



Pêches et Océans  
Canada

Fisheries and Oceans  
Canada

Sciences des écosystèmes  
et des océans

Ecosystems and  
Oceans Science

## **Secrétariat canadien de consultation scientifique (SCCS)**

---

**Document de recherche 2021/050**

**Région du Centre et de l'Arctique**

### **Estimations de l'abondance et du total autorisé des captures débarquées, d'après le relevé aérien de 2017 de la population de béluga (*Delphinapterus leucas*) de la baie Cumberland**

Cortney A. Watt<sup>1\*</sup>, Marianne Marcoux<sup>1\*</sup>, Mike Hammill<sup>2</sup>, Leah Montsion<sup>1</sup>, Claire Hornby<sup>1</sup>, Bertrand Charry<sup>3</sup>, J. Blair Dunn<sup>1</sup>, Maha Ghazal<sup>4</sup>, Roderick Hobbs<sup>5</sup>, David S. Lee<sup>6</sup>, Arnaud Mosnier<sup>2</sup> et Cory J.D. Matthews<sup>1</sup>

\* Auteurs principaux

<sup>1</sup> Institut des eaux douces  
Pêches et Océans Canada  
501, croissant University  
Winnipeg (Manitoba) R3T 2N6

<sup>2</sup> Pêches et Océans Canada  
850, route de la mer  
Mont-Joli (Québec) G5H 3Z4

<sup>3</sup> Whale Seeker Inc.  
6243, rue Chambord  
Montréal (Québec) H2G 3B8

<sup>4</sup> Gouvernement du Nunavut  
Pangnirtung (Nunavut) X0A 0R0

<sup>5</sup> Alaska Fisheries Center  
National Marine Fisheries Service, NOAA  
6130 NE 204<sup>th</sup> Street  
Kenmore, WA, 98028

<sup>6</sup> Nunavut Tunngavik Incorporated  
Service de la Faune et de l'Environnement  
Ottawa (Ontario) K1P 5E7

---

## 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 de consultation scientifique  
200, rue Kent  
Ottawa (Ontario) K1A 0E6

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



© Sa Majesté la Reine du chef du Canada, 2021

ISSN 2292-4272

ISBN 978-0-660-39328-5 N° cat. Fs70-5/2021-050F-PDF

### La présente publication doit être citée comme suit :

Watt, C.A., Marcoux, M., Hammill, M.O., Montsion, L., Hornby, C., Charry, B., Dunn, J.B., Ghazal, M., Hobbs, R., Lee, D.S., Mosnier, A., et Matthews, C.J.D. 2021. Estimations de l'abondance et du total autorisé des captures débarquées, d'après le relevé aérien de 2017 de la population de béluga (*Delphinapterus leucas*) de la baie Cumberland. Secr. can. de consult. sci. du MPO. Doc. de rech. 2021/050. iv + 35 p.

### Also available in English :

Watt, C.A., Marcoux, M., Hammill, M.O., Montsion, L., Hornby, C., Charry, B., Dunn, J.B., Ghazal, M., Hobbs, R., Lee, D.S., Mosnier, A., and Matthews, C.J.D. 2021. Abundance and total allowable landed catch estimates from the 2017 aerial survey of the Cumberland Sound beluga (*Delphinapterus leucas*) population. DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2021/050. iv + 33 p.

---

---

## TABLE DES MATIÈRES

RÉSUMÉ.....	IV
INTRODUCTION .....	1
MÉTHODES.....	1
ZONE D'ÉTUDE.....	1
RELEVÉS VISUELS.....	2
ANALYSE DES RELEVÉS VISUELS.....	2
BIAIS DE PERCEPTION ET DE DISPONIBILITÉ .....	3
RELEVÉS PHOTOGRAPHIQUES .....	4
ANALYSE DES RELEVÉS PHOTOGRAPHIQUES .....	5
ESTIMATION COMBINÉE DE L'ABONDANCE DE LA POPULATION .....	6
SPÉCIFICATION DU MODÈLE .....	6
VALEURS A PRIORI.....	7
ESTIMATION DES PARAMÈTRES ET DIAGNOSTIC DU MODÈLE.....	8
RÉSULTATS.....	9
BIAIS DE PERCEPTION ET DE DISPONIBILITÉ .....	9
ESTIMATION DE L'ABONDANCE DE LA POPULATION .....	10
RÉSULTATS ET PROJECTIONS DU MODÈLE.....	10
DISCUSSION.....	10
REMERCIEMENTS .....	13
RÉFÉRENCES CITÉES .....	14
TABLEAUX ET FIGURES.....	18

---

## RÉSUMÉ

Le béluga de la baie Cumberland (*Delphinapterus leucas*) se différencie génétiquement et est isolé spatialement des autres populations de bélugas, demeurant dans la baie toute l'année. La population est inscrite comme menacée en vertu de la *Loi sur les espèces en péril*. Un relevé mené en 2014 a permis d'estimer que cette population compte environ 1 150 bélugas (CV = 0,216). Une nouvelle série de relevés visuels et photographiques a été effectuée en juillet et août 2017. Le relevé visuel a couvert une plus grande superficie de la baie Cumberland que les relevés précédents, à la suite des commentaires de l'Association des chasseurs et des trappeurs de Pangnirtung, et a été divisé en trois strates. Le relevé photographique a fourni une couverture complète du fjord Clearwater, où les bélugas de la baie Cumberland se rassemblent en été. Le relevé visuel aérien de chacune des trois strates de la baie a été effectué deux fois et analysé comme un relevé en transects de bandes de 600 m avec ajustement pour tenir compte du biais de perception et de disponibilité. Le facteur d'ajustement du biais de disponibilité a été calculé à partir des étiquettes satellites installées sur des baleines en 2006-2008 et était fondé sur le temps passé dans les cinq mètres supérieurs pour les relevés visuels ( $C_a = 2,54$ ; CV = 0,050). Le biais de perception a été calculé à l'aide des observations en double des observateurs principaux et secondaires pendant le relevé de 2017 ( $C_p = 1,05$ ; CV = 0,077). Un relevé photographique dans le fjord Clearwater a été réalisé une fois durant le premier relevé et quatre fois durant le second (à l'aide d'une moyenne pondérée par le CV de l'estimation de l'abondance pour le second relevé) et ajusté de manière à tenir compte du biais de disponibilité en évaluant le temps passé dans la tranche de 0 à 1 m ou de 0 à 2 m selon la visibilité des bélugas ( $C_a = 4,46$ , CV = 0,117 et  $C_a = 2,06$ , CV = 0,056, respectivement). L'estimation entièrement ajustée pour les deux relevés de toute la zone était de 1 749 (CV = 0,423) et de 1 379 (CV = 0,043) baleines dans le fjord Clearwater. Cela a donné une estimation de l'abondance moyenne de 1 381 bélugas pour le relevé de 2017 (CV = 0,043; IC à 95 % = 1 270–1 502), respectivement. Un modèle intégrant les estimations de 2017 et de quatre relevés antérieurs (1990-2014), ainsi que les statistiques sur les captures de 1960 à 2017, a ensuite été adapté par inférence bayésienne pour fournir des estimations actualisées de l'abondance et des répercussions potentielles de différents scénarios de capture. Le modèle de population a produit une abondance médiane estimée de 1 090 bélugas (CV = 0,207, IC à 95 % = 617–1 864) en 2018. Il a estimé une probabilité de 96 % de diminution de la population sur dix ans avec le quota annuel actuel (41) et une probabilité de 0 %, 25 % et 50 % de diminution de la population avec des captures de 0, 14 et 20 bélugas, respectivement. Le prélèvement biologique potentiel a été calculé avec des taux de reproduction de 0,04 (présumé pour les cétacés) et de 0,03 (estimé à partir du modèle) et variait d'un à trois individus, avec un total autorisé des captures débarquées d'une ou deux baleines.

---

## INTRODUCTION

D'après les données génétiques et de télémétrie satellitaire actuelles, les bélugas (*Delphinapterus leucas*) de la baie Cumberland forment une population génétique distincte qui reste dans la baie toute l'année (de March *et al.* 2002, 2004, Richard et Stewart 2009, Turgeon *et al.* 2012). Pendant l'été, de grands regroupements se produisent dans le fjord Clearwater (Figure 1; Richard et Stewart 2009). Les bélugas de la baie Cumberland ont été chassés à des fins commerciales et de subsistance. Selon les relevés de chasse, l'abondance en 1923 était estimée à plus de 5 000 bélugas (Mitchell et Reeves 1981). La chasse commerciale à la baleine, qui a pris fin en 1939, a réduit la population à moins de 1 000 individus (Brodie *et al.* 1981, Richard 2013). La chasse de subsistance est réglementée depuis les années 1980 et le quota actuel est de 41 bélugas par année (Richard et Pike 1993). En 2017, la population a été inscrite comme « menacée » aux termes de la *Loi sur les espèces en péril* (LEP) du Canada.

L'objectif de gestion actuel du MPO est de faire augmenter la population de béluga de la baie Cumberland à 5 000 d'ici 2091 (Marcoux et Hammill 2016). En 2016, un modèle stochastique de production des stocks, qui suppose que la dépendance à la densité a un effet sur le taux de croissance de la population, a été ajusté aux données des relevés aériens et aux captures déclarées au moyen de méthodes bayésiennes de Monte-Carlo par chaînes de Markov (Marcoux et Hammill 2016). Il a permis d'estimer la population à environ 1 000 individus et de déduire qu'avec le quota actuel de 41 bélugas, la population ne parviendrait pas à atteindre la cible provisoire de 1 235 individus d'ici 2026. L'Association des chasseurs et des trappeurs (ACT) de Pangnirtung s'est dite préoccupée par le fait que la faible superficie étudiée dans le fjord Kangilo et la partie sud-ouest de la baie Cumberland aurait pu fausser l'estimation de l'abondance de 2014. Pour répondre à cette préoccupation, nous avons effectué un relevé en juillet et août 2017 selon un plan de survol modifié.

L'objectif de la présente étude était d'estimer l'abondance de la population de béluga de la baie Cumberland d'après le relevé de 2017 et selon un modèle de population qui intègre des données historiques afin de : 1) fournir aux gestionnaires un avis sur la probabilité d'une diminution de la population selon différents scénarios de capture et 2) calculer un nouveau total autorisé des captures débarquées (TACD).

## MÉTHODES

### ZONE D'ÉTUDE

La zone d'étude a été divisée en quatre strates (le fjord Kangilo, le nord de la baie Cumberland, l'ouest de la baie Cumberland et le fjord Clearwater [Figure 1]), et elle a été conçue pour reproduire la couverture du relevé aérien de 2014 avec les modifications recommandées par l'ACT de Pangnirtung. Conformément aux recommandations des chasseurs, nous avons ajouté trois nouveaux transects à l'extrémité sud de la strate de l'ouest de la baie Cumberland. De plus, comme la plupart des observations durant le relevé visuel de 2014 ont eu lieu dans le fjord Kangilo, cette zone a été définie comme une strate distincte et le nombre de lignes de transect a été augmenté (13 en 2017 comparativement à sept en 2014; Figure 1). Les strates du fjord Kangilo, du nord de la baie Cumberland et de l'ouest de la baie Cumberland ont fait l'objet d'un relevé visuel. La strate du fjord Kangilo comprenait 13 lignes de transect espacées de 2,5 km (Figure 1). Le relevé de la strate du nord de la baie Cumberland consistait en six transects parallèles espacés de 10 km, et celui de la strate de l'ouest de la baie Cumberland en 18 transects parallèles espacés de 10 km. La strate du fjord Clearwater se composait de 26 transects parallèles espacés de 700 m, ce qui a donné une couverture complète du fjord.

---

Toutes les lignes de transect étaient perpendiculaires à l'axe long de chaque strate. Deux relevés ont été effectués par survol : du 29 juillet au 3 août et du 4 au 12 août.

## RELEVÉS VISUELS

Les relevés ont été effectués à partir d'un Twin Otter DeHavilland (DH-6) équipé de quatre coupoles d'observation et d'un hublot ventral de prise de vue en verre optique à l'arrière. Les survols des transects des relevés visuels ont été effectués à une altitude cible de 1 000 pi (305 m) et à une vitesse au sol de 110 nœuds (204 km/h). Un système de positionnement global (Bad Elf GPS pro+) enregistrait la position, l'altitude, la vitesse et le cap de l'aéronef toutes les secondes. Deux iPad synchronisés exécutant Foreflight (une application de navigation) étaient également reliés par Bluetooth au GPS et utilisés par le coordonnateur des relevés et les pilotes pour entrer et modifier les points de cheminement de chaque transect, fournir des cartes de navigation et de référence et consigner les trajectoires de vol quotidiennes. Les relevés n'ont été effectués que dans les conditions environnementales suivantes : pas de pluie, pas de risque de givrage, plafonds de 2 500 pieds ou plus sans brouillard au-dessus de l'eau dans la zone du relevé et état de la mer selon l'échelle de Beaufort de 0 à 3 (bien que des états de la mer de 4 aient été observés au cours d'un relevé [Tableau 1]). Pour tous les relevés visuels, on a utilisé une plateforme double dans laquelle deux observateurs étaient assis aux coupoles d'observation de chaque côté de l'avion (Buckland *et al.* 2001). Les quatre observateurs restaient à leur poste respectif dans l'avion tout au long du relevé. Les deux observateurs placés du même côté de l'avion étaient isolés visuellement et acoustiquement l'un de l'autre afin de garantir l'indépendance des observations. Les deux observateurs principaux à l'avant de l'avion enregistraient les conditions environnementales suivantes au début et à la fin de chaque transect, de même que lorsqu'un changement était observé : concentrations de glace (en dixièmes), état de la mer (échelle de Beaufort), brouillard (% du champ de vision), éblouissement (% du champ de vision avant) et couverture nuageuse (%). Les renseignements suivants sur les bélugas observés étaient consignés au moyen d'enregistreurs audio Sony PCM-D50 : l'espèce, la taille du groupe et l'angle de déclinaison perpendiculaire au centre de chaque groupe (mesuré à l'aide d'un compas numérique/clinomètre Peco DCC1 lorsque le groupe était dans le faisceau de l'observateur). Un « groupe » était défini comme des animaux se trouvant à une longueur de corps l'un de l'autre et qui se comportaient de façon cohérente. Lorsque le temps le permettait, les observateurs consignaient des renseignements supplémentaires, comme la présence de baleineaux, le comportement et le sens du déplacement. Des photographies de la zone située sous l'avion ont également été prises pendant les relevés visuels.

## ANALYSE DES RELEVÉS VISUELS

Les données des relevés visuels par transects linéaires ont été analysées à l'aide du logiciel Distance 6.2 (Thomas *et al.* 2010), qui a besoin de la distance perpendiculaire de chaque observation par rapport au tracé. Cette distance est calculée à partir de l'angle de déclinaison, qui a été mesuré pour toutes les observations sauf une. La distance perpendiculaire de cette observation a été estimée à partir d'une photographie aérienne selon (Équation 1) :

$$D_s = \left[ \left( \frac{(X_T - X_s)}{X_T} \times (2 \times \beta) \right) \right] \quad (1)$$

où  $D_s$  est la distance de l'observation,  $X_T$  est le nombre total de pixels dans l'image dans le sens de la largeur,  $X_s$  est le nombre de pixels en largeur depuis le bord extérieur de l'image jusqu'à l'observation, et  $\beta$  représente la moitié du champ de vision de l'objectif.

Selon Buckland et ses collaborateurs (2001), au moins 60 à 80 observations sont nécessaires pour produire une estimation fiable de la fonction de détection pour l'échantillonnage par transect linéaire; lorsque les détections sont peu nombreuses, une ou deux observations supplémentaires à proximité du tracé peuvent avoir une incidence importante sur l'estimation. Avec seulement 26 observations de bélugas dans l'ensemble des relevés visuels, nous avons décidé d'analyser les données des relevés selon un concept de transect en bandes. Une fonction de taux de probabilité avec ajustement en cosinus a été ajoutée aux données des observations et a révélé une distribution relativement uniforme des observations de 0 à 300 m, mais de plus en plus d'individus étaient omis au-delà de cette distance (Figure 2). Par conséquent, nous avons utilisé les bélugas observés dans une bande de 300 m ( $w$ ) de chaque côté de l'avion pour estimer l'abondance à proximité de la surface.

Les observations en double ont été supprimées et la fonction de densité de probabilité des distances perpendiculaires des groupes de bélugas près de la surface,  $f(y)$ , a été estimée à l'aide d'une fonction uniforme (Équation 2) :

$$f(y) = \frac{1}{w} = 0,003 \quad (2)$$

Le taux de rencontre,  $E(n)$ , a été calculé comme suit (Équation 3) :

$$E(n) = \frac{n}{L} \quad (3)$$

où  $n = \sum_{i=1}^k n_i$  est le nombre total de détections de la ligne  $i$ , où  $i$  est 1, à  $k$  (nombre total de lignes). L'effort de relevé total ( $L$ ) est  $L = \sum_{i=1}^k l_i$ , où  $l$  est la longueur du transect. La variance du taux de rencontre des groupes a été calculée conformément à Fewster *et al.* (2009) pour la variance systématique, comme suit (Équation 4) :

$$var\left(\frac{n}{L}\right) = \frac{2k}{L^2(k-1)} \sum_{i=1}^{k-1} \left(\frac{n_i}{l_i} - \frac{n_{i+1}}{l_{i+1}}\right)^2 \quad (4)$$

La densité des bélugas à la surface ou près de la surface a été estimée comme suit (Équation 5) :

$$\hat{D} = \frac{E(n) * f(0) * E(s)}{2 * L} \quad (5)$$

Le nombre total de bélugas à la surface ou près de la surface a été estimé comme suit (Équation 6) :

$$\hat{N}_{sur} = \hat{D} * A \quad (6)$$

où  $A$  est la superficie de la strate du relevé.

## BIAIS DE PERCEPTION ET DE DISPONIBILITÉ

L'analyse classique de la distance suppose que la probabilité de détection sur le tracé,  $p(0)$ , est de 1; cependant, les observateurs peuvent manquer certaines baleines visibles sur le tracé (Richard *et al.* 2010). Les méthodes à deux observateurs, comme celles utilisées dans cette étude, permettent d'estimer ce « biais de perception ». Pour déterminer la valeur de  $p(0)$ , on a déterminé que des observations en double se produisaient entre les observateurs principaux et secondaires de chaque côté de l'avion en 10 secondes et avec une différence de déclinaison de moins de 10 degrés entre les observations (Pike et Doniol-Valcroze 2015).

Nous avons repris les valeurs utilisées pour ajuster le relevé de 2014 (Marcoux *et al.* 2016) pour tenir compte des bélugas qui étaient en plongée et qui, par conséquent, n'étaient pas visibles (c.-à-d. biais de disponibilité) et ajuster ainsi les estimations de l'abondance à proximité de la surface. Pour résumer, nous avons estimé le biais de disponibilité en prenant le temps moyen

pondéré passé dans les tranches de 0 à 1 m, de 0 à 2 m, de 0 à 3 m, de 0 à 4 m et de 0 à 6 m pour trois bélugas munis d'un enregistreur satellite temps-profondeur dans le fjord Clearwater en juillet 2006 (n = 1) et août 2007 (n = 2) [voir la méthodologie d'étiquetage dans Orr *et al.* 2001]. Les moyennes pondérées étaient fondées sur le nombre de blocs de six heures recueillis pour chaque béluga. Les erreurs types ont été calculées à l'aide d'un écart-type pondéré divisé par la racine carrée du nombre de bélugas utilisé dans chaque calcul. Il est possible de voir les bélugas jusqu'à une profondeur de 5 m lorsque l'eau est claire (Richard *et al.* 1994), mais les étiquettes n'étaient pas programmées pour recueillir l'information de 0 à 5 m; nous avons donc utilisé une moyenne du biais de disponibilité de 0 à 4 m et de 0 à 6 m pour estimer le biais de disponibilité de 0 à 5 m. Nous avons utilisé la plus grande des deux erreurs types comme erreur type pour la tranche interpolée de 0 à 5 m (Richard 2013). Le facteur d'ajustement du biais de disponibilité,  $C_a$ , a été calculé comme suit (Équation 7) :

$$C_a = \frac{1}{\text{temps moyen pondéré passé dans la tranche de profondeur}} \quad (7)$$

Pour les relevés visuels, qui ont été effectués au-dessus d'une eau que nous avons classée comme claire (permettant de détecter les bélugas jusqu'à 5 m sous la surface), nous avons utilisé un facteur d'ajustement calculé à l'aide de la tranche interpolée de 0 à 5 m.

L'estimation totale des bélugas à la surface ou près de la surface a été ajustée pour tenir compte des biais de perception et de disponibilité selon (Équation 8) :

$$\hat{N} = \hat{N}_{sur} * C_p * C_a \quad (8)$$

La variance associée à l'estimation finale de l'abondance a été calculée à l'aide de la méthode du delta (Buckland *et al.* 2001), comme suit (Équation 9) :

$$var(\hat{N}) = \hat{N}^2 \times \left\{ \frac{var(n/L)}{(n/L)^2} + \frac{var(\hat{E}(s))}{(\hat{E}(s))^2} + \frac{var(C_p)}{C_p^2} + \frac{var(C_a)}{C_a^2} \right\} \quad (9)$$

Nous avons calculé les intervalles de confiance en supposant une distribution log-normale, comme indiqué dans Buckland *et al.* (2001).

## RELEVÉS PHOTOGRAPHIQUES

Les relevés photographiques de la strate du fjord Clearwater ont été effectués le 29 juillet et les 4, 7, 8 et 12 août à une altitude cible de 2 000 pi (610 m) et à une vitesse de 110 nœuds (204 km/h). Une couverture photographique complète de la strate a été réalisée à l'aide de deux appareils photographiques Nikon D810, équipés d'un objectif de 25 mm, montés à l'arrière de l'avion et pointant directement vers le bas, le côté le plus long étant perpendiculaire au tracé. Pour géoréférencer les photographies, les appareils photographiques étaient reliés par Bluetooth à un seul récepteur GPS (Bad Elf GPS Pro+) à l'aide d'un module accessoire (module Bluetooth D200+ Folography Unleashed). Chaque appareil photographique était également connecté à un ordinateur portable pour contrôler les paramètres d'exposition et l'intervalle entre les photographies et pour enregistrer les photographies JPEG à haute résolution sur le disque dur de l'ordinateur. À l'altitude cible de 2 000 pieds, chaque photographie couvrait une superficie de 875,4 m sur 585,2 m, ce qui a donné un recouvrement de 20 % entre les photographies prises sur des transects adjacents. En théorie, à la vitesse et l'altitude cibles, un intervalle de neuf secondes entraînerait un recouvrement de 20 % entre deux photographies consécutives le long de chaque transect. Cependant, en raison des variations de la vitesse, de l'altitude et du tangage de l'aéronef, il a fallu utiliser des intervalles plus courts (sept ou huit secondes) pour obtenir un recouvrement de 20 % entre les photographies. Les photographies étaient enregistrées sous forme de fichiers JPEG et téléchargées à la fin de chaque relevé. Dans la mesure du possible, les survols du fjord



---

Clearwater ont été effectués pour que le relevé coïncide avec la marée haute, pendant laquelle l'eau était plus claire qu'à marée basse (Tableau 1).

## ANALYSE DES RELEVÉS PHOTOGRAPHIQUES

Deux analystes expérimentés ont examiné les photographies. Pour évaluer la variation entre les analystes, nous avons demandé aux deux analystes de dénombrer les bélugas sur un ensemble commun de 673 photographies (21 % de toutes les photographies).

Les photographies ont été géoréférencées et examinées avec le logiciel ArcMap 10.1 (ESRI). Grâce au logiciel Photographieshop (Adobe Systems), nous avons pu améliorer la faible visibilité de certaines photographies due à une sous-exposition en ajustant la luminosité, le contraste, les niveaux, les courbes, l'exposition, la vibrance, la saturation et la teinte de celles-ci. Nous avons évalué la clarté de l'eau sur chaque photographie en examinant la proportion du corps du béluga qui pouvait être vue sur la photographie. Nous avons utilisé un facteur d'ajustement du biais de disponibilité instantanée pour la tranche de 0 à 2 m pour les photographies où l'analyste pouvait voir la queue ou la tête du béluga sous la surface de l'eau et un facteur pour la tranche de 0 à 1 m si l'analyste ne pouvait voir que la partie du corps du béluga qui brisait la surface de l'eau. Nous avons comparé la catégorisation des photographies auxquelles les analystes ont dû apporter les ajustements des tranches de 0 à 1 m ou de 0 à 2 m à la couleur de pixel RVB de l'eau dans chaque photo. Les pixels où l'eau était brune étaient généralement classés comme nécessitant un ajustement axé sur la tranche de 0 à 1 m, et les pixels bleus comme nécessitant l'ajustement axé sur la tranche de 0 à 2 m. Cela a été fait pour chaque béluga observé. Le nombre de bélugas auxquels chaque catégorie a été appliquée pour tous les survols dans le fjord Clearwater est indiqué dans le Tableau 2.

La superficie couverte par chaque photographie a été calculée comme suit (Équation 10) :

$$A_{\text{photographie}} = \text{longueur} * \text{largeur} \quad (10)$$

où longueur = altitude/ $F_s * L_s$  et largeur = altitude/ $F_s * W_s$ , et  $F_s$  est la longueur focale du capteur de l'appareil photographique (25 mm),  $L_s$  est la longueur du capteur de l'appareil photographique (35,9 mm) et  $W_s$  est la largeur du capteur de l'appareil photographique (24 mm).

Pour les photographies dont une partie était masquée par l'éblouissement solaire, les analystes ont créé un fichier de formes afin de couvrir l'éblouissement et n'ont pas analysé la partie touchée. La superficie de l'éblouissement a été soustraite de la superficie totale de la photographie. La partie correspondant au recouvrement entre deux photographies consécutives a été coupée de la première de ces deux photographies. De plus, le recouvrement latéral entre les transects linéaires adjacents a été coupé de la superficie de la ligne adjacente. Les analystes ont également coupé la superficie des terres des photographies en superposant un fichier de formes de zones terrestres aux photographies. La superficie restante recouverte d'eau (sans éblouissement) sur chaque photographie a ensuite été calculée ( $A_{\text{noglare}}$ ).

Nous avons ajusté le nombre de bélugas détectés à la surface de l'eau ou près de la surface sur chaque photographie pour tenir compte du biais de disponibilité instantanée,  $C_a$ , décrit ci-dessus, en fonction de la clarté de l'eau.

Nous avons calculé une estimation ajustée de l'abondance comme suit (Équation 11) :

$$\hat{N}_{\text{cor}} = C_a \times \hat{N}_{\text{surface}} \quad (11)$$

où  $\hat{N}_{\text{surface}}$  est le nombre total de bélugas détectés à la surface pour chaque photographie.

Nous avons calculé la densité des bélugas en divisant le nombre total de bélugas par la superficie totale d'eau exempte d'éblouissement. Nous avons ensuite multiplié la densité par la superficie de la strate afin d'obtenir une estimation de l'abondance près de la surface (Équation 12) :

$$\hat{N}_{tot} = A_{stratum} \times \frac{\sum_{i=1}^I \hat{N}_{cor_i}}{\sum_{i=1}^I A_{noglare_i}} \quad (12)$$

où  $A_{stratum}$  est la zone couverte par le relevé et  $I$  est le nombre de photographies par relevé.

Dans un seul relevé photographique à couverture complète, il n'y a pas de variance associée au taux de rencontre puisque toutes les baleines observables ont été dénombrées. Par conséquent, la seule variance dans une seule répétition est la variance du facteur d'ajustement du biais de disponibilité. Toutefois, quatre répétitions de la strate du fjord Clearwater ont été effectuées au cours du deuxième relevé visuel (du 5 au 12 août); l'estimation de l'abondance était donc une moyenne pondérée (par le CV) des quatre répétitions. La variance de cette estimation moyenne a été calculée comme suit (Équation 8.8, Buckland *et al.* 2001) [Équation 13] :

$$var(\hat{N}^*) = \frac{\sum_{i=1}^4 A_i^2 var(\hat{N}_i)}{(\sum_{i=1}^4 A_i)^2} \quad (13)$$

où  $A_i$  est la superficie de la  $i^e$  répétition du relevé photographique.

Le premier relevé de la strate du fjord Clearwater a été appliqué à la première période du relevé sans variance associée à l'estimation, avec seulement la variance du facteur d'ajustement du biais de disponibilité.

## ESTIMATION COMBINÉE DE L'ABONDANCE DE LA POPULATION

Nous avons estimé l'abondance totale de la population en additionnant les estimations des différentes strates pour chaque période de relevé, avec une variance calculée comme la somme des variances des strates individuelles.

## SPÉCIFICATION DU MODÈLE

Un modèle stochastique de production des stocks, qui suppose que la dépendance à la densité a un effet sur le taux de croissance de la population, a été ajusté aux données des relevés aériens (de 1990 à 2017) et aux captures annuelles déclarées (de 1960 à 2018) au moyen de méthodes bayésiennes de Monte-Carlo par chaînes de Markov (Tableaux 3 et 4). Nous avons réalisé deux relevés en 2017 et nous avons utilisé une moyenne pondérée (par le CV) des deux dans le modèle. L'erreur d'observation (associée à la collecte des données et à l'estimation de l'abondance) a été séparée de l'erreur de processus (découlant de la variabilité naturelle de la dynamique de la population) au moyen d'un modèle espace-état hiérarchique qui considère les données des relevés comme le résultat de deux processus stochastiques distincts : un processus d'état et un processus d'observation (de Valpine et Hastings 2002). Le processus d'état décrit la dynamique de la population sous-jacente et l'évolution de la taille réelle du stock dans le temps, selon une formulation discrète du modèle de Pella-Tomlinson (Pella et Tomlinson 1969, Innes et Stewart 2002), a été utilisée par Marcoux et Hammill (2016) [Équation 14] :

$$N_t = N_{t-1} + N_{t-1} * (\lambda_{max} - 1) * \left(1 - \left(\frac{N_{t-1}}{K}\right)^\theta\right) * \varepsilon_p - R_t \quad (14)$$

Cette version du modèle multiplie l'erreur de processus sur la composante de production excédentaire de l'Équation et, ainsi, ne permet qu'une croissance positive en l'absence de

capture. Nous avons utilisé une version légèrement modifiée de ce modèle qui permet à l'erreur de processus d'avoir des effets positifs ou négatifs sur le taux de croissance, car nous croyons que cela reflète davantage la variation naturelle (Équation 15) :

$$N_t = N_{t-1} * \left( 1 + (\lambda_{max} - 1) * \left( 1 - \left( \frac{N_{t-1}}{K} \right)^\theta \right) \right) * \varepsilon_p - R_t \quad (15)$$

où  $\lambda_{max}$  est le taux maximal d'augmentation ou de croissance de la population,

$K$  est la capacité de charge de l'environnement,

$\theta$  définit la forme de la fonction dépendante de la densité,

$\varepsilon_p$  est un terme stochastique pour l'erreur de processus,

$R_t$  sont les prélèvements pour l'année considérée, calculés comme les captures déclarées,  $C_t$ , avec l'ajustement pour tenir compte de la proportion d'individus abattus et perdus,  $S\&L$  (Équation 16) :

$$R_t = C_t * (1 + S\&L) \quad (16)$$

Le processus d'observation décrit la relation entre la taille réelle de la population et les données observées. Dans notre modèle, les estimations des relevés aériens  $S_t$  sont liées à la taille de la population  $N_t$  par un terme de l'erreur,  $\varepsilon_{S_t}$  (Équation 17) :

$$\ln(S_t) = \ln(N_t) + \varepsilon_{S_t} \quad (17)$$

Le modèle a été exécuté 200 000 fois, avec un rodage de 20 000 et un éclaircissement de 30.

## VALEURS A PRIORI

Les valeurs a priori étaient fondées sur Marcoux et Hammill (2016). Sept modèles d'essai différents ont été utilisés pour déterminer le meilleur modèle de population pour la population de béluga de la baie Cumberland (Tableau 5). Thêta détermine la forme de la fonction dépendante de la densité. Dans le cas des mammifères marins, on pense que la productivité maximale intervient entre 50 % et 85 % de la capacité de charge (Taylor et DeMaster 1993), mais différentes administrations ont utilisé des valeurs de thêta variant entre 1 et 3, ce qui donne une productivité maximale entre 50 % et 63 % (Wade 1998, Hobbs *et al.* 2015, Jackson *et al.* 2016, Heide-Jørgensen *et al.* 2016). Ici, nous avons examiné si thêta était fixe et pouvait varier entre un et trois (Tableau 5). Pour les odontocètes, on pense que le taux maximal d'augmentation de la population,  $\lambda_{max}$ , se situe entre 1,02 et 1,06, la plupart des études utilisant 1,04 (Wade et Angliss 1997, Wade 1998, Lowry *et al.* 2008). Dans le modèle 1, nous avons fixé  $\lambda_{max}$  à 1,04, et dans tous les autres modèles, nous avons permis au modèle d'estimer  $\lambda_{max}$  à l'aide d'une valeur a priori uniforme avec des valeurs minimales et maximales comprises entre 0,001 et 0,08 (Tableau 5). Les captures déclarées sous-estiment le nombre de bélugas tués parce que certains individus sont blessés ou tués, mais ne peuvent être récupérés (abattus et perdus [ $S\&L$ ]). Comme il n'existe pas de données ni de taux de  $S\&L$  pour la baie Cumberland, nous avons repris le facteur  $S\&L$  utilisé par Marcoux et Hammill (2016), qui comprend également les captures non déclarées (Tableau 6).

Nous avons attribué une distribution log-normale avec un paramètre d'emplacement zéro aux termes de l'erreur de processus stochastique  $\varepsilon_p$ , et une valeur a priori modérément informative suivant une distribution Gamma (1,5, 0,0005) au paramètre de précision pour cette distribution log-normale. Ces paramètres ont été choisis de façon à ce que l'erreur résultante ait un

---

coefficient de variation de 1 %, puisque la dynamique des stocks de béluga n'est pas très variable (Marcoux et Hammill 2016).

La variance du relevé a été intégrée au processus d'ajustement en guidant la formulation de la distribution a priori de l'erreur de relevé. Le terme de l'erreur de relevé  $\varepsilon_{S_t}$  suivait une distribution log-normale avec un paramètre d'emplacement zéro. Nous avons attribué une valeur a priori modérément informative suivant une distribution Gamma (2,5, 0,4) à son paramètre de précision. Ces paramètres ont été choisis de sorte que les quartiles Q1 et Q3 du CV des estimations de relevé soient de 0,35 et 0,55, c'est-à-dire les mêmes que ceux utilisés par Marcoux et Hammill (2016).

## ESTIMATION DES PARAMÈTRES ET DIAGNOSTIC DU MODÈLE

Les estimations a posteriori de tous les paramètres ont été obtenues à l'aide d'un algorithme d'échantillonnage de Gibbs mis en œuvre dans la plateforme JAGS (Plummer 2003). Nous avons utilisé les ensembles r2jags et coda élaborés dans le langage de programmation R pour examiner les résultats (R Core Team 2013). Pour toute simulation de Monte Carlo par chaînes de Markov, il est important de vérifier la convergence des valeurs échantillonnées avec leur distribution stationnaire (Brooks *et al.* 2004, King *et al.* 2010). Les premières exécutions du code visaient à étudier la convergence et le mélange (c.-à-d. l'étendue et l'étalement avec lesquels l'espace des paramètres était exploré par la chaîne) et l'autocorrélation.

Nous avons mis à l'essai le mélange des chaînes en utilisant le test de Geweke pour déterminer les similitudes entre différentes parties de chaque chaîne (Geweke 1996). Nous avons appliqué le diagnostic de Brooks-Gelman-Rubin (BGR), qui compare la largeur de l'intervalle de crédibilité (IC) à 80 % des chaînes regroupées avec la moyenne des largeurs de l'IC à 80 % des chaînes individuelles, pour la convergence entre les chaînes (Brooks et Gelman 1998). Nous avons examiné les contributions relatives des paramètres au modèle en estimant la valeur  $p_D$ , qui est le nombre « efficace » de paramètres ajustés (Spiegelhalter *et al.* 2002).

## PROJECTIONS DU MODÈLE ET OBJECTIFS DE GESTION

Nous avons utilisé le modèle de population pour estimer la probabilité d'une diminution de la population de béluga de la baie Cumberland selon différents scénarios de captures (0, 10, 20, 30 et 41 individus).

Nous avons également calculé un prélèvement biologique potentiel (PBP) selon Wade (1998) et l'avons divisé par  $S\&L$  (1,42 [Marcoux et Hammill 2016]) afin de calculer un total autorisé des captures débarquées (TACD) révisé pour les différents scénarios (Équation 18).

$$PBP = 0,5 * R_{Max} * N_{Min} * F_R \quad (18)$$

$$\text{où :} \quad N_{Min} = N / \exp(z \sqrt{\ln(1+CV^2)})$$

$N$  = l'estimation du modèle pour la taille de la population en 2018 ou les estimations de l'abondance d'après les relevés de 2017.

$Z$  = 0,842 pour le 20<sup>e</sup> centile de la distribution log-normale de la taille estimée de la population (Wade 1998).

$R_{Max}$  = taux d'augmentation maximal du stock. La valeur par défaut pour les cétacés lorsque le taux est inconnu est de 0,04. Nous avons également utilisé le taux déterminé par le modèle de population, que nous avons ensuite multiplié par 0,5 pour simuler l'effet de la croissance logistique dépendante de la densité.

---

$F_R$  = facteur de rétablissement établi à 0,1, valeur qui correspond à un stock menacé et en déclin (Hammill *et al.* 2017).

Le TACD est calculé comme suit (Équation 19) :

$$\text{TACD} = \text{PBP} / \text{taux de perte} \quad (19)$$

## RÉSULTATS

### BIAIS DE PERCEPTION ET DE DISPONIBILITÉ

Onze observations ont été définies comme étant des répétitions possibles entre l'observateur 1 et l'observateur 2, d'après l'heure et l'angle de déclinaison (Pike et Doniol-Valcroze 2015). Sur les 11 observations en double possibles, cinq ont été confirmées en tant que doubles après examen des photographies prises tout au long du relevé visuel. Pour déterminer si les observateurs avaient identifié la même baleine ou le même groupe de baleines ou s'il s'agissait de baleines uniques, nous avons évalué dix photographies avant et après l'observation. Six des observations en double possible se trouvaient à l'extérieur du cadre des photographies, mais avec une différence de déclinaison de cinq degrés ou moins (Southwell *et al.* 2002) et ont donc été considérées comme telles.

Les observateurs principaux et secondaires ont raté des observations sur le tracé  $[g(0)]$ . Selon toutes les observations de 0 à 550 m, les observateurs avaient des probabilités de détection,  $p(0)$ , de  $0,78 \pm 0,158$ . La valeur  $p(0)$  estimée des deux observateurs combinés était de  $0,95 \pm 0,070$ , ce qui a donné un facteur d'ajustement du biais de perception ( $C_p$ ) de 1,05 (CV = 0,077).

Nous avons appliqué un facteur de correction du biais de disponibilité de 2,54 (CV = 0,052) interpolé à partir des tranches de 0 à 4 m et de 0 à 6 m pour ajuster les estimations de l'abondance en surface pour le relevé visuel à l'extérieur du fjord Clearwater; il s'agissait des mêmes facteurs que ceux utilisés pour ajuster le relevé de 2014 (Marcoux *et al.* 2016). Nous avons utilisé un facteur de correction du biais de disponibilité de 4,46 (CV = 0,117) pour la tranche de 0 à 1 m dans les cas où seule la partie du béluga brisant la surface était visible, et une correction de 2,06 (CV = 0,056) pour la tranche de 0 à 2 m lorsque l'on pouvait observer le corps de la baleine à la surface et sous l'eau.

### RELEVÉS VISUELS

Nous avons effectué deux relevés visuels des trois strates. Les strates du fjord Kangilo, du nord de la baie Cumberland et de l'ouest de la baie Cumberland ont été survolées les 1<sup>er</sup> et 3 août, et un deuxième relevé de ces strates a été réalisé les 4 et 5 août (Figure 3). En raison de contraintes météorologiques, la strate de l'ouest de la baie Cumberland n'a fait l'objet que d'un relevé partiel lors du deuxième relevé (il n'a pas été possible de survoler huit lignes de transect dans le sud [Figure 3]). Le nombre estimé de bélugas à la surface à l'extérieur du fjord Clearwater est de 543 (CV = 0,502) et de 35 (CV = 0,508) pour les premier et deuxième relevés, respectivement (Tableau 7). L'ajustement du biais de perception et de disponibilité donne une estimation de 1 448 (CV = 0,510) et de 203 (CV = 0,515) bélugas à l'extérieur du fjord Clearwater pour les premier et deuxième relevés visuels, respectivement (Tableau 7).

### RELEVÉ PHOTOGRAPHIQUE DU FJORD CLEARWATER

Les dénombrements répétés de 673 photographies étaient fortement corrélés (régression linéaire simple;  $\text{adj } r^2 = 0,995$ ,  $F_{1\ 671} = 1,208\text{e}+05$ ,  $p < 0,0001$ , Figure 4). Le premier dénombrement et les dénombrements répétés étaient les mêmes pour 632 des 673 photographies. Le nombre de bélugas différait de trois ou moins sur 21 photographies et de

---

quatre à huit sur cinq photographies, ce qui donne une différence moyenne absolue de 0,16 béluga par photographie. La Figure 5 présente les observations individuelles de bélugas dans le fjord Clearwater. L'estimation de l'abondance tirée du premier relevé photographique est de 301 (CV = 0,096), et l'estimation moyenne pondérée tirée des quatre répétitions du deuxième relevé est de 1 286 (CV = 0,029) [Tableau 2].

## ESTIMATION DE L'ABONDANCE DE LA POPULATION

L'estimation de l'abondance totale ajustée pour tenir compte du biais de perception et de disponibilité additionné pour les quatre strates est de 1 749 (CV = 0,423; IC à 95 % = 790–3 871) et de 1 379 (CV = 0,043; IC à 95 % = 1 267–1 500) pour les premier et deuxième relevés, respectivement (Tableau 8). La moyenne pondérée (par le CV) pour les deux relevés est de 1 381 (CV = 0,043; IC à 95 % = 1 270–1 502).

## RÉSULTATS ET PROJECTIONS DU MODÈLE

Sept modèles différents ont été utilisés pour évaluer la sensibilité du modèle à différents paramètres a priori (Tableau 5). Tous les modèles montrent une population qui a diminué depuis 1960, avec une population actuelle d'environ 1 200 bélugas (Figure 6). Dans six des modèles, la population de départ comptait environ 3 000 bélugas, tandis que le modèle 3 avait une population de départ d'environ 7 000 bélugas. Tous les modèles où  $\theta$  pouvait varier ont révélé une forte mise à jour de la valeur a priori vers un. Le modèle 3 a également montré une forte mise à jour du taux d'augmentation a priori vers des valeurs supérieures à 6 %, ce que nous considérons comme improbable. Les modèles 6 et 7 étaient très semblables. La limite inférieure de la capacité de charge a priori semblait trop élevée dans le modèle 6; nous avons donc choisi le modèle 7 comme étant le meilleur modèle.

Les valeurs a priori et a posteriori du modèle sélectionné (Tableau 6) sont présentées dans la Figure 7. Dans ce modèle, chaque chaîne pour les variables capacité de charge ( $K$ ), taille de la population en 2018 ( $N_{2018}$ ), erreur de processus, taille initiale de la population ( $N_{1960}$ ) et taux de  $S\&L$  présentait une convergence rapide. Les facteurs de réduction d'échelle potentiels globaux de Gelman et Rubin pour ce modèle étaient tous égaux à un, ce qui indique la convergence de la chaîne (Gelman et Rubin 1992), et les valeurs de  $Z$  dans le diagnostic de convergence de Geweke sont toutes comprises entre -1,96 et 1,96 (Geweke 1996).

Le modèle montre une diminution de la population depuis 1960 (Figure 8) et une certaine mise à jour de la valeur a priori de la population de départ (1960) avec une population de départ médiane estimée à 2 884 et la capacité de charge ( $K$ ) estimée à 7 875 (Tableau 9). Il n'y a pas eu de mise à jour de la valeur a priori de  $\lambda_{max}$  avec une médiane de 1,03. L'abondance médiane actuelle de la population ( $N_{2018}$ ) est de 1 090 individus (Tableau 9).

Le modèle prédit une probabilité de 0 %, 25 % et 50 % d'une diminution du stock sur dix ans avec des captures débarquées de 0, 14 ou 20 bélugas par année, respectivement (Figure 9). La probabilité d'une diminution avec le quota actuel (41) est de 96 %.

En utilisant l'abondance tirée du relevé de 2017 ou l'estimation de la population par le modèle pour 2018, le PBP calculé à l'aide d'un facteur de rétablissement de 0,1 (Hammill *et al.* 2017) et des valeurs  $R_{max}$  de 0,04 (supposée) ou 0,03 (prédite à partir du modèle), variait d'un à trois bélugas, avec un TACD d'une ou deux baleines (Tableau 10).

## DISCUSSION

L'estimation tirée du relevé de 2017 de 1 381 bélugas de la baie Cumberland (CV = 0,043; IC à 95 % = 1 270–1 502) a prolongé la série chronologique des estimations de l'abondance pour

---

cette population et nous a permis de mettre à jour le modèle de dynamique de la population, ainsi que d'utiliser le modèle pour estimer l'abondance future selon différents scénarios de capture. Cette estimation avait l'intervalle de confiance le plus bas de tous les relevés du béluga de la baie Cumberland, principalement parce que bon nombre des individus ont été pris en compte dans le relevé photographique du fjord Clearwater, un relevé à couverture complète qui donne un petit CV. De plus, nous avons utilisé une moyenne pondérée (par le CV) pour les quatre répétitions dans le fjord Clearwater, ce qui a encore réduit le CV.

Les relevés comportent des limitations dont il faut tenir compte. Par exemple, les relevés effectués à marée haute, lorsque les conditions de clarté de l'eau ont été jugées les meilleures, ont peut-être biaisé positivement les dénombrements dans l'estuaire, car il a été démontré que les bélugas se déplacent dans les estuaires à marée haute et nous n'avons pas effectué de relevé dans les strates adjacentes au même moment (Ezer *et al.* 2008, Castellote *et al.* 2013, Simard *et al.* 2014). De même, les déplacements généraux entre les strates pourraient également biaiser les estimations puisque les estimations des relevés pour différents jours d'une saison peuvent changer considérablement (Gosselin *et al.* 2017). Par exemple, il est possible que certaines baleines aient quitté le fjord Clearwater pendant les jours de relevé, mais nous ne pouvons pas le déterminer puisque les strates adjacentes n'ont pas fait l'objet d'un relevé au même moment. À l'avenir, il serait avantageux d'examiner les strates adjacentes pendant chaque relevé photographique du fjord Clearwater. En ce qui concerne le relevé de 2017, il est possible que les baleines se soient déplacées pendant le premier survol (29 juillet), durant lequel on a observé beaucoup moins de bélugas dans l'estuaire, observation à rapprocher des estimations plus élevées de bélugas dans les strates de la baie Cumberland, ce qui donne à penser qu'ils se rendaient encore dans la baie Cumberland et en particulier dans le fjord Clearwater (des membres de l'ACT locale ont formulé des commentaires concordants à CJDM pendant la première semaine du relevé). Cependant, les réseaux de surveillance acoustique passive dans le fjord Clearwater, tout au long de la période d'occupation estivale des années précédentes, indiquent que les bélugas pénètrent dans le fjord (appels fréquents détectés) et demeurent ensuite dans la strate du fjord Clearwater (aucun appel détecté avant la migration vers l'extérieur en septembre) [Booy 2018]. Les rares déplacements vers l'intérieur ou l'extérieur de la strate du fjord Clearwater après la première semaine du relevé sont confirmés par des nombres similaires de bélugas dans la strate durant la période des quatre répétitions du relevé (du 4 au 12 août).

Malheureusement, en raison de contraintes météorologiques et temporelles, il n'a pas été possible d'effectuer un deuxième relevé complet de la strate de l'ouest; au cours du premier relevé de cette strate, un béluga a été observé sur la dernière ligne de transect la plus méridionale, mais aucune baleine n'a été vue sur la dernière ligne de transect pendant le deuxième relevé partiel de cette strate. Nous ne pouvons pas exclure la possibilité que nous n'ayons pas couvert toute l'aire de répartition de cette population de béluga, et avons donc pu sous-estimer l'abondance. Cependant, nous ne croyons pas que nous aurions manqué beaucoup de baleines, car il existe un mouvement général des baleines dans le fjord Clearwater et, habituellement, les observations de baleines à l'extérieur du fjord représentent une faible proportion de la population (voir le Tableau 3). Lors des relevés futurs, nous pourrions étendre la limite sud de cette strate, comme l'a suggéré l'ACT de Pangnirtung. Les considérations temporelles et spatiales sont particulièrement importantes pour les relevés de cette population de béluga migratrice, car le premier relevé a peut-être tout de même permis de déterminer certains déplacements migratoires, puisqu'une forte proportion de baleines a été observée à l'extérieur du fjord Clearwater, tandis que lors du deuxième relevé, la plupart des baleines étaient dans le fjord Clearwater. Il convient de choisir soigneusement le moment des futurs relevés pour assurer la présence des bélugas pendant leur période de résidence estivale.

---

Les facteurs de correction du biais de disponibilité que nous avons utilisés pour ajuster les estimations des relevés étaient les meilleures valeurs accessibles pour la population de béluga de la baie Cumberland. Cependant, ces valeurs reposent sur des données provenant du petit nombre de baleines marquées de 2006 à 2008. À l'avenir, il serait idéal d'avoir des facteurs de correction qui recoupent le relevé dans l'espace et dans le temps. Cela devient particulièrement important dans le fjord Clearwater, où nous utilisons des facteurs de correction élevés (4,46) pour tenir compte de la nature limoneuse du fjord. Par comparaison, les ajustements du biais de disponibilité pour le béluga de l'ouest de la baie d'Hudson dans les rivières se fondaient sur le temps passé dans la tranche de 0 à 2 m et ont donné une correction de 1,71 (Matthews *et al.* 2017), et dans l'inlet Cook, en Alaska, où les bélugas sont considérés comme étant dans de l'eau très turbide, l'ajustement du biais de disponibilité d'après les données d'émetteurs radio n'était que de 2,03 (Hobbs *et al.* 2000). Cela nous amène à penser que nous surestimons peut-être le biais de disponibilité et que de nouvelles données de télémétrie sont nécessaires. Nous utilisons également une moyenne pour toutes les baleines, mais il est important de tenir compte du fait qu'une correction moyenne du biais de disponibilité ne convient peut-être pas pour tous les jours de relevé en raison du comportement communautaire des bélugas en réaction aux conditions environnementales.

Dans les relevés visuels, les observateurs ont quelques secondes pour détecter les baleines à la surface et l'utilisation d'un biais de disponibilité instantanée peut surestimer l'abondance. Comme il n'était pas possible d'appliquer une correction pour le temps pendant lequel les bélugas étaient visibles durant les relevés visuels étant donné le petit nombre de détections et l'absence de données détaillées sur le cycle de plongée du béluga de la baie Cumberland, nous avons utilisé une correction du biais de disponibilité instantanée pour les relevés photographiques et visuels. Bien que celle-ci soit appropriée pour le relevé photographique, nous avons besoin, pour les futurs relevés, des données de plongée de l'enregistreur temps-profondeur (ETP) pour calculer un facteur d'ajustement qui intègre le temps de visibilité (p. ex. Asselin et Richard 2011).

L'abondance estimée pour 2018 selon le modèle de population était de 1 090 individus. Comme dans une évaluation précédente du béluga de la baie Cumberland, nous avons inclus les données sur les captures dans un modèle dépendant de la densité adapté aux estimations des relevés aériens (Marcoux et Hammill 2016). Les données sur les captures déclarées étaient incomplètes, et nous avons supposé que lorsque les captures n'étaient pas déclarées, tout le quota était capturé. De plus, nous avons présumé que les captures étaient proportionnelles à la structure selon l'âge de la population (mais nous avons supposé qu'aucun baleineau n'était capturé), alors qu'il peut y avoir des biais en fonction du sexe ou de l'âge dans les captures que nous sommes incapables d'évaluer. Nous ignorons l'incidence que cela peut avoir sur les résultats du modèle. Nous avons examiné diverses itérations du modèle avant de nous limiter aux paramètres qui réduisaient la corrélation entre les paramètres du modèle et qui étaient également logiques sur le plan biologique par rapport à nos connaissances sur le béluga de la baie Cumberland. Dans l'évaluation précédente, nous avons laissé  $\theta$  varier et fixé le taux maximal d'augmentation à 1,04. Dans la présente évaluation, nous avons fixé  $\theta$  à 1, ce qui n'a aucune incidence sur nos résultats puisque la population est beaucoup plus petite que  $K$  et le demeurera pendant plusieurs années (Marcoux et Hammill 2016). Il y a aussi des indications de stress élevé dans cette population (Trana 2014) et le taux maximal pourrait être inférieur aux valeurs habituellement prises en compte pour les odontocètes; par conséquent, nous avons permis au modèle d'estimer la valeur  $\lambda_{max}$ , et avons limité la fourchette supérieure pour la valeur a priori à 1,05 afin qu'elle reflète nos préoccupations (Hobbs *et al.* 2015, Wade *et al.* 2012). Nous pensions également que la population de départ de 1960 était nettement inférieure à la capacité de charge et avons fixé des limites supérieures aux valeurs a priori qui tenaient compte des évaluations antérieures. Selon les relevés de chasse, l'abondance en 1923 était



---

estimée à plus de 5 000 bélugas (Mitchell et Reeves 1981). La chasse commerciale à la baleine, qui a pris fin en 1939, a réduit la population à moins de 1 000 individus (Brodie *et al.* 1981, Richard 2013). Tous les modèles que nous avons évalués indiquent que la population a diminué depuis 1960 et prédisent une diminution future si le quota demeure à 41 baleines.

L'un des avantages du PBP réside dans le fait qu'une estimation de l'abondance tirée d'un seul relevé est nécessaire pour calculer le niveau de PBP. Cependant, la variabilité des estimations tirées de relevés entraîne des fluctuations des estimations du PBP beaucoup plus importantes que celles auxquelles on s'attendrait compte tenu de la dynamique des populations de bélugas. Nous avons donc utilisé, pour estimer l'abondance actuelle, un modèle de dynamique de la population qui tient compte de toute la série chronologique des estimations tirées de relevés. Ce modèle a été jugé solide par rapport aux hypothèses dans son estimation de l'abondance actuelle : c'est pourquoi nous avons utilisé l'abondance modélisée pour calculer le PBP plutôt que de nous fier à l'estimation tirée du relevé de 2017.

Pour les populations dont les taux de croissance sont inconnus, la valeur  $R_{\max}$  pour le calcul du PBP est habituellement établie à un taux hypothétique (0,04) qui ne convient peut-être pas à toutes les populations. Dans cette étude, le modèle a estimé une valeur  $R_{\max}$  de 0,03 pour la population de béluga de la baie Cumberland, ce qui permet de penser que l'utilisation de la valeur  $R_{\max}$  par défaut est incorrecte et entraînera un résultat de diminution de la population (voir Brandon *et al.* 2016). Bien que le facteur de rétablissement soit censé compenser ce résultat, il n'est peut-être pas suffisant (Hammill *et al.*, données inédites). Le facteur de rétablissement choisi doit également être approprié pour la population à l'étude, car il a une grande incidence sur l'estimation du PBP qui en résulte. Hammill et ses collaborateurs (2017) ont recommandé d'utiliser un facteur de 0,1 pour la population de béluga de la baie Cumberland. D'après les résultats du modèle, l'utilisation d'une estimation du PBP tirée uniquement du relevé de 2017 donnera probablement un résultat de diminution de la population de béluga de la baie Cumberland. Cependant, quelle que soit la valeur de  $R_{\max}$  utilisée dans le calcul du PBP, les estimations permettent de penser que le niveau de capture durable pour cette population est inférieur au niveau de capture actuel.

Pour les raisons décrites ci-dessus, nous recommandons d'utiliser le modèle de population et de calculer un PBP à partir de l'estimation faite par le modèle pour l'abondance et le taux maximal d'augmentation. Cette approche fait une meilleure utilisation de l'information accessible en ce qui concerne la dynamique de la population de béluga, les données sur les captures et les estimations multiples de l'abondance, et elle aura tendance à donner une estimation plus stable du PBP (Marcoux et Hammill 2016). Que le PBP issu du relevé de l'abondance, le PBP issu de l'abondance modélisée ou l'avis sur le niveau de capture durable provienne ou non du modèle lui-même, il est évident que la population de béluga de la baie Cumberland n'augmentera pas avec le niveau de capture actuel. En fait, le modèle prédit qu'un TACD de 0, 14 ou 20 bélugas par année entraînerait une probabilité de 0 %, 25 % et 50 % d'une diminution de la population de béluga de la baie Cumberland sur dix ans et que cette probabilité est de 96 % avec le quota actuel de 41 baleines par année.

## REMERCIEMENTS

Nous remercions l'ACT de Pangnirtung pour ses recommandations et son aide dans le cadre du relevé. Nous remercions également N. Mosese, qui a participé au relevé, ainsi que les pilotes, K. Kushneryk et S. Delgaty. Nous remercions le regretté M. Kingsley, qui a élaboré le modèle de population initial, et T. Doniol-Valcroze et A. Mosnier, qui l'ont amélioré.

---

## RÉFÉRENCES CITÉES

- Asselin, N.C. and Richard, P.R. 2011. [Results of narwhal \(\*Monodon monoceros\*\) aerial surveys in Admiralty Inlet](#), August 2010. DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2011/065. iv + 26 p.
- Booy, K.V. 2018. Acoustic monitoring of beluga whales (*Delphinapterus leucas*): spatio-temporal habitat preference and geographic variation in Canadian populations. Thesis (M.Sc.) University of Manitoba, Winnipeg, MB. 108 p
- Brandon, J.R., Punt, A., Moreno, P., and Reeves, R. 2016. Toward a tier system approach for calculating limits on human-caused mortality of marine mammals. ICES J. Mar. Sci. 74(3) 877–887 doi:10.1093/icesjms/fsw202
- Brodie, P.F., Parsons, J.L., and Sergeant, D.E. 1981. Present status of the white whale (*Delphinapterus leucas*) in Cumberland Sound, Baffin Island. Rep. Int. Whal. Comm. 31: 579–582.
- Brooks, S.P., and Gelman, A. 1998. Alternative methods for monitoring convergence of iterative simulations. J. Comp. Graph. Stats. 7:434–455.
- Brooks, S., King, R., and Morgan, B. 2004. A Bayesian approach to combining animal abundance and demographic data. Anim. Biodiversity Conserv. 27.1: 515–529.
- Buckland, S.T., Anderson, D.R., Burnham, K.P., Laake, J.L., Borchers, D.L., and Thomas, L. 2001. Introduction to distance sampling: estimating abundance of biological populations. Oxford University Press, Oxford, U.K. 434 p.
- Castellote, M., Leeney, R.H., O’Corry-Crowe, G., Lauhakangas, R., Kovacs, K.M., Lucey, W., Krasnova, V., Lydersen, C., Stafford, K.M., and Belikov, R. 2013. Monitoring white whales (*Delphinapterus leucas*) with echolocation loggers. Polar Biol. 36: 493–509. doi: 10.1007/s00300-012-1276-2
- COSEPAC (Comité sur la situation des espèces en péril au Canada). 2004. [Évaluation et Rapport de situation du COSEPAC sur le béluga \(\*Delphinapterus leucas\*\) au Canada – Mise à jour](#). Comité sur la situation des espèces en péril au Canada. Ottawa, ON. x + 77 p.
- de March, B.G.E., Maiers, L.D., and 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. doi:10.7557/3.2835.
- de March, B.G.E., Stern, G., and 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. Manag. 6: 241–250.
- de Valpine, P., and Hastings, A. 2002. Fitting Population Models Incorporating Process Noise and Observation Error. Ecol. Monogr. 72(1): 57–76. doi:10.2307/3100085.
- Ezer, T., R., Hobbs, and Oey, L-Y. 2008. On the movement of beluga whales in Cook Inlet, Alaska: Simulations of tidal and environmental impacts using a hydrodynamic inundation model. Oceanogr. 21(4): 186–195.
- Fewster, R.M., Buckland, S.T., Burnham, K.P., Borchers, D.L., Jupp, P.E., Laake, J.L., and Thomas, L. 2009. Estimating the encounter rate variance in distance sampling. Biometrics. 65(1): 225–236.
- Gelman, A., and Rubin, D.B. 1992. Inference from iterative simulation using multiple sequences. Statist. Sci. 7(4): 457–511.

- 
- Geweke, J. 1996. Evaluating the accuracy of sampling-based approaches to the calculation of posterior moments. *In* Bayesian Statistics 4. Edited by J.M. Bernardo, J.O. Berger, A.P. Dawid, and A.F.M. Smith. Oxford University Press, Oxford, U.K. pp. 169–193.
- Gosselin, J.-F., Hammill, M.O., and Mosnier, A. 2017. [Indices of abundance of beluga \(\*Delphinapterus leucas\*\) in James Bay and eastern Hudson Bay in summer 2015](#). DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2017/067. iv + 25 p.
- Hammill, M.O., Stenson, G.B., and Doniol-Valcroze, T. 2017. [A management framework for Nunavik beluga](#). DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2017/060. v + 34 p.
- Heide-Jørgensen, M.P., Hansen, R.G., Fossette, S., Nielsen, N.H., Borchers, D.L., Stern, H., and Witting, L. 2017. Rebuilding beluga stocks in West Greenland. *Anim. Conserv.* 20(3): 282–293.
- Hobbs, R.C., Waite, J.M., and Rugh, D.J. 2000. Beluga, *Delphinapterus leucas*, group sizes in Cook Inlet, Alaska, based on observer counts and aerial video. *Mar. Fish. Rev.* 62(3): 46–59.
- Hobbs, R.C., Wade, P.R., and Shelden, K.E.W. 2015. Viability of a small, geographically-isolated population of beluga whales, *Delphinapterus leucas*: effects of hunting, predation, and mortality events in Cook Inlet, Alaska. *Mar. Fish. Rev.* 77: 59–88.
- Innes, S., and Stewart, R.E.A. 2002. Population size and yield of Baffin Bay beluga (*Delphinapterus leucas*) stocks. *NAMMCO Sci. Publ.* 4: 225–238. doi:10.7557/3.2846.
- Jackson, J.A., Carroll, E.L., Smith, T.D., Zerbini, A.N., Patenaude, N.J., and Baker, C.S. 2016. An integrated approach to historical population assessment of the great whales: case of the New Zealand southern right whale. *R. Soc. Open Sci.* 3(3): 150669. doi: 10.1098/rsos.150669.
- King, R., Gimenez, O., Morgan, B. and Brooks, S. 2010. Bayesian Analysis For Population Ecology. Chapman & Hall (CRC Press), USA. 442 p.
- Lowry, L.F., Frost, K.J., Zerbini, A., DeMaster, D., and Reeves, R.R. 2008. Trend in aerial counts of beluga or white whales (*Delphinapterus leucas*) in Bristol Bay, Alaska, 1993–2005. *J. Cetacean Res. Manage.* 10(3): 201–207.
- Marcoux, M., and Hammill, M.O. 2016. [Model Estimate of Cumberland Sound beluga \(\*Delphinapterus leucas\*\) population size and total allowable removals](#). DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2016/077. iv + 35 p.
- Marcoux, M., Young, B.G., Asselin, N.C., Watt, C.A., Dunn, J.B., and Ferguson, S.H. 2016. [Estimate of Cumberland Sound beluga \(\*Delphinapterus leucas\*\) population size from the 2014 visual and photographic aerial survey](#). DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2016/037. iv + 19 p.
- Matthews, C.J.D., Watt, C.A., Asselin, N.C., Dunn, J.B., Young, B.G., Montsion, L.M., Westdal, K.H., Hall, P.A., Orr, J.R., Ferguson, S.H., and Marcoux, M. 2017. [Estimated abundance of the Western Hudson Bay beluga stock from the 2015 visual and photographic aerial survey](#). DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2017/061. v + 20 p.
- Mitchell, E., and Reeves, R.R. 1981. Catch history and cumulative catch estimates of initial population size of cetaceans in the Eastern Canadian Arctic. *Rep. Int. Whal. Comm.* 31: 645–682.
- Orr, J.R., Joe, R., and Evic, D. 2001. Capturing and Handling of White Whales (*Delphinapterus leucas*) in the Canadian Arctic for Instrumentation and Release. *Arctic* 54(3): 299–304.
-

- 
- Pella, J.J., and Tomlinson, P.K. 1969. A generalized stock production model. *Inter-Am. Trop. Tuna Comm.* 13(3): 420–496.
- Pike, D., and Doniol-Valcroze, T. 2015. [Identification of duplicate sightings from the 2013 double-platform High Arctic Cetacean Survey](#). DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2015/034. v + 22 p.
- Plummer, M. 2003. JAGS: A program for analysis of Bayesian graphical models using Gibbs sampling. *In* Proceedings of the 3rd International Workshop on Distributed Statistical Computing. Edited by: K. Hornik, F. Leisch, and A. Zeileis. Vienna, Austria. pp. 1–8.
- R Core Team. 2013. [R: A language and environment for statistical computing](#). R Foundation for Statistical Computing. Vienna, Austria.
- Richard, P.R. 2013. [Size and trend of the Cumberland Sound beluga whale population, 1990 to 2009](#). DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2012/159. iii + 28 p.
- Richard, P.R., and Pike, D.G. 1993. Small whale co-management in the Eastern Canadian Arctic: A case history and analysis. *Arctic* 46(2): 138–143.
- Richard, P., and Stewart, D.B. 2009. [Information relevant to the identification of critical habitat for Cumberland Sound belugas \(\*Delphinapterus leucas\*\)](#). DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2008/085: iv + 24 p.
- Richard, P., Weaver, P., Dueck, L., and Baber, D. 1994. Distribution and numbers of Canadian High Arctic narwhals (*Monodon monoceros*) in August 1984. *Meddelelser Om Grønland. Biosci.* 39: 41–50.
- Richard, P.R., Laake, J.L., Hobbs, R.C., Heide-Jørgensen, M.P., Asselin, N., and Cleator, H. 2010. Baffin Bay narwhal population distribution and numbers: Aerial surveys in the Canadian high Arctic, 2002–04. *Arctic*. 63(1): 85–99.
- Simard, Y., Loseto, L., Gautier, S., Roy, N. 2014. [Monitoring beluga habitat use and underwater noise levels in the Mackenzie Estuary: Application of passive acoustics in summers 2011 and 2012](#). *Can. Tech. Rep. Fish. Aquat. Sci.* 3068: vi + 49 p.
- Spiegelhalter, D.J., Best, N.G., Carlin, B.P., and van der Linde, A. 2002. Bayesian measures of model complexity and fit. *J. Royal Statist. Soc. Ser. B Statist. Methodol.* 64(4): 583–639. doi:10.1111/1467-9868.00353.
- Southwell, C., de la Mare, W., Underwood, M., Quartararo, F. and Cope, K. 2002. An automated system to log and process distance sight-resight aerial survey data. *Wildlife Soc. Bull.* 30(2): 394–404.
- Taylor, B.L., and DeMaster, D.P. 1993. Implications of non-linear density dependence. *Mar. Mammal Sci.* 9(4): 360–371. doi:10.1111/j.1748-7692.1993.tb00469.x.
- Thomas, L., Buckland, S.T., Rexstad, E.A., Laake, J.L., Strindberg, S., Hedley, S.L., Bishop, J.R.B., Marques, T.A., and Burnham, K.P. 2010. Distance software: design and analysis of distance sampling surveys for estimating population size. *J. Appl. Ecol.* 47: 5–14. doi:10.1111/j.1365-2664.2009.01737.x.
- Trana, M.R. 2014. Variation in blubber cortisol as a measure of stress in beluga whales of the Canadian Arctic. Thesis (M.Sc.) University of Manitoba, Winnipeg, MB. 74 p.
- Turgeon, J., Duchesne, P., Colbeck, G., Postma, L., and Hammill, M. 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(2): 419–433.
-

- 
- Wade, P.R. 1998. Calculating limits to the allowable human-caused mortality of cetaceans and pinnipeds. *Mar. Mammal Sci.* 14(1): 1–37.
- Wade, P.R., and Angliss, R.P. 1997. Guidelines for assessing marine mammal stocks: report of the GAMMS workshop April 3-5, 1996, Seattle, Washington. U.S. Dep. Commer., NOAA Tech. Memo. NMFS-OPR-12: 93 p.
- Wade, P.R., Reeves, R.R., and Mesnick, S.L. 2012. Social and behavioral factors in cetacean responses to overexploitation: are Odontocetes less resilient than Mysticetes? *J. Mar. Biol.* 2012: 1–15. doi: 10.1155/2012/567276.

## TABLEAUX ET FIGURES

Tableau 1. Sommaire des relevés aériens effectués dans la baie Cumberland en août 2017.

Relevé	Date	Heure (HAE)	Strate	Type	Répétition du relevé	Transects	Heure de la marée haute*	État de la mer selon l'échelle de Beaufort
1	29 juil.	15 h 47 – 18 h 50	Fjord Clearwater	Photographique	1	1–26	9 h 16 21 h 37	-
-	1 <sup>er</sup> août	11 h 30 – 16 h 10	Ouest	Visuel	1	18–12	-	2–4
-	2 août	9 h 54 – 16 h 30	Ouest	Visuel	1	11–1	-	2
-	3 août	9 h 15 – 12 h 30	Fjord Kangilo	Visuel	1	1–13	-	2
-	3 août	13 h – 16 h 24	Nord	Visuel	1	1–6	-	1
2	4 août	9 h 15 – 14 h	Ouest	Visuel	2	1–10	-	1
-	4 août	15 h 05 – 18 h	Fjord Clearwater	Photographique	2	1–26	3 h 04 15 h 24	1
-	5 août	9 h 33 – 12 h	Fjord Kangilo	Visuel	2	1–13	-	1
-	5 août	12 h 45 – 15 h 15	Nord	Visuel	2	1–6	-	1
-	7 août	13 h 45 – 17 h 10	Fjord Clearwater	Photographique	3	1–26	5 h 09 17 h 23	2
-	8 août	14 h 15 – 17 h 35	Fjord Clearwater	Photographique	4	1–26	5 h 44 17 h 58	0–1
-	12 août	9 h 35 – 13 h	Fjord Clearwater	Photographique	5	1–26	8 h 12 20 h 32	0–1

\* Heure de la marée haute tirée du [site Web Marées, courants et niveaux d'eau](#) (MPO).

Tableau 2. Estimations de l'abondance tirées des relevés photographiques.

Relevé	Date	Photographies (nombre)	Superficie (km <sup>2</sup> )	Photographies avec éblouissement (nombre)	Superficie (km <sup>2</sup> ) sans éblouissement	$\hat{N}_{surface}$	$\hat{N}_{surface}$ compte tenu de l'éblouissement	Bélugas (nombre) Biais de disponibilité de 0 à 1 m appliqué	Bélugas (nombre) Biais de disponibilité de 0 à 2 m appliqué	$\hat{N}$	CV $\hat{N}$ (%)
1	29 juillet 2017	583	117,64	0	117,64	83	84	54	29	301	9,58
2	4 août 2017	726	127,47	59	122,93	503	522	0	503	1 046	5,58
2	7 août 2017	655	124,14	0	124,14	741	741	5	736	1 538	5,62
2	8 août 2017	581	119,56	58	119,05	630	633	77	553	1 489	6,33
2	12 août 2017	668	126,17	148	124,61	503	509	132	371	1 370	5,74
<b>MOYENNE</b>	-	-	-	-	-	-	-	-	-	<b>1 286*</b>	<b>2,94<sup>a</sup></b>

\* Pondéré par l'effort (somme des superficies des photographies)

<sup>a</sup> Calculé en fonction de la variance moyenne pondérée par l'effort (somme des superficies des photographies)

Tableau 3. Estimations antérieures et actuelles de l'abondance de la population de béluga de la baie Cumberland dans le fjord Clearwater (la zone de concentration principale), du nombre d'individus à l'extérieur du fjord et du nombre total. Surf = nombre estimé d'individus à la surface, Ca = facteur d'ajustement des dénombrements pour les individus qui ne sont pas à la surface, Corr = estimation ajustée pour les individus sous la surface et CV = coefficient de variation. Une couverture complète a été assurée par relevé photographique dans le fjord Clearwater, et des relevés visuels ont été réalisés à l'extérieur du fjord Clearwater.

Année	Fjord Clearwater			À l'extérieur du fjord Clearwater			Total			% à l'extérieur	Méthode de relevé	Couverture du relevé	Référence
	Surf	Ca	Corr	Surf	Ca	Corr	Surf	Corr	CV				
1990	459	2,57	1 180	0	2,54	0	459	1 180	0,10	0	Photographique (complet), visuel (systématique)	Fjord Clearwater, strate Nord	Richard 2013
1999	749	2,57	1 924	137	2,54	347	885	2 270	0,09	15	Photographique (complet), visuel (systématique)	Fjord Clearwater, strates Nord et Ouest	Richard 2013
2009	118	2,57	303	215	2,54	546	333	849	0,38	64	Photographique (complet), visuel (systématique)	Fjord Clearwater, strates Nord et Ouest	Richard 2013
2014	228	4,46 et 2,06	603	215	2,54	548	444	1 151	0,21	48	Photographique (complet), visuel (systématique)	Fjord Clearwater, strates Nord et Ouest	Marcoux <i>et al.</i> 2016
2017- 1*	84	4,46 et 2,06	301	543	2,54	1 379	627	1 749	0,42	31	Photographique (complet), visuel (systématique)	Fjord Clearwater, fjord Kangilo, strates Nord et Ouest	Présente étude
2017-2*	573	4,46 et 2,06	1 286	31	2,54	79	604	1 379	0,04	6	Photographique (complet), visuel (systématique)	Fjord Clearwater, fjord Kangilo, strates Nord et Ouest	Présente étude

\* Une moyenne pondérée (par le CV) des deux relevés de 2017 a été utilisée comme estimation de l'abondance de 2017 dans le modèle.



Tableau 4. Captures déclarées et quotas pour le béluga de la baie Cumberland de 1960 à 2018. Les données de 1960 à 1972 proviennent de Stewart (rapport inédit de 2004), celles de 1973 à 1976, du Comité de planification de la cogestion du béluga du sud-est de Baffin (rapport inédit de 1994) et celles de 1977 à 2014, des statistiques inédites du MPO sur les captures. Aucune capture n'a été déclarée pour plusieurs années depuis 2004. Pour ces années, on a supposé que tout le quota avait été capturé.

Année	Débarquements déclarés	Année	Débarquements déclarés	Quota
1960	155	1989	42	-
1961	60	1990	36	
1962	52	1991	31	35
1963	167	1992	35	35
1964	69	1993	15	35
1965	65	1994	35	35
1966	80	1995	31	35
1967	60	1996	41	35
1968	28	1997	47	35
1969	27	1998	35	35
1970	60	1999	50	35
1971	50	2000	37	35
1972	61	2001	39	35
1973	43	2002	41	41
1974	44	2003	46	41
1975	50	2004	-	41
1976	120	2005	-	41
1977	178	2006	52	41
1978	85	2007	48	41
1979	70	2008	-	41
1980	43	2009	-	41
1981	45	2010	-	41
1982	40	2011	42	41
1983	44	2012	-	41
1984	40	2013	-	41
1985	44	2014	-	41
1986	26	2015	18*	-
1987	40	2016	41	-
1988	46	2017	34	41

\* La quantité importante de glace en 2015 a limité les captures.

Tableau 5. Exécutions d'essai du modèle de population évaluant les changements à  $\theta$ , à la capacité de charge, à  $\lambda_{\text{Max}}$  et à la population de départ. Toutes les exécutions du modèle ont commencé avec les données sur les captures de 1960, puisque les données sur les captures remontant à 1920 ont donné une autocorrélation sérielle importante (voir Marcoux et Hammill 2016). La fonction  $d\gamma(8,0.0015)$  a des quantiles de 0,0275, 0,25, 0,5, 0,75 et 0,975 à 3 466, 5 973, 7 687, 9 704 et 14 429, respectivement.

Modèle	$\theta$	Capacité de charge (K)	$\lambda_{\text{Max}}$	Début des captures	Population de départ
1	1	$d\gamma(8,0.0015)$	1,04	1960	2 000-9 000
2	Uniform(1,3)	$d\gamma(8,0.0015)$	Uniform(1,01–1,08)	1960	2 000-15 000
3	2	$d\gamma(8,0.0015)$	Uniform(1,01–1,08)	1960	2 000-15 000
4	2,39	$d\gamma(8,0.0015)$	Uniform(1,01–1,08)	1960	< K
5	Uniform(1,3)	$d\gamma(8,0.0015)$	Uniform(1,01–1,08)	1960	< K
6	1	Uniform(5 000-30 000)	Uniform(1,001–1,08)	1960	2 000-5 000
7	1	Uniform(4 000-15 000)	Uniform(1,01-1,05)	1960	1 000-4 000

Tableau 6. Distributions a priori, paramètres et hyperparamètres utilisés dans le modèle final de population. La mention « dist. » désigne un hyperparamètre avec sa propre distribution a priori (tiré de Marcoux et Hammill 2016).

Paramètre	Notation	Distribution a priori	Hyperparamètre	Valeurs
Erreur de relevé (t)	$\varepsilon_{st}$	Log-normale	$\mu_s$	0
			$\tau_s$	dist.
Précision (relevé)	$\tau_s$	Gamma	$\alpha_s$	2,5
			$\beta_s$	0,4
Erreur de processus (t)	$\varepsilon_{pt}$	Log-normale	$\mu_p$	0
			$\tau_p$	dist.
Précision (processus)	$\tau_p$	Gamma	$\alpha_p$	1,5
			$\beta_p$	0,00005
Fonction de forme de la dépendance à la densité	$\Theta$	Fixe	-	1
			-	-
Abattus et perdus*	S&L	Bêta	$\alpha_{sl}$	3
			$\beta_{sl}$	4
Population initiale	$N_{1960}$	Uniforme	$N_{upp}$	4 000
			$N_{low}$	1 000
Capacité de charge	$K$	Uniforme	$K_{upp}$	15 000
			$K_{low}$	2 000
Lambda <sub>Max</sub>	$\lambda_{max}$	Uniforme	-	1,01–1,05
			-	-

\* La catégorie « abattus et perdus » comprend également les captures non déclarées.

Tableau 7. Couverture de chaque strate de relevé visuel. Le taux de rencontre, le CV du taux de rencontre ( $CV_{ER}$ ), la taille moyenne du groupe et le CV de la taille du groupe ( $CV_{GS}$ ) sont indiqués pour les strates de relevé visuel. L'abondance en surface et le CV ( $CV_{SA}$ ) et les corrections pour le biais de perception ( $C_p$ ) et de disponibilité ( $C_a$ ) sont indiqués avec leur CV respectif, ainsi que l'abondance ( $\hat{N}$ ) pleinement ajustée et le CV de l'abondance ( $CV_{\hat{N}}$ ).

N° du relevé	Strate	Superficie (km <sup>2</sup> )	Effort (km)	Nbre de groupes	Taux de rencontre (groupes/km)	% $CV_{ER}$	Taille moyenne du groupe	% $CV_{GS}$	$\hat{N}_{surface}$	% $CV_{SA}$	$C_p^y$	% $CV_{Cp}$	$C_a$	% $CV_{Ca}$	$\hat{N}$	% $CV_{\hat{N}}$
1	SNBC	2 442	255	0	0	0	0	S.O.	0	-	-	-	-	-	-	-
1	FKBC	554	234	0	0	0	0	S.O.	0	-	-	-	-	-	-	-
1	SOBC	9 489	962	11	0,011	42,20	3	32,72	543	-	-	-	-	-	-	-
<b>TOTAL</b>	-	-	-	-	-	-	-	-	<b>543</b>	<b>50,21</b>	<b>1,05</b>	<b>7,31</b>	<b>2,54</b>	<b>5,18</b>	<b>1 448</b>	<b>51,00</b>
2	SNBC	2 442	255	0	0	0	0	S.O.	0	-	-	-	-	-	-	-
2	FKBC	554	234	1	0,004	99,40	1	S.O. <sup>a</sup>	4	-	-	-	-	-	-	-
2	SOBC	4 107	440	2	0,005	61,94	1	S.O. <sup>β</sup>	31	-	-	-	-	-	-	-
<b>TOTAL</b>	-	-	-	-	-	-	-	-	<b>35</b>	<b>50,76</b>	<b>1,05</b>	<b>7,31</b>	<b>2,54</b>	<b>5,18</b>	<b>203</b>	<b>51,47</b>

\* La superficie de chaque strate a été calculée à l'aide d'une projection azimutale équivalente de Lambert (GRS80) dans ArcGIS.

<sup>a</sup> Une seule baleine a été observée dans cette strate.

<sup>β</sup> Deux groupes d'une baleine ont été observés.

<sup>y</sup> Biais de perception combiné calculé à partir de toutes les observations de 0 à 550 m.

Tableau 8. Estimations de l'abondance totale de la population de béluga de la baie Cumberland d'après les deux relevés menés du 29 juillet au 3 août et du 4 au 12 août 2017. L'estimation pour le fjord Clearwater pour le relevé 2 est une moyenne pondérée de quatre relevés photographiques.

N° du relevé	Strate	Relevé	Estimation	CV (%)	IC à 95 %
1	Nord	Visuel	0	-	-
1	Fjord Kangilo	Visuel	0	-	-
1	Ouest	Visuel	1 448	51,00	-
1	Fjord Clearwater	Photographique	301	9,58	-
<b>TOTAL</b>	-	-	<b>1 749</b>	<b>42,27</b>	<b>790–3 871</b>
2	Nord	Visuel	0		-
2	Fjord Kangilo	Visuel	11	104,19	-
2	Ouest	Visuel	83	54,02	-
2	Fjord Clearwater	Photographique	1 286	2,94	-
<b>TOTAL</b>	-	-	<b>1 379</b>	<b>4,31</b>	<b>1 267–1 500</b>
<b>MOYENNE*</b>	-	-	<b>1 381</b>	<b>4,29</b>	<b>1 270–1 502</b>

\* Moyenne pondérée (par le CV) pour les deux relevés.

Tableau 9. Sorties du modèle 7 pour la population de béluga de la baie Cumberland (voir le Tableau 5). La moyenne, l'écart-type (ET), la médiane (50<sup>e</sup> Q), les 25<sup>e</sup> et 75<sup>e</sup> quantiles (25<sup>e</sup> Q, 75<sup>e</sup> Q) ainsi que les intervalles de crédibilité à 95 % (IC à 2,5 %, IC à 97,5 %) sont donnés pour les paramètres suivants du modèle et leurs valeurs a priori : capacité de charge (K), taux de croissance maximal ( $\lambda_{\max}$ ), erreur de processus (process), précision du relevé (surv), population de départ (startpop), abattus et perdus (S&L) et taille de la population en 2018 ( $N_{2018}$ ).  $\hat{R}$  est la statistique de Brooks-Gelman-Rubin; les valeurs proches de 1 indiquent la convergence des chaînes. N.eff est le nombre de chaînes efficaces après la prise en compte de l'autocorrélation.

Paramètre	Moyenne	ET	IC à 2,5 %	25 <sup>e</sup> Q	50 <sup>e</sup> Q	75 <sup>e</sup> Q	IC à 97,5 %	$\hat{R}$	n.eff
K	8 233	3 567	2 907	5 067	7 875	11 258	14 607	1,001	5,00E+05
K.prior	8 489	3 752	2 321	5 238	8 486	11 730	14 678	1,001	470 000
lambdaMax	1,03	1,01	1,01	1,02	1,03	1,04	1,05	1,001	130 000
lambdaMax.prior	0,03	0,01	0,01	0,02	0,03	0,04	0,05	1,001	5,00E+05
error.process*	1,00	0,01	0,98	1,00	1,00	1,00	1,02	1,001	413 103
prec.process	30 092	24 521	2 213	12 231	23 736	41 112	93 588	1,001	97 000
prec.process.prior	29 982	24 439	2 189	12 115	23 673	41 061	93 179	1,001	5,00E+05
prec.surv	6,97	3,30	2,09	4,56	6,45	8,82	14,79	1,001	5,00E+05
prec.surv.prior	6,25	3,95	1,04	3,34	5,44	8,28	16,06	1,001	370 000
startpop	3 077	537	2 042	2 667	3 100	3 519	3 946	1,001	160 000
startpop.prior	2 499	867	1 075	1 747	2 496	3 252	3 926	1,001	5,00E+05
S&L	0,38	0,16	0,10	0,25	0,36	0,49	0,72	1,001	3,00E+05
S&L.prior	0,43	0,18	0,12	0,30	0,42	0,55	0,78	1,001	5,00E+05
$N_{2018}$	1 127	320	617	915	1 090	1 293	1 864	1,001	450 000

\* Valeur moyenne pour les 59 années incluses dans le modèle.

Tableau 10. Estimations du prélèvement biologique potentiel (PBP) et du total autorisé des captures débarquées (TACD) d'après le relevé de 2017 et l'estimation du modèle (médiane) pour 2018 en utilisant une valeur présumée de  $R_{\max}$  de 0,04 et la valeur estimée de  $R_{\max}$  de 0,03 tirée du modèle et en utilisant un facteur de rétablissement de 0,1 pour une population menacée en déclin (Hammill et al. 2017).

$R_{\max}$	Méthode	N	CV	$N_{\min}$	$F_R$	PBP	TACD
0,04	Relevé de 2017	1 381	4,29	1 332	0,1	3	2
-	Modèle	1 090	20,74	917	0,1	2	1
0,03	Relevé de 2017	1 381	4,29	1 332	0,1	2	1
-	Modèle	1 090	20,74	917	0,1	1	1

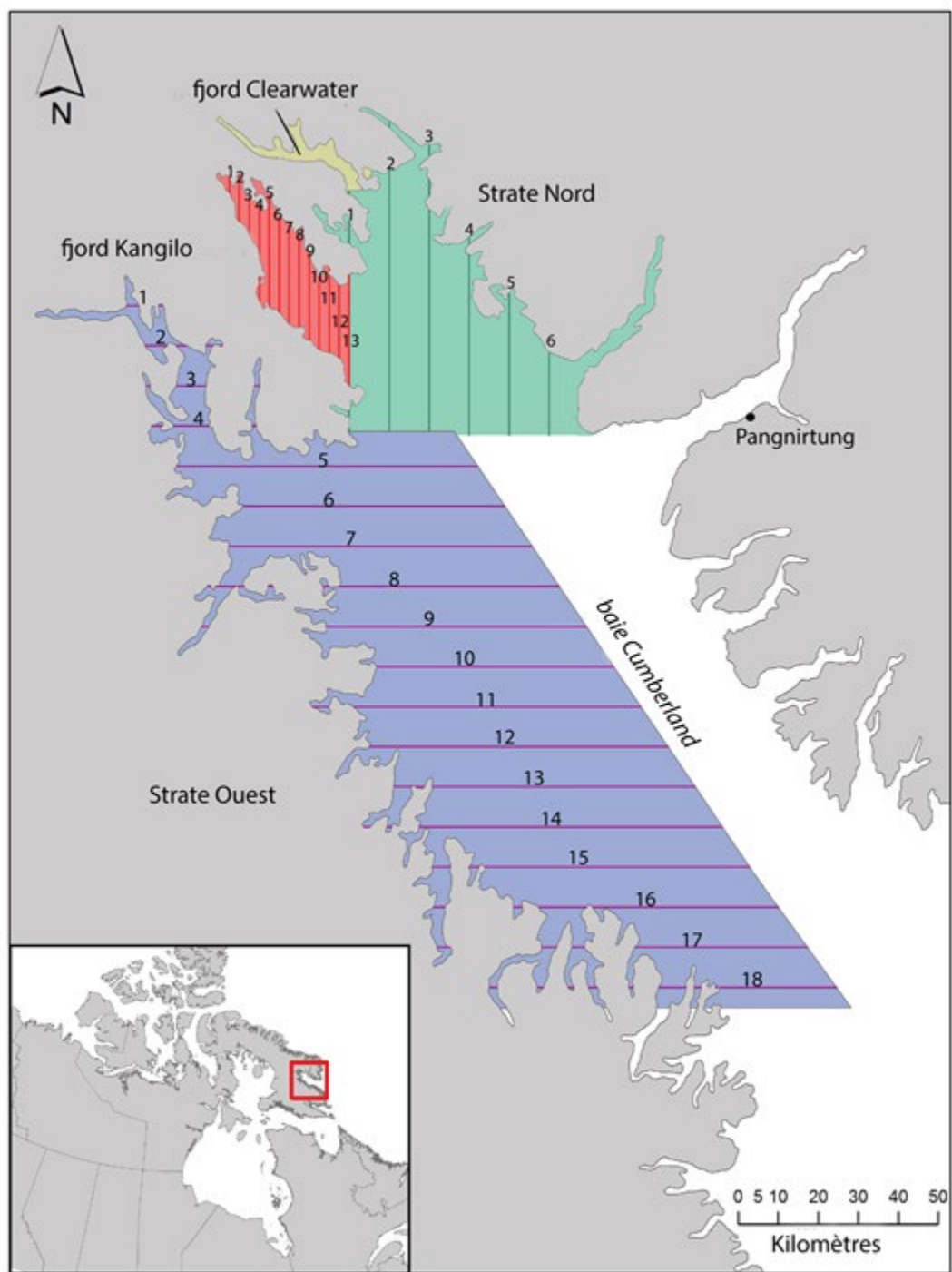


Figure 1. Carte illustrant les lignes de transect des trois strates couvertes par le relevé aérien visuel mené dans la baie Cumberland en 2017.

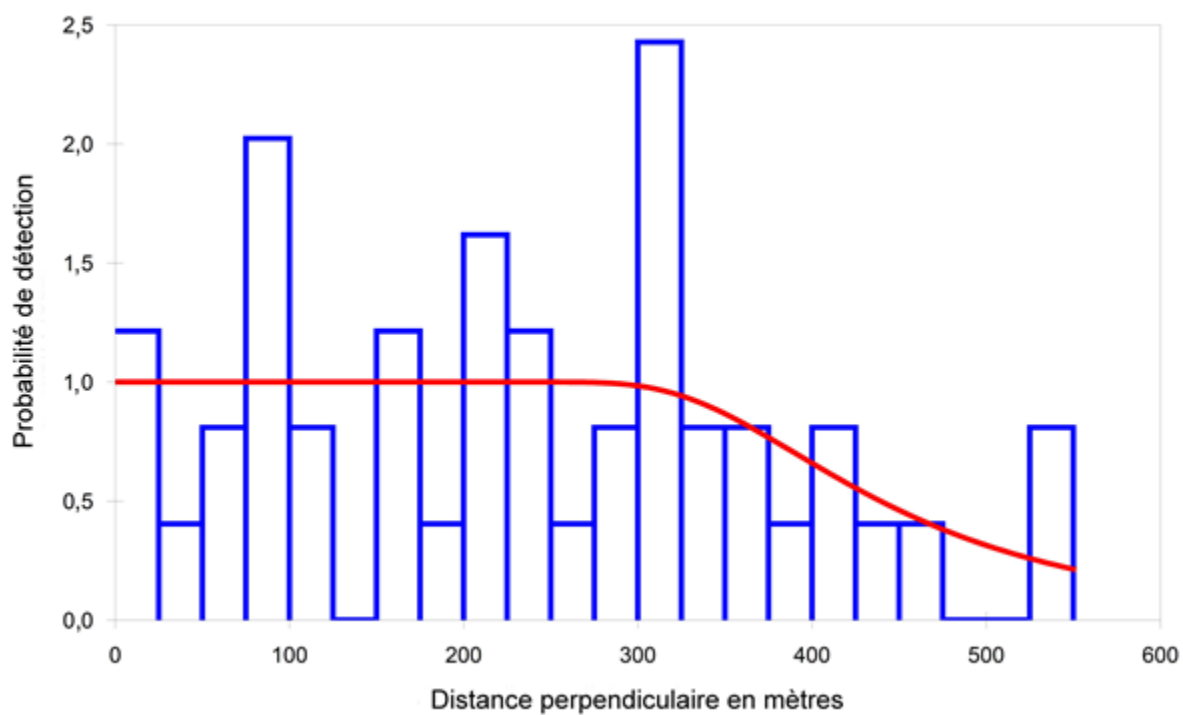


Figure 2. Histogramme des distances perpendiculaires des observations de bélugas lors du relevé aérien visuel mené dans la baie Cumberland en août 2017.



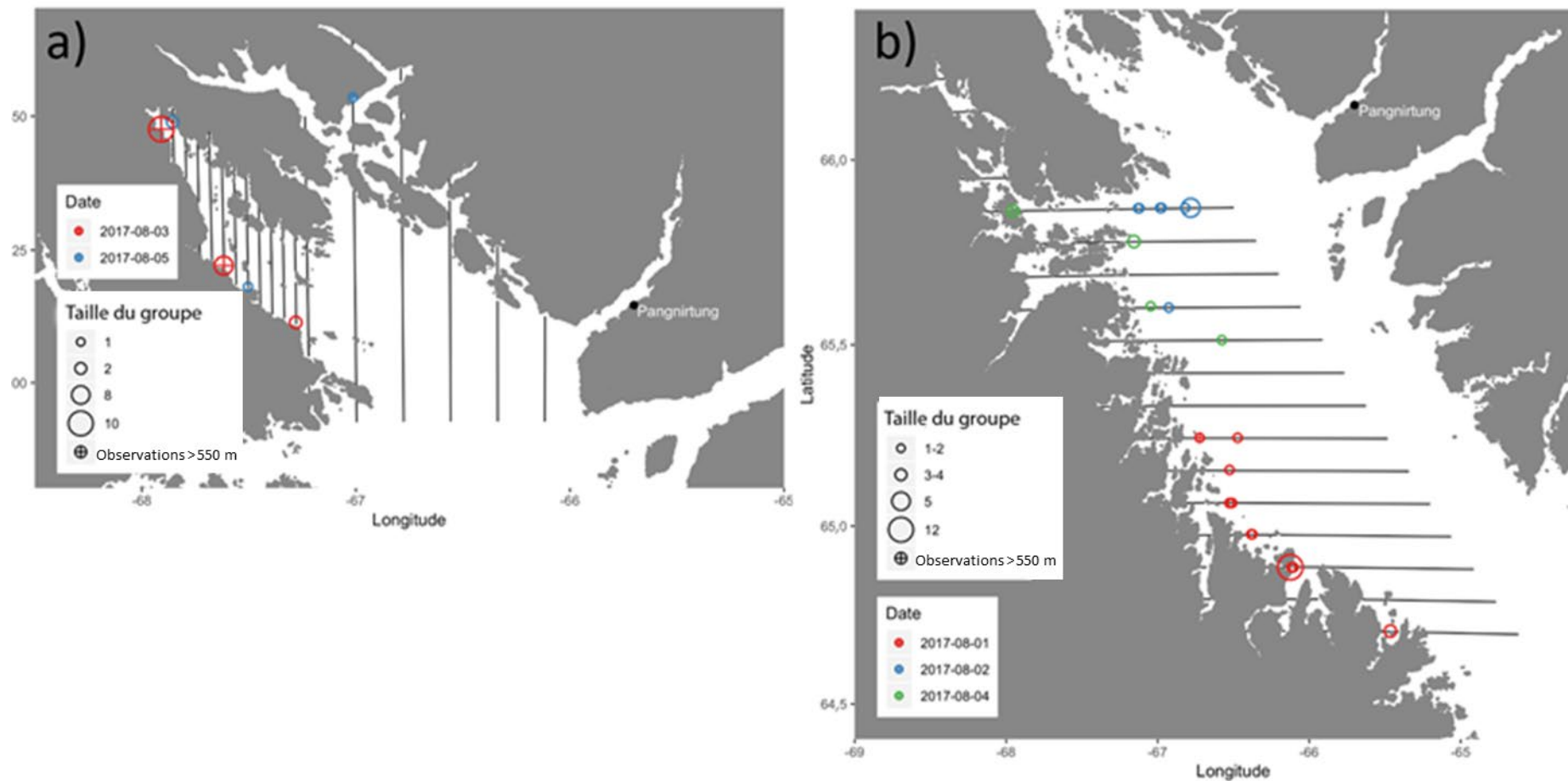


Figure 3. Cartes des transects avec indication de la taille des groupes de bélugas observés pour a) le fjord Kangilo et la strate Nord et b) la strate Ouest. La strate Ouest a été complètement couverte pendant le relevé 1, mais en raison de contraintes météorologiques, elle n'a été couverte que partiellement pendant le relevé 2 (les huit lignes de transect les plus au sud n'ont pas été survolées).

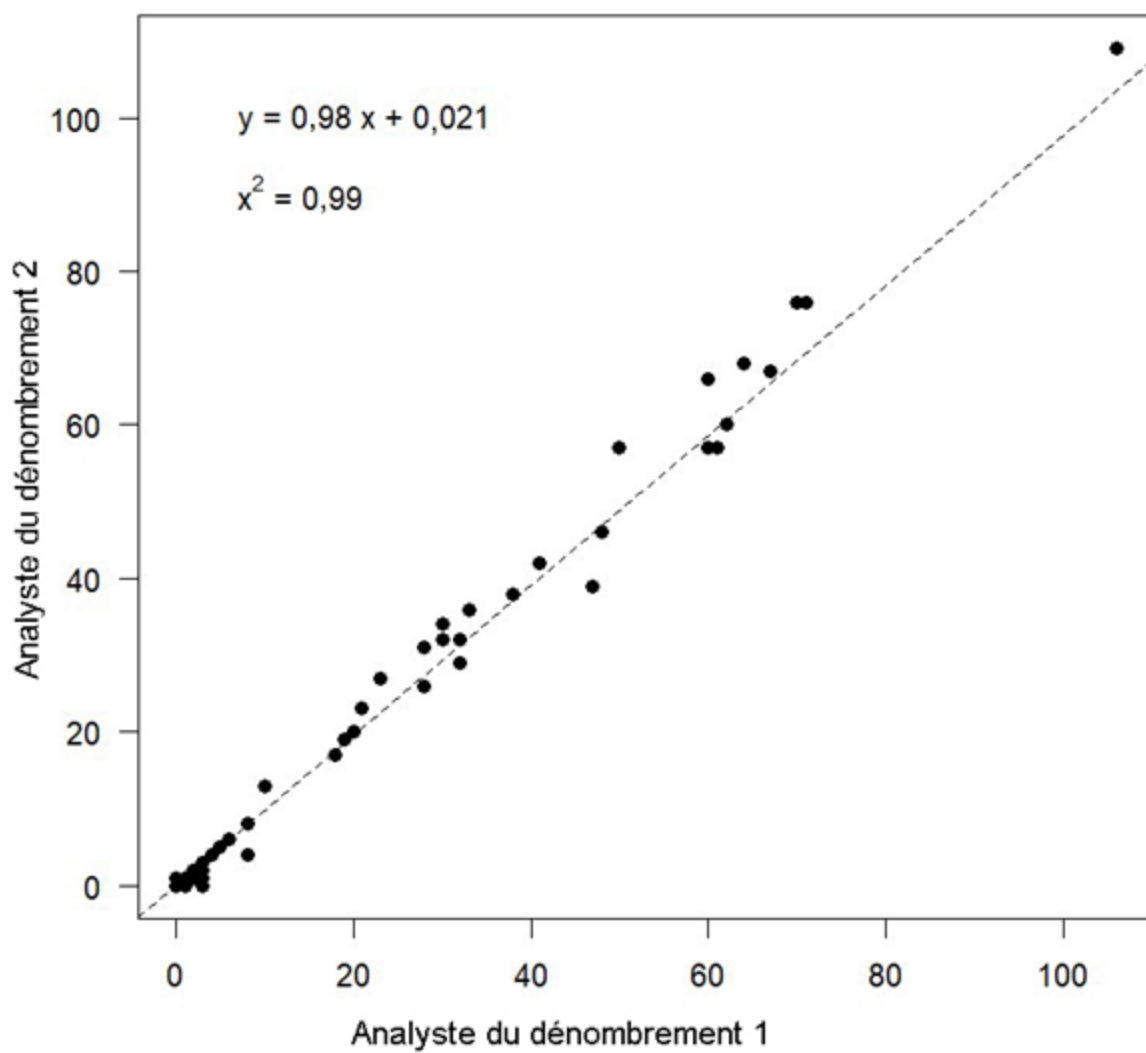
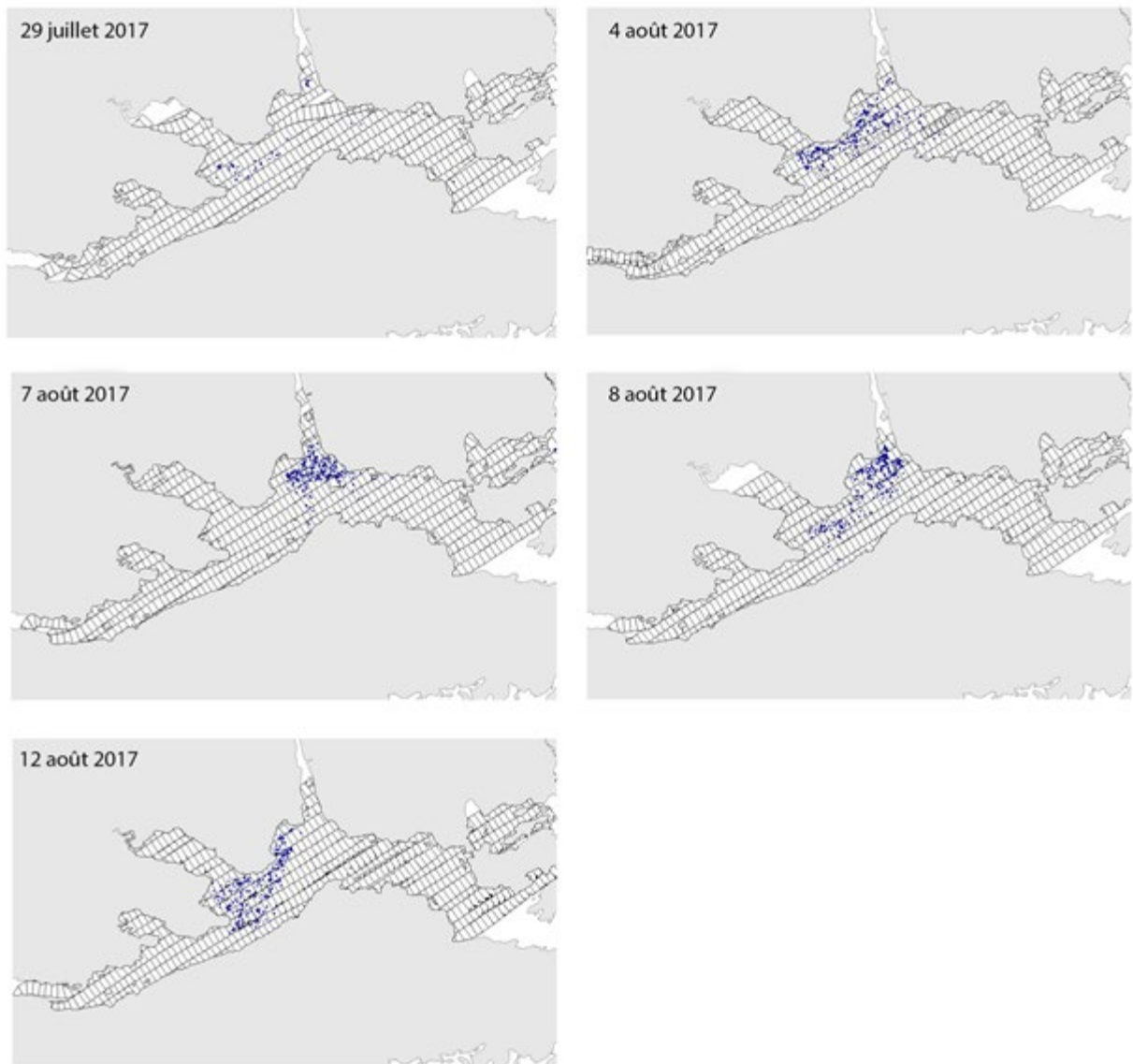


Figure 4. Comparaison des dénombrements effectués sur les photographies par les analystes.



*Figure 5. Cartes montrant les observations de bélugas et la couverture géographique de chaque photographie lors des cinq relevés photographiques du fjord Clearwater.*

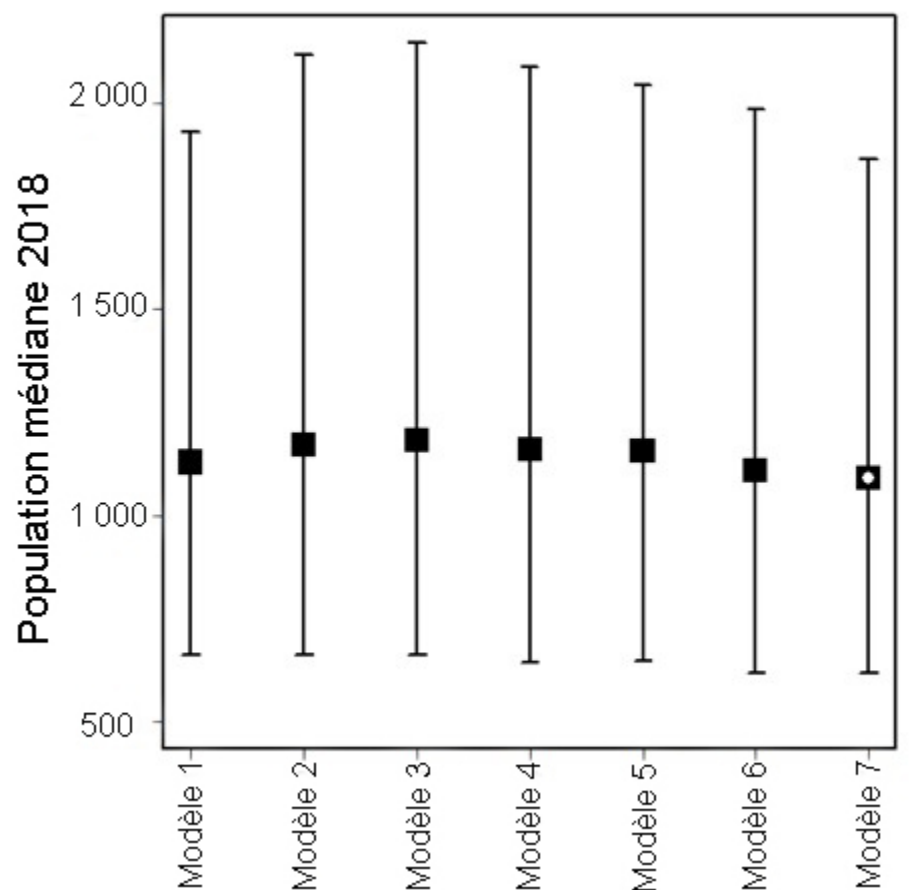


Figure 6. Sensibilité des estimations de la population médiane (carrés) et IC à 95 % (barres) aux hyperparamètres utilisés dans les distributions a priori (voir le Tableau 7). Le point blanc indique le modèle final qui a été sélectionné.

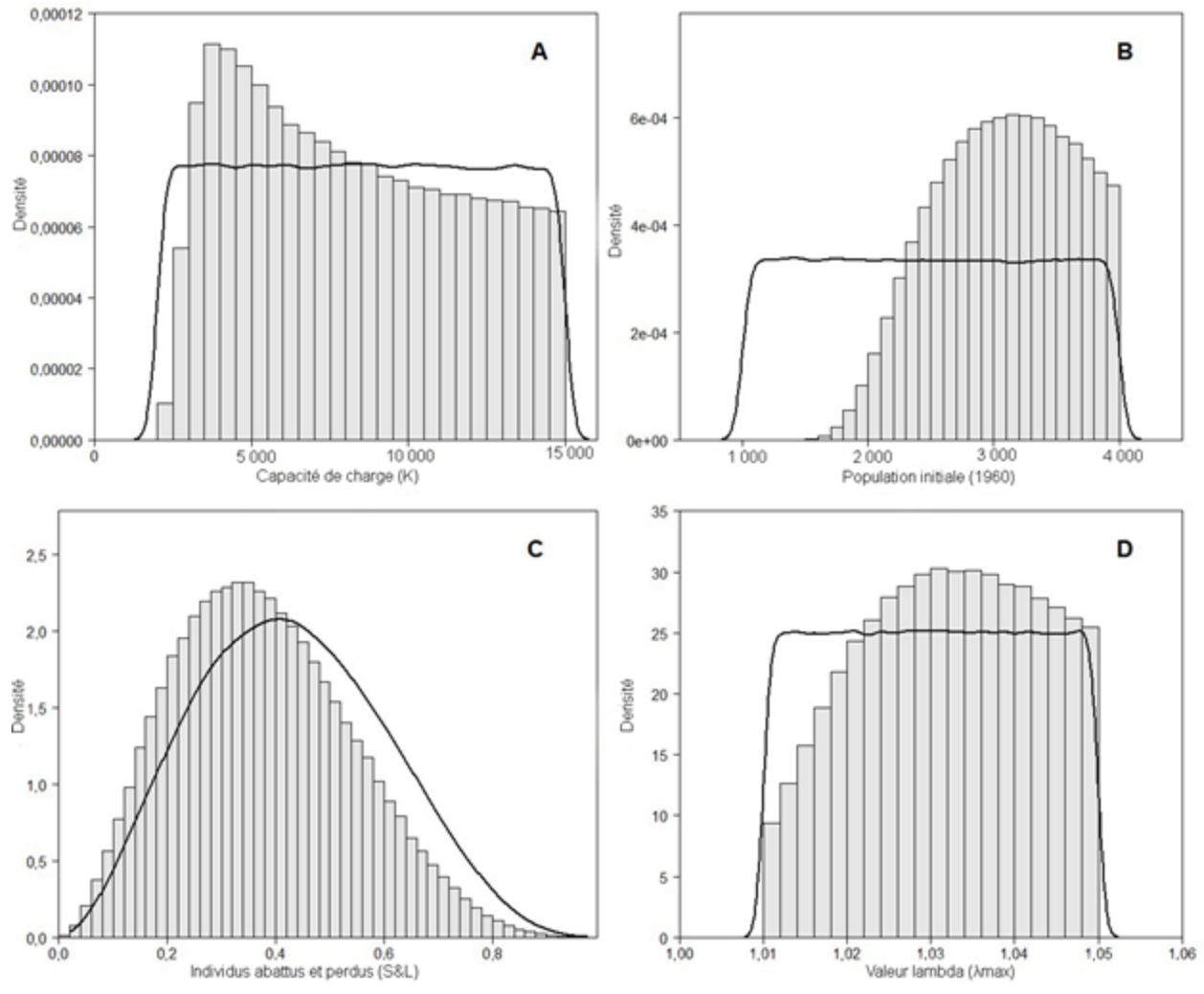


Figure 7. Tracés représentant les valeurs a priori (lignes) et a posteriori (histogrammes) pour A) la capacité de charge ( $K$ ), B) la population initiale, C) les individus abattus et perdus (S&L) et D) la valeur  $\lambda$  ( $\lambda_{max}$ ) lorsque  $\theta = 1$ .

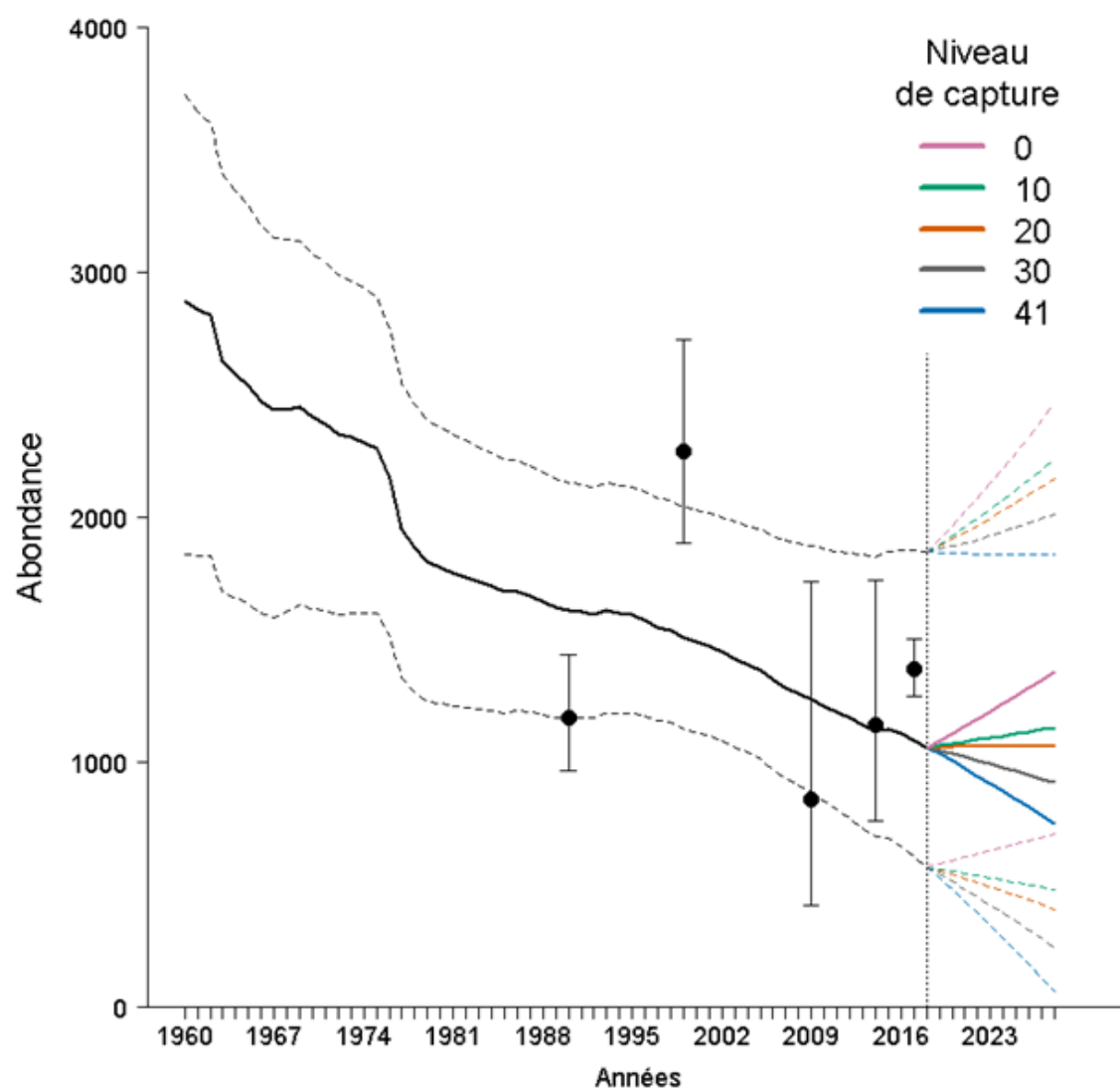


Figure 8. Estimations des variations de l'abondance de la population de béluga de la baie Cumberland, déterminées après avoir ajusté un modèle de population aux estimations de l'abondance provenant des relevés aériens menés de 1990 à 2017. La ligne pleine représente l'estimation médiane et les lignes pointillées, l'intervalle de confiance à 95 %. Après l'année 2018, les lignes représentent les projections de la population future en fonction d'un niveau de capture de 0, de 10, de 20, de 30 et de 41 bélugas par année.

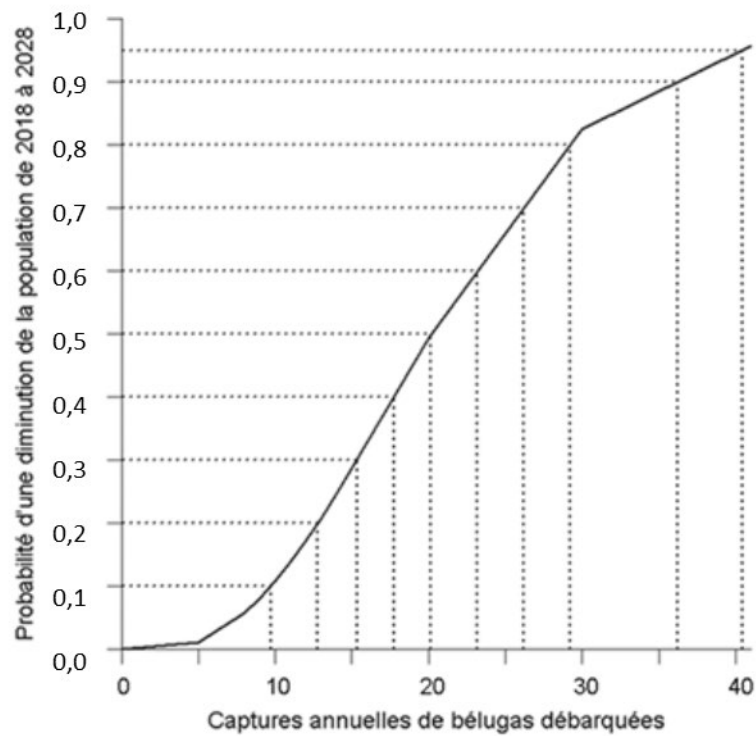


Figure 9. Probabilité que la population de béluga de la baie Cumberland diminue sur dix années de capture par rapport à l'estimation de l'abondance en 2018. La probabilité est estimée à l'aide d'un modèle de population en fonction des captures de bélugas débarquées chaque année. Les lignes pointillées représentent la correspondance entre le niveau de capture (axe x) et la probabilité de diminution (axe y).