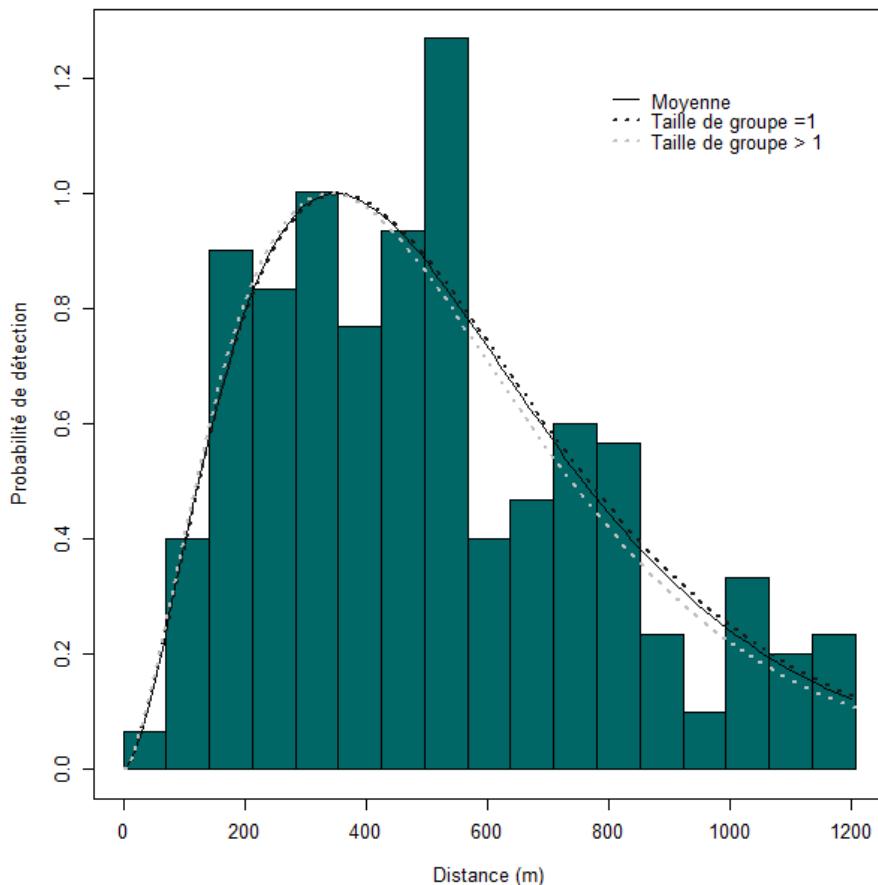


Figure A4.1. Répartition des distances perpendiculaires de 279 groupes de bélugas détectés dans la baie James et la région des îles Belcher et de l'est de la baie d'Hudson au cours du relevé de 2004. Une fonction gamma sans terme d'ajustement et incluant la taille binaire des groupes (c.-à-d. taille du groupe = 1 plutôt que taille du groupe > 1) comme seule covariable a été ajustée aux distances non regroupées. La distance perpendiculaire maximale incluse dans les données était de 1 206 m.

ANNEXE 5. AJUSTEMENT DES ESTIMATIONS D'ABONDANCE POUR LE RELEVÉ DE 2008

Tableau A5.1. Sélection de la fonction de détection pour estimer la demi-largeur effective de la bande de la strate (DLBE) en mètres à l'aide d'une fonction de détection gamma avec des covariables potentielles ajustées à 283 observations de bélugas enregistrées au cours des relevés de transects linéaires effectués en 2008 dans la baie James et l'est de la baie d'Hudson (voir Gosselin et al. 2009 pour plus de détails). Les distances perpendiculaires ont été tronquées à droite à 1 702 m. Certaines données des covariables manquaient, de sorte que les différents modèles ont été ajustés à divers sous-ensembles des observations. Par conséquent, les valeurs du CIA ne sont pas directement comparables entre les modèles, et le modèle avec les covariables optimisant à la fois la valeur p de la statistique de Cramér-Von Mises (W^2) et le nombre d'observations retenues pour ajuster la courbe de détection (en caractères gras) a été sélectionné pour estimer les probabilités de détection propres à la strate utilisées comme multiplicateur pour l'ajustement d'un modèle uniforme comprenant des observations sans distance perpendiculaire (n = 98).

Covariable	Nombre d'observations	CIA	ΔCIA avec modèle nul	W^2	Valeur p	Nombre de paramètres	Demi-largeur effective de la bande (CV)
Visibilité + taille du groupe (1 ou 2+)	243	3 505	-	0,3145	5	830 (9,8 %)	
Beaufort + taille du groupe (1 ou 2+)*	245	3 518	0	0,7113	5	814 (15,8 %)	
Taille du groupe (1 ou 2+)	245	3 534	16	0,4246	3	832 (6,5 %)	
Taille du groupe	245	3 534	16	0,4201	3	832 (6,2 %)	
Intensité du reflet et taille du groupe (1 ou 2+)	245	3 535	17	0,4939	6	829 (9,6 %)	
Observateur + taille du groupe (1 ou 2+)	245	3 538	20	0,5909	6	831 (10,1 %)	

* La variable de Beaufort n'a pas été conservée malgré l'amélioration de l'ajustement du modèle, car la relation entre la probabilité de détection et la variable de Beaufort était incohérente; l'état de la mer influençait à la fois négativement et positivement la probabilité de détection selon les niveaux.

Tableau A5.2. Indices de densité et d'abondance à la surface pour la baie James et la région des îles Belcher et de l'est de la baie d'Hudson à l'été 2008 (voir les détails dans Gosselin et al. 2009). Ces estimations tiennent compte du nombre de groupes dans la distance de troncature à droite (1 702 m) et du nombre de groupes qui ont été détectés sans distances perpendiculaires, mais qui étaient supposés être plus proches que la troncature à droite. Les parenthèses montrent le coefficient de variation (%) et l'IC à 95 % pour les indices d'abondance. Dans la région des îles Belcher et de l'est de la baie d'Hudson, l'estimation à la surface est la somme des strates HC2, HN et RG. La densité dans la strate HC a été estimée comme la moyenne pondérée en fonction de l'effort des estimations de densité dans les strates HC1 et HC2.

Région et strate	Nombre de groupes	Taille prévue du groupe	Taux d'observation (groupes/km)	Densité à la surface (groupes/km ²)	Densité à la surface (individus/km ²)	Indice d'abondance à la surface
Baie James	195	4,2462 (32,41)	0,0456 (62,46)	0,0279 (62,46)	0,1183 (70,37)	9 256 (2 560-33 468)
Îles Belcher et est de la baie d'Hudson						
HC1	95	3,1684 (16,56)	0,0141 (18,92)	0,0086 (18,93)	0,02723 (25,15)	1 745 (1 065-2 859)
HC2	42	2,7381 (29,27)	0,0111 (17,97)	0,0068 (18,00)	0,0186 (34,36)	1 191 (610-2 327)
HN	1	1	0,0008 (100,94)	0,0005 (101,11)	0,0005 (101,11)	13 (2-104)
RG	0	0	0	0	0	0

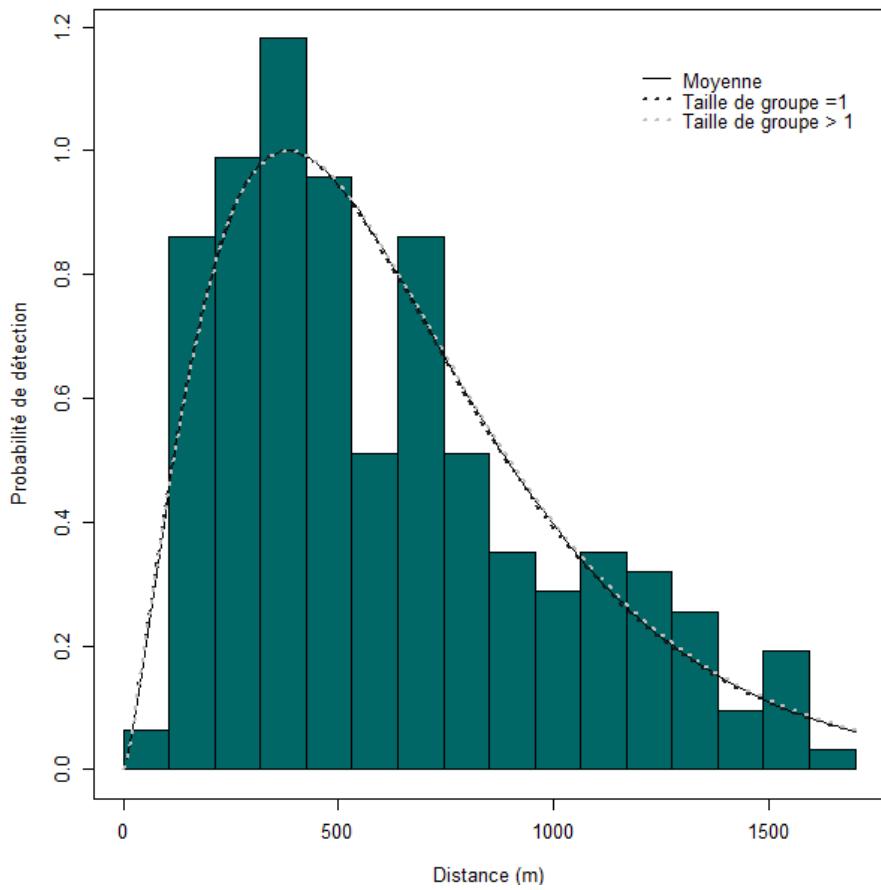


Figure A5.1. Répartition des distances perpendiculaires de 245 groupes de bélugas détectés dans la baie James et la région des îles Belcher et de l'est de la baie d'Hudson au cours du relevé de 2008. Une fonction de détection gamma sans terme d'ajustement a été ajustée aux distances non regroupées, avec la taille binaire des groupes (c.-à-d. taille du groupe = 1 plutôt que taille du groupe > 1) comme seule covariable. La distance perpendiculaire maximale incluse dans les données était de 1 702 m.

ANNEXE 6. AJUSTEMENT DES ESTIMATIONS D'ABONDANCE POUR LE RELEVÉ DE 2011

Tableau A6.1. Sélection de la fonction de détection pour estimer la demi-largeur effective de la bande de la strate (DLBE) en mètres à l'aide d'une fonction de détection gamma avec des covariables potentielles ajustées à 234 observations de bélugas enregistrées au cours des relevés de transects linéaires effectués en 2011 dans la baie James et l'est de la baie d'Hudson (voir Gosselin et al. 2013 pour plus de détails). Les distances perpendiculaires ont été tronquées à droite à 1 509 m. Certaines données des covariables manquaient, de sorte que les différents modèles ont été ajustés à divers sous-ensembles des observations. Par conséquent, les valeurs du CIA ne sont pas directement comparables entre les modèles, et le modèle avec les covariables optimisant à la fois la valeur p de la statistique de Cramér-Von Mises (W^2) et le nombre d'observations retenues pour ajuster la courbe de détection (en caractères gras) a été sélectionné pour estimer les probabilités de détection propres à la strate utilisées comme multiplicateur pour l'ajustement d'un modèle uniforme comprenant des observations sans distance perpendiculaire (n = 4) ou données des covariables (n = 10).

Covariable	Nombre d'observations	CIA	ΔCIA avec modèle nul	W^2 Valeur p	Nombre de paramètres	Demi-largeur effective de la bande (CV)
Couverture nuageuse + taille du groupe (1 ou 2+)	224	3 167	-	0,8772	4	724 (7,5 %)
Beaufort + taille du groupe (1 ou 2+)	226	3 190	-	0,5091	6	720 (8,4 %)
Intensité du reflet et taille du groupe (1 ou 2+)	234	3 304	0	0,7407	6	715 (9,5 %)
Taille du groupe (1 ou 2+)	234	3 309	5	0,5731	3	725 (6,4 %)
Visibilité + taille du groupe (1 ou 2+)	234	3 309	5	0,7081	5	721 (8,5 %)
Taille du groupe	234	3 309	5	0,6209	3	725 (7,9 %)
Observateur + taille du groupe (1 ou 2+)	234	3 311	7	0,5126	7	719 (11,2 %)

Tableau A6.2. Indices de densité et d'abondance à la surface pour la baie James et la région des îles Belcher et de l'est de la baie d'Hudson à l'été 2011 (voir les détails dans Gosselin et al. 2013). Ces estimations tiennent compte du nombre de groupes dans la distance de troncature à droite (1 509 m) et du nombre de groupes qui ont été détectés sans distances perpendiculaires, mais qui étaient supposés être plus proches que la troncature à droite. Les parenthèses montrent le coefficient de variation (%) et l'IC à 95 % pour les indices d'abondance. Dans la région des îles Belcher et de l'est de la baie d'Hudson, l'estimation à la surface est la somme des strates HC2, HN et HS.

Région et strate	Nombre de groupes	Taille prévue du groupe	Taux d'observation (groupes/km)	Densité à la surface (groupes/km ²)	Densité à la surface (individus/km ²)	Indice d'abondance à la surface
Baie James	173	3,3295 (15,55)	0,0414 (23,80)	0,0292 (23,80)	0,0971 (28,44)	7 597 (4 334-13 319)
Îles Belcher et est de la baie d'Hudson						
HC	61	3,2295 (38,00)	0,0091 (27,57)	0,0064 (27,58)	0,0205 (46,96)	1 490 (614-3 616)
HS	0	0	0	0	0	0
HN	0	0	0	0	0	0

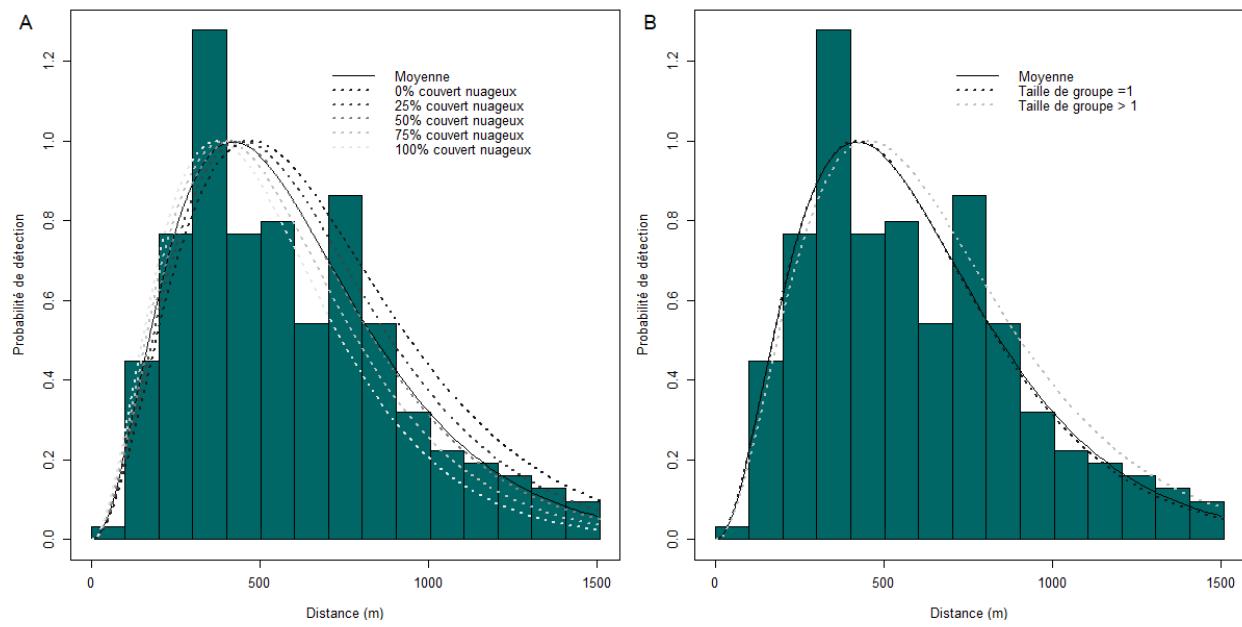


Figure A6.1. Répartition des distances perpendiculaires de 224 groupes de bélugas détectés dans la baie James et la région des îles Belcher et de l'est de la baie d'Hudson au cours du relevé de 2011. Une fonction de détection gamma sans terme d'ajustement a été ajustée aux distances non regroupées, avec la couverture nuageuse et la taille binaire des groupes (c.-à-d. taille du groupe = 1 plutôt que taille du groupe > 1) comme covariables. La distance perpendiculaire maximale incluse dans les données était de 1 509 m.

ANNEXE 7. AJUSTEMENT DES ESTIMATIONS D'ABONDANCE POUR LE RELEVÉ DE 2015

Tableau A7.1. Sélection de la fonction de détection pour estimer la demi-largeur effective de la bande de la strate (DLBE) en mètres à l'aide d'une fonction de détection gamma avec des covariables potentielles ajustées à 297 observations de bélugas enregistrées au cours des relevés de transects linéaires effectués en 2015 dans la baie James et l'est de la baie d'Hudson (voir Gosselin et al. 2017 pour plus de détails). Les distances perpendiculaires ont été tronquées à droite à 1 415 m. Les caractères gras indiquent le modèle retenu pour estimer les probabilités de détection propres aux strates utilisées comme multiplicateur pendant l'ajustement d'un modèle uniforme comprenant des observations sans distance perpendiculaire ($n = 10$).

Covariable	Nombre d'observations	CIA	ΔCIA avec modèle nul	W^2 Valeur p	Nombre de paramètres	Demi-largeur effective de la bande (CV)
Taille du groupe (1 ou 2+)	297	4 153	-	0,9600	3	669 (5,6 %)
Observateur + taille du groupe (1 ou 2+)	297	4 155	2	0,9593	5	666 (7,8 %)
Visibilité + taille du groupe (1 ou 2+)	297	4 155	2	0,9563	4	669 (6,5 %)
Intensité du reflet et taille du groupe (1 ou 2+)	297	4 156	3	0,9205	5	668 (7,0 %)
Beaufort + taille du groupe (1 ou 2+)	297	4 159	6	0,9611	6	669 (8,4 %)

Tableau A7.2. Indices de densité et d'abondance à la surface pour la baie James et la région des îles Belcher et de l'est de la baie d'Hudson à l'été 2015 (voir les détails dans Gosselin et al. 2017). Ces estimations tiennent compte du nombre de groupes dans la distance de troncature à droite (1 415 m) et du nombre de groupes qui ont été détectés sans distances perpendiculaires, mais qui étaient supposés être plus proches que la troncature à droite. Les parenthèses montrent le coefficient de variation (%) et l'IC à 95 % pour les indices d'abondance. La région des îles Belcher et de l'est de la baie d'Hudson correspond à la combinaison des strates HC, HN, HS et RG. La densité dans la strate HC a été estimée comme la moyenne pondérée en fonction de l'effort des estimations de densité dans les strates HC1 et HC2.

Région et strate	Nombre de groupes	Taille prévue du groupe	Taux d'observation (groupes/km)	Densité à la surface (groupes/km ²)	Densité à la surface (individus/km ²)	Indice d'abondance à la surface
Baie James	191	2,0209 (9,09)	0,0449 (20,53)	0,0343 (21,09)	0,0692 (22,97)	5 455 (3 473-8 567)
Îles Belcher et est de la baie d'Hudson						
HC1	53	6,5849 (53,38)	0,0068 (21,62)	0,0052 (22,15)	0,0340 (57,79)	2 474 (850-7 199)
HC2						1 164 (680-1 992)
HC2-north	18	1,3889 (24,15)	0,0101 (23,66)	0,0019 (24,15)	0,0107 (29,88)	219 (119-402)
HC2-south	44	1,4318 (16,28)	0,0166 (28,67)	0,0127 (29,07)	0,0182 (33,32)	945 (480-1 862)
HN	1	1	0,0010 (98,61)	0,0008 (98,73)	0,0008 (98,73)	15 (2-123)
HS	0	0	0	0	0	0
RG	0	0	0	0	0	0

Tableau A7.3. Sélection de la fonction de détection utilisée pour estimer le biais de perception à l'aide d'une fonction de détection gamma avec des covariables potentielles ajustées à 190 observations de bélugas enregistrées avec la configuration à double plateforme au cours du relevé de transects linéaires effectué en 2015 dans la baie James et l'est de la baie d'Hudson. Les distances perpendiculaires ont été tronquées à droite à 1 415 m.

Covariable	CIA	Δ CIA	Nombre de paramètres	Demi-largeur effective de la bande (CV)
Taille du groupe (1 ou 2+)	2 778	0	3	707 (7,0 %)
Beaufort + taille du groupe (1 ou 2+)	2 778	0	6	699 (9,3 %)
Intensité du reflet et taille du groupe (1 ou 2+)	2 778	0	6	699 (9,2 %)
Visibilité + taille du groupe (1 ou 2+)	2 781	3	4	707 (7,9 %)
Observateur + taille du groupe (1 ou 2+)	<i>Très mauvais ajustement¹</i>	-	4	-

¹Cramer Von Mises W^2 valeur $p < 0,05$.

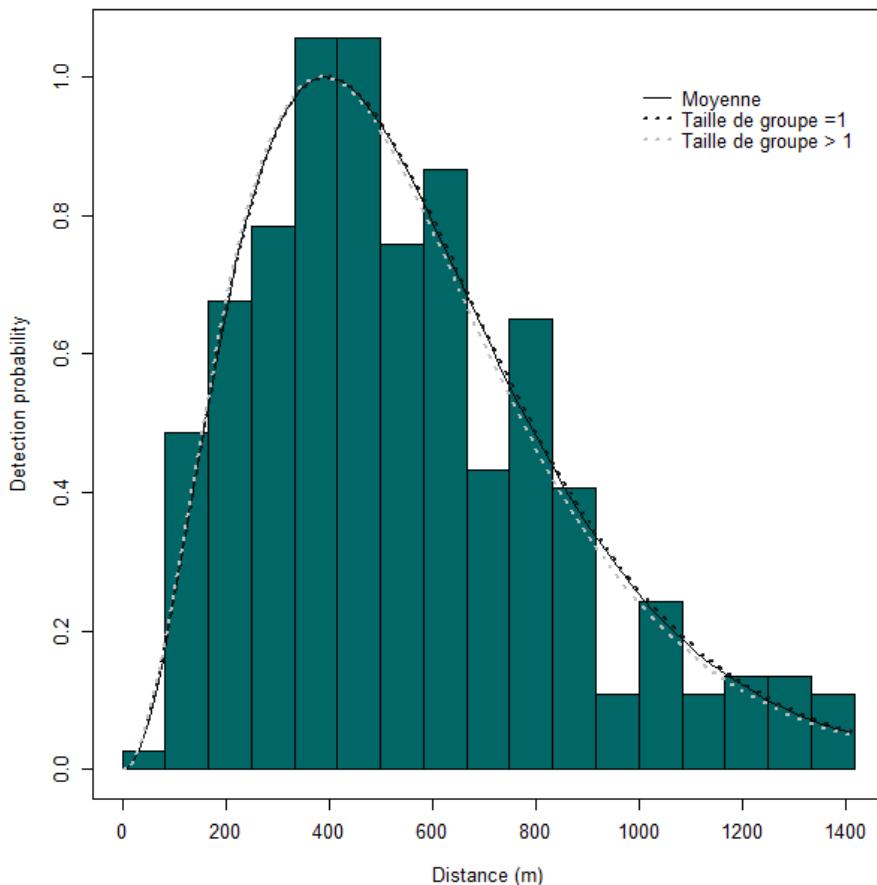


Figure A7.1. Répartition des distances perpendiculaires de 297 groupes de bélugas détectés dans la baie James et la région des îles Belcher et de l'est de la baie d'Hudson au cours du relevé de 2015. Une fonction de détection gamma sans terme d'ajustement a été ajustée aux distances non regroupées, avec la taille des groupes (c.-à-d. taille du groupe = 1 plutôt que taille du groupe > 1) comme seule covariable. La distance perpendiculaire maximale incluse dans les données était de 1 415 m.

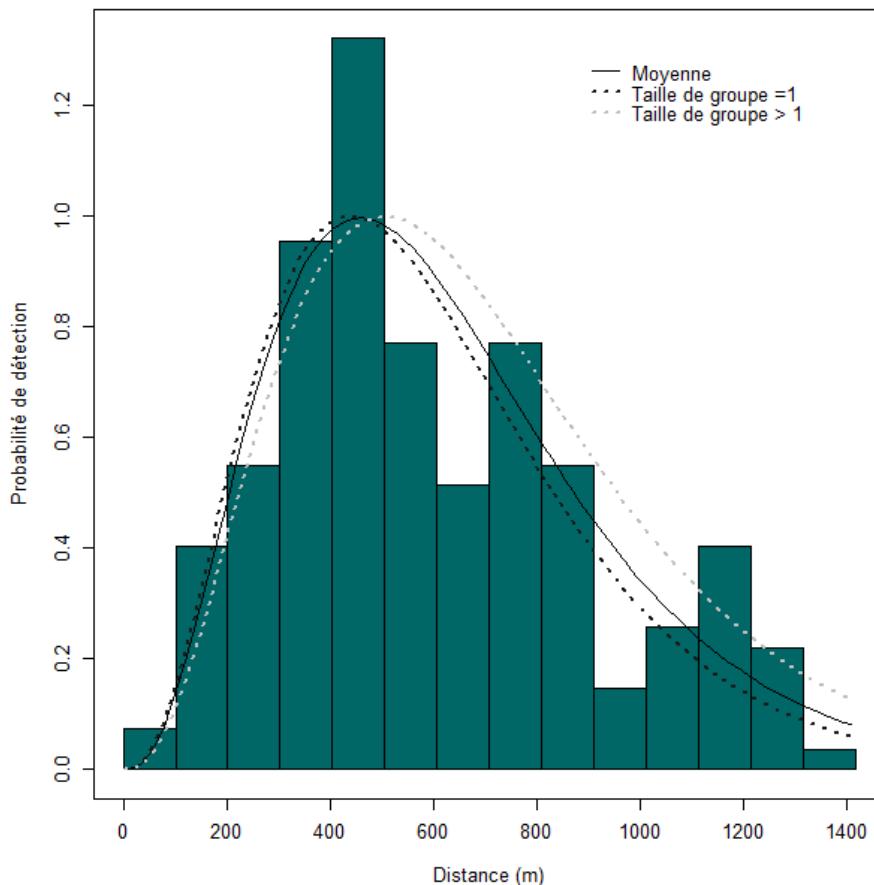


Figure A7.2. Répartition des distances perpendiculaires de 190 groupes de bélugas détectés par les observateurs principaux dans la baie James et la région des îles Belcher et de l'est de la baie d'Hudson pendant le relevé de 2015 alors que les observateurs principaux et secondaires étaient en configuration double plateforme à bord de l'avion. Une fonction de détection gamma sans terme d'ajustement a été ajustée aux distances non regroupées, avec la taille binaire des groupes (c.-à-d. taille du groupe = 1 plutôt que taille du groupe > 1) comme seule covariable. La distance perpendiculaire maximale incluse dans les données était de 1 415 m.

ANNEXE 8. AJUSTEMENT DES ESTIMATIONS D'ABONDANCE POUR LE RELEVÉ DE 2021

Tableau A8.1. Sélection de la fonction de détection pour estimer la demi-largeur effective de la bande de la strate (DLBE) en mètres à l'aide d'une fonction de détection gamma avec des covariables potentielles ajustées à 341 observations de bélugas enregistrées au cours des relevés de transects linéaires effectués en 2021 dans la baie James et l'est de la baie d'Hudson (voir St-Pierre et al. 2024 pour plus de détails). Les distances perpendiculaires ont été tronquées à droite à 1 938 m. Les caractères gras indiquent le modèle retenu pour estimer les probabilités de détection propres aux strates utilisées comme multiplicateur pendant l'ajustement d'un modèle uniforme comprenant des observations sans distance perpendiculaire (n = 81).

Covariable	CIA	ΔCIA	Nombre de paramètres	Demi-largeur effective de la bande (CV)
Beaufort + taille du groupe (1 ou 2+)	4 879	0	5	759 (8,0 %)
Type de plateforme et taille du groupe (1 ou 2+)	4 896	17	4	768 (6,5 %)
Taille du groupe (1 ou 2+)	4 898	19	3	769 (5,2 %)
Taille du groupe (numérique)	4 898	19	3	769 (6,0 %)
Intensité du reflet et taille du groupe (1 ou 2+)	4 900	21	6	768 (8,0 %)
Visibilité + taille du groupe (1 ou 2+)	4 900	22	5	768 (7,2 %)
Couverture nuageuse + taille du groupe (1 ou 2+)	<i>Pas de convergence</i>	-	11	-
Observateur + taille du groupe (1 ou 2+)	<i>Pas de convergence</i>	-	10	-

Tableau A8.2. Indices de densité et d'abondance à la surface pour la baie James et la région des îles Belcher et de l'est de la baie d'Hudson à l'été 2021 (voir les détails dans St-Pierre et al. 2024). Ces estimations tiennent compte du nombre de groupes dans la distance de troncature à droite (1 938 m) et du nombre de groupes qui ont été détectés sans distances perpendiculaires, mais qui étaient supposés être plus proches que la troncature à droite. Les parenthèses montrent le coefficient de variation (%) et l'IC à 95 % pour les indices d'abondance. Dans la région des îles Belcher et de l'est de la baie d'Hudson, l'estimation à la surface est la somme des strates HC2, HN et RG. La densité dans la strate HC a été estimée comme la moyenne pondérée en fonction de l'effort des estimations de densité dans les strates HC1 et HC2.

Région et strate	Nombre de groupes	Taille prévue du groupe	Taux d'observation (groupes/km)	Densité à la surface (groupes/km ²)	Densité à la surface (individus/km ²)	Indice d'abondance à la surface
Baie James	255	1,7647 (6,55)	0,0573 (19,63)	0,0356 (19,64)	0,0063 (20,70)	4 920 (3 234-7 483)
Îles Belcher et est de la baie d'Hudson						
HC1	76	1,8421 (11,77)	0,0085 (29,62)	0,0066 (29,64)	0,0122 (31,89)	955 (508-1 778)
HC2	36	3,3056 (25,19)	0,0041 (44,08)	0,0030 (44,12)	0,0099 (50,81)	774 (296-2 021)
HN	1	1	0,0010 (94,57)	0,0007 (94,87)	0,0007 (94,87)	13 (2-98)
RG	0	0	0	0	0	0

Tableau A8.3. Sélection de la fonction de détection utilisée pour estimer le biais de perception à l'aide d'une fonction de détection gamma avec des covariables potentielles ajustées à 165 observations de bélugas enregistrées avec la configuration à double plateforme au cours du relevé de transects linéaires effectué en 2021 dans la baie James et l'est de la baie d'Hudson. Les distances perpendiculaires ont été tronquées à droite à 1 938 m.

Covariable	CIA	ΔCIA	Nombre de paramètres	Demi-largeur effective de la bande (CV)
Visibilité + taille du groupe (1 ou 2+)	2 319	0	6	651 (8,7 %)
Couverture nuageuse + taille du groupe (1 ou 2+)	2 324	5	4	655 (9,1 %)
Taille du groupe (1 ou 2+)	2 225	6	3	658 (7,3 %)
Taille du groupe (numérique)	2 325	6	3	658 (7,8 %)
Type de plateforme et taille du groupe (1 ou 2+)	2 327	8	4	658 (9,2 %)
Intensité du reflet et taille du groupe (1 ou 2+)	2 328	9	6	655 (13,4 %)
Beaufort + taille du groupe (1 ou 2+)	<i>Pas de convergence</i>	-	6	-
Observateur + taille du groupe (1 ou 2+)	<i>Pas de convergence</i>	-	11	-

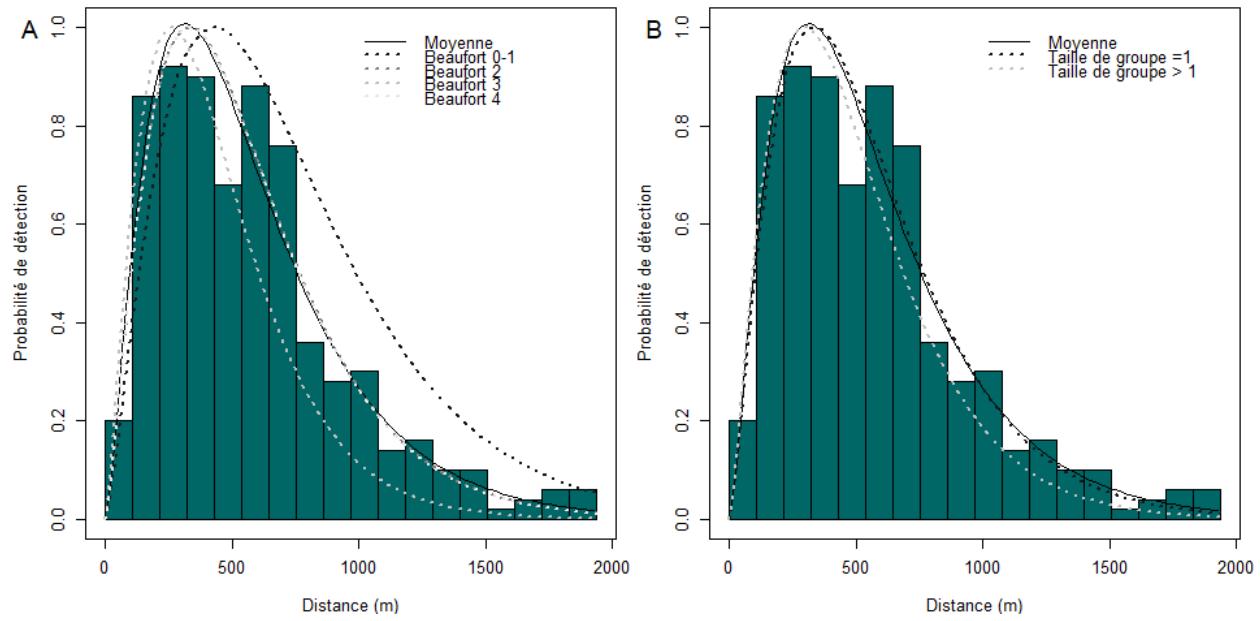


Figure A8.1. Répartition des distances perpendiculaires de 341 groupes de bélugas détectés dans la baie James et la région des îles Belcher et de l'est de la baie d'Hudson au cours du relevé de 2021. Une fonction de détection gamma sans terme d'ajustement a été ajustée aux distances non regroupées, avec l'état de la mer de Beaufort et la taille binaire des groupes (c.-à-d. taille du groupe = 1 plutôt que taille du groupe > 1) comme covariables. La distance perpendiculaire maximale incluse dans les données était de 1 938 m. Dans le graphique A, la taille des groupes est fixée à = 1, tandis que dans le graphique B, la variable de Beaufort est fixée à 2.

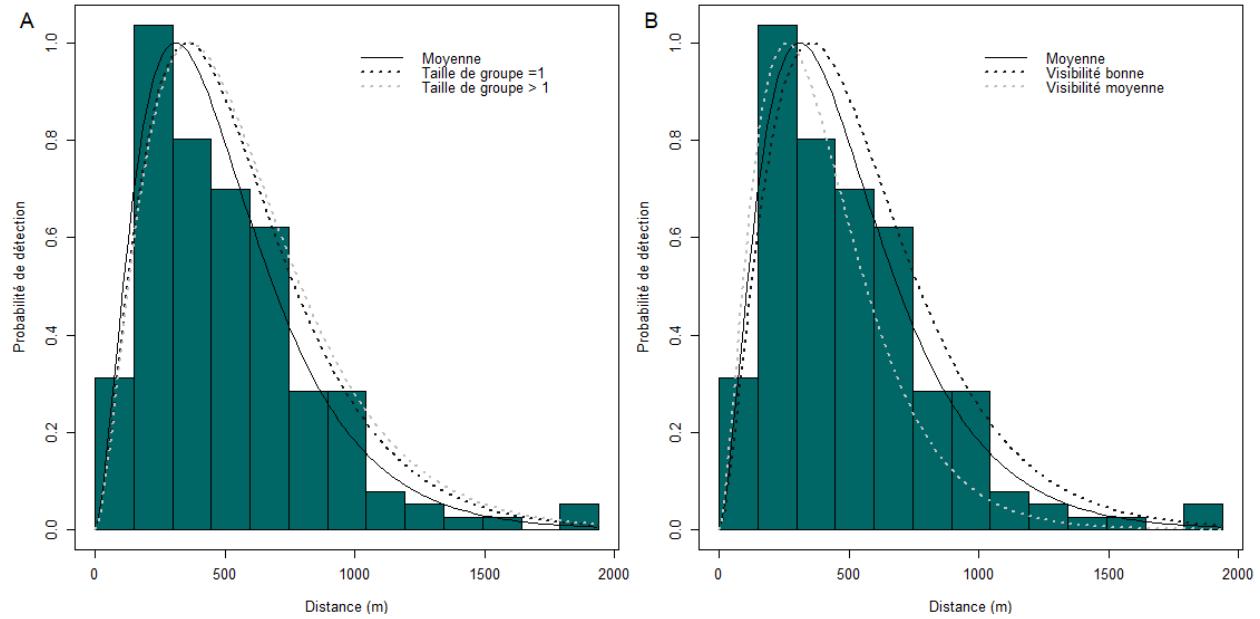


Figure A8.2. Répartition des distances perpendiculaires de 165 groupes de bélugas détectés par les observateurs principaux dans la baie James et la région des îles Belcher et de l'est de la baie d'Hudson pendant le relevé de 2021 alors que les observateurs principaux et secondaires étaient en configuration double plateforme à bord de l'avion. Une courbe de détection gamma sans ajustement a été ajustée à des distances non groupées, avec l'état de la mer de Beaufort comme seule covariable. La distance perpendiculaire maximale incluse dans les données était de 1 938 m. Dans le graphique A, la variable de la visibilité est fixée à bonne, tandis que dans le graphique B, la variable de la taille du groupe est fixée à =1.

ANNEXE 9. CALENDRIER DE RÉALISATION DES RELEVÉS DES ÎLES BELCHER ET DE L'EST DE LA BAIE D'HUDSON, DE 1985 À 2021

Tableau A9.1. Période pendant laquelle les relevés aériens des bélugas dans la région des îles Belcher et de l'est de la baie d'Hudson ont été effectués entre 1985 et 2021. En 2008, 2015 et 2021, la strate de couverture élevée de la zone a été couverte deux fois au cours de la période indiquée.

Année du relevé	Période du relevé
1985	29 juillet – 5 août
1993	‘août’
2001	18 – 27 août
2004	12 – 30 août
2008	23 juillet – 19 août
2011	26 juillet – 17 août
2015	8 août – 3 septembre
2021	26 juillet – 23 août