



Pêches et Océans
Canada

Fisheries and Oceans
Canada

Sciences des écosystèmes
et des océans

Ecosystems and
Oceans Science

Secrétariat canadien des avis scientifiques (SCAS)

Document de recherche 2023/048

Région du Québec

Estimations de l'abondance estivale du béluga (*Delphinapterus leucas*) dans l'estuaire du Saint-Laurent basées sur 52 relevés visuels et 11 relevés photographiques réalisés de 1990 à 2022

Anne P. St-Pierre¹, Véronique Lesage¹, Arnaud Mosnier¹, M. Tim. Tinker²,
Jean-François Gosselin¹

¹ Institut Maurice-Lamontagne
Pêches et Océans Canada
850, route de la Mer
Mont-Joli (Québec) G5H 3Z4

² Nhydra Ecological Consulting
St. Margaret's Bay (Nouvelle-Écosse) B3Z 2G6

Avant-propos

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

Publié par :

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

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



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

ISSN 1919-5044

ISBN 978-0-660-69069-8 N° cat. Fs70-5/2023-048F-PDF

La présente publication doit être citée comme suit :

St-Pierre, A.P., Lesage, V., Mosnier, A., Tinker, M.T. et Gosselin, J.-F. 2024. Estimations de l'abondance estivale du béluga (*Delphinapterus leucas*) dans l'estuaire du Saint-Laurent basées sur 52 relevés visuels et 11 relevés photographiques réalisés de 1990 à 2022. Secr. can. des avis sci. du MPO, doc. de rech. 2023/048. v + 86 p.

Also available in English:

St-Pierre, A.P., Lesage, V., Mosnier, A., Tinker, M.T., and Gosselin, J.-F. 2024. Summer Abundance Estimates for St. Lawrence Estuary Beluga (Delphinapterus leucas) from 52 Visual Line Transect Surveys and 11 Photographic Surveys Conducted from 1990 to 2022. DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2023/048. v + 82 p.

TABLE DES MATIÈRES

RÉSUMÉ.....	V
INTRODUCTION	1
MÉTHODES.....	3
ZONE D'ÉTUDE.....	3
RELEVÉS PHOTOGRAPHIQUES	3
Conception des relevés photographiques	3
Dénombrements dans la rivière Saguenay	4
Interprétation photographique	5
Analyses des données photographiques	5
Correction du biais de disponibilité	6
Calcul des estimations de l'abondance par la méthode bootstrap	6
RELEVÉS VISUELS.....	7
Conception des relevés visuels.....	7
Dénombrements dans la rivière Saguenay	9
Préparation et analyses des données	9
Choix de la fonction de détection	10
Correction du biais de disponibilité	11
Calcul des estimations de l'abondance par la méthode bootstrap	12
Correction du biais de perception	13
COMPARAISONS AVEC LA MÉTHODOLOGIE PRÉCÉDENTE.....	15
Relevés photographiques	15
Relevés visuels	15
RÉSULTATS.....	15
RELEVÉS PHOTOGRAPHIQUES	15
Réalisation des relevés	15
Lecture des photographies.....	16
Estimations de l'abondance à partir des relevés photographiques	16
Proportion de veaux.....	16
RELEVÉS VISUELS.....	17
Réalisation des relevés	17
Observations des bélugas.....	17
Courbe de détection.....	17
Taille prévue du groupe	18
Taux de rencontre	18
Estimation du biais de perception	18
Dénombrements dans la rivière Saguenay	20
Estimations de l'abondance à partir des relevés visuels.....	20
COMPARAISON DES RELEVÉS PHOTOGRAPHIQUES ET VISUELS.....	20

COMPARAISON AVEC LA MÉTHODOLOGIE PRÉCÉDENTE	21
DISCUSSION.....	21
REMERCIEMENTS	27
RÉFÉRENCES CITÉES	28
TABLEAUX	33
FIGURES	47
ANNEXE 1. ZONE DE CHEVAUCHEMENT POUR LES RELEVÉS PHOTOGRAPHIQUES DE 2019	54
ANNEXE 2. DÉTECTION DES REFLETS SUR LES PHOTOS	55
ANNEXE 3. CONCEPTION DÉTAILLÉE DES RELEVÉS PHOTOGRAPHIQUES	56
ANNEXE 4. COUVERTURE OBTENUE PENDANT LES RELEVÉS PHOTOGRAPHIQUES, DU 13 AU 16 AOÛT 2019	57
ANNEXE 5. DÉNOMBREMENTS DES BÉLUGAS SUR LES PHOTOGRAPHIES PRISES PENDANT LES RELEVÉS AÉRIENS DES TRANSECTS PAR BANDES, DU 13 AU 16 AOÛT 2019	58
ANNEXE 6. DISTRIBUTION DES BÉLUGAS DÉTECTÉS DANS LES RELEVÉS DE 2001 À 2014	62
ANNEXE 7. COURBES DE DÉTECTION TIRÉES DES RELEVÉS VISUELS.....	71
ANNEXE 8. DISTRIBUTION DE LA TAILLE DU GROUPE OBSERVÉ (CONSIGNÉE PAR LES OBSERVATEURS PRIMAIRES) PAR ANNÉE DE RELEVÉ	79

RÉSUMÉ

Depuis 1988, la population de bélugas de l'estuaire du Saint-Laurent (ESL) fait l'objet de relevés aériens photographiques et visuels répétés sous un plan d'échantillonnage similaire, afin d'en évaluer l'abondance et les tendances. Les indices d'abondance publiés pour les deux types de relevés jusqu'en 2014 ont été corrigés uniquement sur le plan du biais de disponibilité, à l'aide d'un facteur de correction fixe. La présente étude expose les résultats de relevés photographiques de transects par bandes (quatre relevés en 2019) et de relevés visuels de transects linéaires (16 relevés en 2015, 2016, 2018, 2019, 2020, 2021 et 2022) de la population de bélugas de l'ESL réalisés récemment ainsi qu'une nouvelle analyse des relevés précédemment effectués depuis 1990 à l'aide de nouveaux facteurs de correction spécifiques concernant les biais de disponibilité (relevés photographiques et visuels) et de perception (relevés visuels seulement). Le dernier relevé photographique de 2019 nous a permis d'estimer l'abondance moyenne totale à 2 119 baleines (ET = 267). Le dernier relevé visuel de 2019 nous a permis d'estimer l'abondance totale à 1 257 baleines (ET = 400). Le relevé visuel de 2022 présente l'estimation de l'abondance la plus faible de tous les relevés visuels réalisés depuis 2001. Les estimations moyennes de l'abondance tirées des relevés visuels étaient systématiquement plus élevées que celles des relevés photographiques une fois entièrement corrigées pour tenir compte à la fois des biais de disponibilité et de perception. Aucun facteur de correction du biais de perception n'a été appliqué dans les analyses des relevés antérieurs en raison d'un manque de données, mais l'utilisation de tels facteurs dans la présente étude a donné des estimations de l'abondance entièrement corrigées qui sont de 1,5 à 2 fois supérieures aux indices d'abondance corrigés uniquement en fonction de la disponibilité. Même si les analyses antérieures ont été suffisantes pour produire des indices d'abondance pour cette population, l'étude actuelle constitue un grand pas en avant non seulement pour améliorer la précision et l'exactitude des estimations de l'abondance de la population des bélugas de l'ESL, mais aussi pour comprendre les mises en garde associées aux différentes méthodes de réalisation et d'analyse des relevés aériens.

INTRODUCTION

Les bélugas (*Delphinapterus leucas*) sont des mammifères marins sociaux et grégaires qui, habituellement, se séparent spatialement par sexe et classe d'âge en été et qui forment de grandes concentrations dans les estuaires côtiers, surtout dans l'Arctique (Finley *et al.* 1982, Michaud 2005, Richard 1991). Plusieurs populations de bélugas vivent dans les eaux canadiennes. Elles se distinguent par leur répartition estivale, leur génétique et leurs déplacements déduits par télémétrie satellitaire (Reeves et Mitchell 1989, Richard 2010, Brennin *et al.* 1997, Brown Gladden *et al.* 1997, De March et Postma 2003, Postma *et al.* 2012). Une de ces populations se trouve dans l'estuaire du Saint-Laurent (ESL) à la limite méridionale de l'aire de répartition de l'espèce. La population de l'ESL occupe la région allant de L'Isle-aux-Coudres à Rimouski/Forestville et dans la rivière Saguenay en été, mais se déplace vers la portion est de l'ESL et le nord-ouest du golfe du Saint-Laurent en hiver (Boivin 1990, Michaud 1993, Pippard et Malcolm 1978, Vladykov 1944). L'aire de répartition actuelle de la population représente environ 65 % de l'aire historique (COSEPAC 2014).

Depuis 1975, la population de bélugas a fait l'objet de plusieurs relevés afin d'en évaluer l'abondance et les tendances (Kingsley 1998). Bien que la population ait été considérée comme stable avec environ 1 000 individus (Hammill *et al.* 2007), une évaluation effectuée à la suite d'événements de mortalité anormalement élevés chez les jeunes de l'année a indiqué que la population avait probablement décliné à un taux estimé d'environ 1 % par an depuis le début des années 2000, se chiffrant à environ 900 individus en 2012 (MPO 2014). En se fondant sur ces résultats, le Comité sur la situation des espèces en péril au Canada (COSEPAC) a réévalué le statut du béluga de l'ESL en 2014 et a désigné la population comme étant en voie de disparition (COSEPAC 2014).

Afin d'améliorer la surveillance de cette population, il fut recommandé dans le plan de rétablissement des bélugas de l'ESL de 1995 qu'une méthode normalisée de relevés aériens systématiques de transects par bandes soit adoptée pour en estimer l'abondance (Bailey et Zinger 1995). Huit relevés respectant ce protocole normalisé ont été effectués entre 1988 et 2009 (Kingsley et Hammill 1991, Kingsley 1993, Kingsley 1996, Gosselin *et al.* 2001, Kingsley 1999, Gosselin *et al.* 2007, Gosselin *et al.* 2014). Nous avons observé une importante variabilité dans les indices de précision qui en ont découlé. Nous pensons que cette variabilité résulte des défis que pose l'évaluation d'une petite population répartie de façon non aléatoire ou groupée dont les individus passent la majeure partie de leur temps sous l'eau (Gosselin *et al.* 2007, Gosselin *et al.* 2014, Kingsley et Gauthier 2002).

Il serait possible de remédier à ce problème en prenant en compte la variabilité associée à la répartition groupée à l'aide de relevés répétés. Les relevés de transects linéaires sont plus efficaces que ceux de transects par bandes pour estimer l'abondance d'animaux répartis de façon dispersée sur une grande zone géographique (Buckland *et al.* 2001). Les relevés visuels de transects linéaires coûtent aussi généralement moins cher que les relevés photographiques grand format. Ils conviennent donc mieux aux relevés répétés. De 2001 à 2014, plusieurs relevés aériens visuels de transects linéaires ont été effectués dans l'ESL (Gosselin *et al.* 2014, Gosselin *et al.* 2017) et utilisés pour évaluer la variabilité des indices d'abondance associés au regroupement de cette population. Par exemple, les 14 relevés visuels menés durant 21 jours en 2005 ont entraîné quatre fois plus de variations des indices d'abondance au cours de la période (Gosselin *et al.* 2007).

Deux principales sources de biais peuvent avoir une incidence sur les estimations de l'abondance des mammifères marins obtenues à l'aide de relevés aériens photographiques ou visuels : 1) les observateurs qui ne détectent pas les baleines parce que les animaux plongent à

des profondeurs où ils ne sont pas visibles (biais de disponibilité) et 2) les observateurs qui ne détectent pas les animaux qui se trouvent à la surface ou près de celle-ci dans leur champ de vision (biais de perception; McLaren 1961, Melville *et al.* 2008, Fleming et Tracey 2008; Laake *et al.* 1997, Marsh et Sinclair 1989). En théorie, les deux types de biais ont des valeurs différentes pour les relevés photographiques et visuels. Les relevés photographiques prennent des images instantanées de la surface de l'eau alors que durant les relevés visuels, les observateurs ont plus de temps pour surveiller un point donné visible à la surface, ce qui donne plus de temps aux animaux submergés pour remonter à la surface pendant qu'ils sont à portée de vue. Cette différence exigerait un facteur de correction du biais de disponibilité plus important pour les relevés photographiques que pour les relevés visuels. En revanche, pendant les relevés photographiques, les personnes qui interprètent les photos peuvent prendre tout le temps nécessaire pour examiner soigneusement les images enregistrées, tandis que les observateurs n'ont qu'un nombre donné de secondes durant les relevés aériens visuels pour examiner la surface de l'eau qui passe devant eux. Cette différence exigerait un facteur de correction du biais de perception moins important pour les relevés photographiques que pour les relevés visuels. Pour les relevés photographiques des bélugas de l'ESL, plusieurs lecteurs examinent les images et revoient les dénombrements des uns et des autres. Ainsi, les lecteurs comparent leurs interprétations et le dénombrement est déterminé par consensus (p. ex. Gosselin *et al.* 2014). Cette méthode élimine le besoin d'un facteur de correction du biais de perception pour les relevés photographiques. Dans le cas des relevés visuels, les observateurs travaillent de façon autonome. Par conséquent, il faut corriger le biais de perception pour les estimations de l'abondance afin de représenter la taille totale de la population.

L'analyse des anciens relevés aériens (photographiques et visuels) a utilisé un facteur de correction du biais de disponibilité spécialement conçu pour les relevés aériens photographiques des bélugas de l'ESL, avec une probabilité de 0,478 de détecter une baleine à la surface, ou l'équivalent du facteur de correction inverse de 2,09 également utilisé dans la littérature (Kingsley et Gauthier 2002, Gosselin *et al.* 2014, Gosselin *et al.* 2017). Ce facteur de correction a été obtenu en comptant continuellement le nombre de bélugas visibles à la surface à partir d'un hélicoptère survolant un groupe. Dans le cas des relevés photographiques, ce facteur a été rajusté (c.-à-d. 0,443 ou l'équivalent d'un facteur de correction brut de 2,26) pour tenir compte du chevauchement habituel entre les photographies consécutives (30 %) et l'intervalle de temps entre les images (16 s). Lors de l'estimation de l'abondance à l'aide des données des relevés visuels, l'utilisation d'un facteur de correction du biais de disponibilité conçu pour les relevés photographiques a probablement sous-estimé la disponibilité d'un animal pendant les relevés visuels et, par conséquent, a biaisé à la hausse les estimations de l'abondance par rapport aux relevés photographiques. Dans une étude récente, Lesage *et al.* 2023 ont mis au point un facteur de correction du biais de disponibilité propre au béluga de l'ESL à l'aide des profils et des tendances de plongée de 27 bélugas de l'ESL portant étiquettes de collecte de données. Ce nouveau facteur de correction tient compte des effets des facteurs environnementaux et comportementaux sur la disponibilité des bélugas à des fins de détection. De plus, Lesage *et al.* 2023 suggèrent l'utilisation de facteurs de correction adaptés aux différentes méthodes de relevé : un facteur de correction instantanée convenant aux relevés photographiques ainsi qu'un facteur de correction convenant aux relevés visuels, qui tient compte des caractéristiques de vol qui influent sur la période de visibilité d'un béluga à la surface. Ces nouvelles méthodes de correction propres à l'habitat sont susceptibles d'améliorer l'exactitude des estimations d'abondance de la population de bélugas de l'ESL.

À ce jour, aucune correction du biais de perception n'a été appliquée aux indices visuels d'abondance des bélugas de l'ESL en raison d'un manque de données. Au cours des relevés menés entre 2001 et 2014, le nombre et la position des observateurs à bord de l'aéronef n'ont pas permis le calcul d'un facteur de correction du biais de perception fondé sur

l'échantillonnage de la distance par marquage-recapture. Par conséquent, les estimations de l'abondance publiées à ce jour n'ont été corrigées que partiellement (c.-à-d. seulement pour la disponibilité). Lors de récents relevés de bélugas dans la baie James et l'est de la baie d'Hudson à l'aide de méthodes de relevé semblables à celles qui sont utilisées dans l'ESL, la probabilité de détection des bélugas à la surface durant les relevés visuels de transects linéaires a été estimée entre 0,392 et 0,601 (St-Pierre *et al.* sous presse). Par conséquent, la correction des estimations des relevés en ce qui a trait au biais de perception pourrait avoir une grande incidence sur les estimations de l'abondance.

La présente étude expose les résultats des relevés photographiques de transects par bandes et des relevés visuels de transects linéaires de la population de bélugas de l'ESL effectués depuis 2015 ainsi qu'une nouvelle analyse des relevés précédents (de 1990 à 2014) utilisant les facteurs de correction nouvellement estimés des biais de disponibilité (relevés photographiques et visuels) et de perception (relevés visuels seulement).

MÉTHODES

ZONE D'ÉTUDE

La zone d'étude à l'intérieur de l'estuaire du Saint-Laurent (ESL), a été divisée en deux strates (figure 1), et comprend également la rivière Saguenay, de Tadoussac à Saint-Fulgence. La strate située en amont (appelée « strate principale ») couvre la principale zone de concentration estivale de bélugas dans l'ESL, qui est centrée sur le confluent de la rivière Saguenay (Mosnier *et al.* 2010). En aval de la rivière Saguenay, la strate principale est caractérisée par la présence dans sa partie nord du chenal Laurentien d'une profondeur de 300 m, qui remonte à 40 m au confluent de la rivière Saguenay, et par un plateau de moins de 40 m de profondeur avec quelques îles dans sa portion sud. En amont de la rivière Saguenay, la strate principale est caractérisée par un chenal dont la profondeur varie de 40 m à 140 m dans sa partie nord ainsi qu'un chenal étroit atteignant 40 m avec de larges berges de 10 m le long de la côte et plusieurs îles dans sa partie sud. La strate principale est également caractérisée par une eau turbide et un gradient de température, l'eau étant plus turbide et plus chaude en amont qu'en aval. Les effets des courants de marée sont davantage perceptibles au confluent de la rivière Saguenay et de son estuaire ainsi qu'autour des îles et des récifs, ce qui crée des variations locales des états de la mer selon l'échelle de Beaufort qui ont un effet sur la détection des bélugas. La strate située en aval de l'estuaire du Saint-Laurent (« strate aval ») est principalement occupée par les bélugas à d'autres saisons que l'été et est caractérisée par un élargissement du chenal Laurentien, de Rimouski/Forestville à Pointe-des-Monts. La rivière Saguenay, dans la section d'intérêt entre Tadoussac et Saint-Fulgence, est un fjord profond relativement étroit (< 2 km) qui atteint des profondeurs de 270 m et est bordé de falaises abruptes d'une hauteur pouvant atteindre 300 m, ce qui favorise la création de tunnels aérodynamiques et de variations locales de l'état apparent de la mer selon l'échelle de Beaufort et des conditions de détection.

RELEVÉS PHOTOGRAPHIQUES

Conception des relevés photographiques

Dans les relevés antérieurs à 2019, deux avions (p. ex. Piper Navajo, Rockwell Aero Commander, Piper Aztec et Cessna 414) ont survolé un total de 49 à 57 transects espacés de deux milles marins (3,7 km), traversant l'estuaire en suivant des caps vrais de 320° et 140°. Les deux avions ont volé dans des directions opposées à partir d'un point de départ intermédiaire dans la strate principale pour couvrir complètement l'habitat estival principal du béluga sans

faire de ravitaillement. Les deux avions étaient équipés de chambres aérophotogrammétriques de 9 x 9 po (appareils photo et largeurs de pellicule mesurées : p. ex. Zeiss A15/23 229 mm x 229 mm; Zeiss Top 15, 230 mm x 230 mm; Wild RC 20, 229 mm x 229 mm; Wild-Leitz RC10 229 mm x 229 mm) chargées de pellicules positives couleur (p. ex. Kodak 2448, Kodak 2427-0061-014, Agfa et Aviphot Chrome 200 PE1) et dotées d'objectifs étalonnés (de 152,720 mm à 153,091 mm), de filtres (p. ex. clair A/V 124354, A2 + 36 % et clair 420 nm 2X) et d'un système de compensation du mouvement vers l'avant. Le temps écoulé entre les clichés successifs variait de 15 à 20 s selon le relevé, ce qui a entraîné un chevauchement des photos vers l'avant de 17 à 33 % (tableau 1). L'altitude cible était de 1 219 m (4 000 pi) pour assurer une couverture d'environ 50 % de la zone d'étude chaque année, sauf en 1990, lorsque la zone d'étude a été divisée en trois strates, deux d'entre elles ayant une couverture moins étendue (voir Kingsley et Hammill [1991] pour obtenir d'autres renseignements).

En 2019, les relevés photographiques ont été effectués à l'aide d'un seul avion au lieu de deux. Ils diffèrent des relevés précédents sur les plans de la technologie utilisée et de la couverture. L'arrêt de production de pellicules positives couleur nous a obligés à changer de technologie pour adopter l'imagerie numérique en 2019. Cette année-là, les relevés photographiques et visuels ont été effectués simultanément à bord du même avion (deHavilland DHC-6-300 Twin Otter) avec un espacement des lignes de vol de quatre milles marins au lieu de deux comme dans les relevés photographiques précédents, ce qui a entraîné le survol d'environ la moitié du nombre habituel de transects (de 28 à 29 transects; figure 1). Cependant, la zone d'étude a été survolée quatre fois au lieu d'une seule comme dans les relevés photographiques précédents. Les images ont été prises à l'aide de deux appareils photo (Nikon D800) avec un objectif de 35 mm (Zeiss Distagon T 2/35) montés dans le ventre du Twin Otter, le côté le plus long étant perpendiculaire aux lignes de transect, chacun étant orienté vers le bas à un angle de 25° par rapport à la verticale, ce qui a entraîné un léger chevauchement des images sous l'avion. Le logiciel Camera Control Pro 2.26 de Nikon (un par appareil photo) a été utilisé sur les ordinateurs portables pour commander les appareils photo à distance et régler les paramètres (vitesse d'obturation, ouverture et intervalle de prise de vue). Les photographies ont été géoréférencées pour chaque appareil au moyen d'un adaptateur de câble vers un dispositif GPS (GPSmap 78s de Garmin). L'intervalle de prise de vue a été fixé à 3 s pour un chevauchement ciblé des photos de 39 %. Le Twin Otter a volé à la même altitude cible (305 m ou 1 000 pi) et à la même vitesse (185 km/h ou 100 nœuds) que lors des relevés visuels précédents pour limiter les réactions comportementales des bélugas au passage de l'avion. Il convient de noter que cette altitude était de quatre fois inférieure à celle des relevés photographiques antérieurs. La largeur de la bande était d'environ 800 m (environ 400 m de chaque côté de l'avion), soit environ 44 % de celle produite à l'aide de l'appareil photo à pellicule grand format (~1826 m; Gosselin *et al.* 2014).

Seule la strate principale a été photographiée, c'est-à-dire la zone de relevé qui a été constamment couverte lors des relevés photographiques précédents (figure 1). La strate aval a fait l'objet de relevés visuels seulement à l'aide d'un avion Partenavia P68C (voir la section Relevés visuels).

Dénombrements dans la rivière Saguenay

Comme ce fut le cas lors des anciens relevés photographiques, la rivière Saguenay a fait l'objet de relevés visuels (à l'aide du Twin Otter en 2019), qui ont été chronométrés de manière à réduire au minimum le délai entre les relevés photographiques et visuels des zones adjacentes. Des observateurs de chaque côté de l'avion ont consigné le nombre et la position des bélugas au cours d'un passage en amont et en aval entre Tadoussac et Saint-Fulgence (figure 1). On a détecté des observations en double en se fondant sur leur emplacement consigné lors des deux

passages et sur une vitesse de déplacement maximale des bélugas de 10 nœuds. La taille maximale de la grappe consignée entre les deux passages a été retenue pour les observations en double. Les animaux qui n'ont été observés que durant l'un des passages ont été ajoutés au nombre total d'animaux observés.

Les décomptes réalisés sur le Saguenay ont été considérés comme des nombres totaux : la zone de recherche étroite, la faible turbidité de l'eau par rapport à la majeure partie de l'estuaire, le temps de détection plus long pour les relevés visuels comparativement aux relevés photographiques et la double occasion de compter les individus pendant les vols en amont et en aval ont augmenté la disponibilité des bélugas dans ce secteur. Ce nombre total a été ajouté aux estimations de l'abondance calculées pour les zones adjacentes à chaque relevé.

Interprétation photographique

Toutes les photographies numériques de bélugas ont été examinées par deux lecteurs indépendants et chaque béluga a été géoréférencé dans QGIS. Les animaux qui avaient $\leq 0,5$ fois la longueur des autres bélugas dans le groupe ont été consignés comme des veaux. Cette catégorie comprenait les veaux nouveau-nés et les jeunes d'un an, car on ne pouvait pas les distinguer les uns des autres sur les photographies. Toutes les photographies marquées comme contenant des bélugas ont été examinées par un troisième lecteur, ce qui a fourni un troisième décompte indépendant des veaux et du nombre total d'animaux pour chaque photo. Le nombre total pour chaque photographie a été obtenu par consensus. Pour un petit nombre de photographies (11 %) où les trois lecteurs n'ont pu établir un consensus et pour toutes les photographies sur lesquelles des veaux ont été détectés, un quatrième lecteur et observateur très expérimenté (J.-F. Gosselin, MPO) a effectué un décompte final des veaux et du nombre total d'animaux. La proportion de veaux (c.-à-d. le nombre de veaux divisé par le nombre total d'animaux détectés) a été établie pour chaque jour de relevé.

Un scénario R a été élaboré pour géoréférencer chaque image, de même que calculer l'empreinte et le chevauchement des photographies. Étant donné que les photographies ont été prises à un angle (c.-à-d. des photos obliques basses), leur empreinte avait une forme trapézoïdale (Grenzdörffer *et al.* 2008). L'empreinte de chaque photographie était de 109 010 m² (c.-à-d. 400 m de largeur sur 195 m directement sous l'avion et 318 m sur le bord extérieur de la bande). On a calculé le chevauchement avant pour chaque cliché en soustrayant la surface de chevauchement du cliché suivant, tout en tenant compte du chevauchement latéral (annexe 1). On a comparé les bélugas repérés dans la bande de chevauchement d'un cliché à ceux observés sur les clichés superposés pour s'assurer qu'il n'y avait pas de doublons ou de nouveaux individus. On a calculé la largeur des transects en doublant la distance moyenne entre le bord vertical et le bord extérieur des images de gauche et de droite.

Quant à la couverture effective des relevés, on l'a estimée en additionnant l'empreinte de chaque photographie et en soustrayant le chevauchement. On a obtenu le facteur d'expansion en divisant la superficie de la strate faisant l'objet du relevé par la couverture effective de celui-ci.

Analyses des données photographiques

Dans les relevés utilisant de la pellicule couleur (de 1990 à 2009), l'unité géoréférencée consistait en une observation, c.-à-d. tous les bélugas se situant à environ 1 à 2 longueurs corporelles les uns des autres au sein d'un groupe. En 2019, chaque béluga a été géoréférencé indépendamment sur les images numériques. Pour ce faire, on a dû reconstruire et géolocaliser chaque observation en utilisant la même définition (c.-à-d. qu'une observation comprenait tous les bélugas situés à moins de huit mètres l'un de l'autre).

Avant de passer à l'imagerie numérique, nous avons estimé manuellement la proportion de chaque image cachée par les reflets du soleil à l'aide d'un acétate superposé contenant une grille de 100 cellules. Toutefois, en 2019, on a mis au point une méthode automatisée en exploitant les couleurs primaires de la lumière (RVB, c.-à-d. rouge, vert et bleu, 0, 0, 0 et 256, 256, 256 représentant respectivement le noir et le blanc). Après plusieurs essais, les pixels dans lesquels les couches de rouge, de bleu et de vert dépassaient 200 ont tous été considérés comme étant représentatifs de la « couleur » des reflets (c.-à-d. une zone « brûlée » ou surexposée; voir l'annexe 2). On a obtenu la proportion de reflets en divisant le nombre de pixels d'« éblouissement » par le nombre total de pixels dans une image.

Correction du biais de disponibilité

Dans les analyses des relevés photographiques précédents, un facteur de correction de 2,09 (ET = 0,16) était appliqué aux indices d'abondance de surface pour tenir compte du biais de disponibilité, c.-à-d. que les animaux ont une disponibilité, ou probabilité d'être détectés à la surface de l'eau, de 0,478 (ET = 0,0625) étant donné que certains sont sous la surface (p. ex. Gosselin *et al.* 2014). Compte tenu de l'hétérogénéité de l'habitat du béluga de l'ESL et de l'effet potentiel du comportement sur la disponibilité, une nouvelle méthode d'évaluation du biais de disponibilité a été élaborée à l'aide de données individuelles de plongée des bélugas acquises à l'aide de balises de stockage de données (voir Lesage *et al.* 2023). Les relevés photographiques de 1990 à 2009 ont ainsi été réanalysés à l'aide de cette méthode en même temps que les nouveaux relevés de 2019. Chaque observation s'est vu attribuer une zone de turbidité et une valeur de profondeur du fond marin, en plus d'être géolocalisée comme étant soit à l'intérieur ou à l'extérieur des zones à forte densité définies (ZFD, voir Lesage *et al.* 2023). Une estimation du biais de disponibilité spécifique (P) a ensuite été simulée 5 000 fois pour chaque observation à l'aide du meilleur modèle déterminé par Lesage *et al.* 2023 (c.-à-d. qui tient compte de la turbidité locale et comprend comme variables des données sur la zone utilisée, la profondeur du fond marin à l'endroit où se trouve le béluga et son emplacement par rapport aux ZFD). Les 5 000 estimations de P ont été produites en échantillonnant de nouveau les paramètres du modèle avec remplacement (c.-à-d. profondeur du fond marin, zone, ZFD et effet aléatoire tenant compte des individus portant une balise). Ces valeurs de biais de disponibilité ont ensuite été rajustées en fonction du chevauchement des photos vers l'avant et de l'intervalle de prise de vue propre à chaque relevé (annexe 3) selon Kingsley et Gauthier (2002) :

$$\underline{P} = \frac{(1-2V)P+VP_D}{1-V} \quad [\text{Éq. 1}]$$

où \underline{P} est la disponibilité corrigée en fonction du chevauchement des photos (V) et P_D est la probabilité qu'un béluga soit imagé dans au moins une des deux photographies prises à 3, 6, 16, 19, 20 ou 22 s d'écart selon le relevé, d'après les estimations effectuées à l'aide des données des balises (Lesage *et al.* 2023).

La taille de la grappe corrigée en fonction du biais de disponibilité \underline{E} a été obtenue à l'aide des 5 000 valeurs estimées de \underline{P} comme suit :

$$\underline{E} = E \cdot \frac{1}{\underline{P}} \quad [\text{Éq. 2}]$$

Calcul des estimations de l'abondance par la méthode bootstrap

Pour chacune des 5 000 itérations, les décomptes ont été additionnés par transect et corrigés en fonction des reflets. Étant donné que les reflets varient selon l'heure de la journée (hauteur

du soleil), le vent et la couverture nuageuse, la correction des reflets a été appliquée de façon indépendante à chaque transect.

Le dénombrement total pour chaque itération a ensuite été mis à l'échelle dans la zone non étudiée à l'aide du facteur d'expansion de la strate en question pour obtenir un indice d'abondance à la surface pour l'estuaire (tableau 1). L'abondance moyenne a été obtenue à partir des 5 000 estimations. Pour tenir compte de la variance associée à la correction du biais de disponibilité, on a calculé la variance liée à l'estimation moyenne par la méthode bootstrap (σ_B^2) à l'aide de la formule suivante :

$$\sigma_B^2 = var(V) + moyenne(\sigma_V^2) \quad [\text{Éq. 3}]$$

où V est un vecteur des 5 000 indices d'abondance estimés par la méthode bootstrap, chacun ayant une estimation de variance connexe (σ_V^2). Dans les relevés photographiques, la variance σ_V^2 a été estimée à l'aide des différences sérielles entre les transects, y compris la correction de la population finie (Cochran 1977; Kingsley et Smith 1981), comme suit :

$$\sigma_V^2 = \frac{f(f-1)k}{2(k-1)} \sum_{j=1}^{k-1} (n_j - n_{j+1})^2 \quad [\text{Éq. 4}]$$

où f représente le facteur d'expansion d'un relevé donné, k représente le nombre de transects, j est un transect donné et n est le nombre total de bélugas par transect. Enfin, le nombre total obtenu dans la rivière Saguenay a été ajouté à l'abondance moyenne.

Lorsque plus d'un relevé a été mené au cours d'une année (p. ex. en 2019), on a obtenu une estimation de l'abondance moyenne en pondérant l'estimation de chaque relevé par les efforts respectifs (c.-à-d. la longueur totale des transects parcourus) et en la divisant par le total des efforts déployés durant cette année. La variance a été estimée à l'aide de la méthode delta (c.-à-d. la variance d'une moyenne pondérée de variables indépendantes) soit la somme des produits des variances et des pondérations élevées au carré (où les pondérations totalisaient 1 pour une année donnée).

RELEVÉS VISUELS

Conception des relevés visuels

Tous les relevés visuels de 2001 à 2022 ont suivi un concept systématique prévoyant le positionnement aléatoire des lignes parallèles perpendiculairement à l'axe principal de l'estuaire (130° vrai) et un espacement entre les lignes de 7,4 km (4 milles marins) dans les strates principale et en aval (figure 1). La strate aval n'a été étudiée qu'en 2007, 2009, 2018, 2019, 2021 et 2022. Chaque année, les strates ont fait l'objet de 1 à 14 relevés. La rivière Saguenay a été couverte en deux passages, de Tadoussac à Saint-Fulgence et vice-versa. On a mesuré la longueur des lignes de transect (utilisées pour estimer la densité) et la superficie de chaque strate (utilisée pour estimer l'abondance) dans un SIG (ArcView 3.2, ESRI) ou dans R 4.2.2 (R Development Core Team 2018) avec le progiciel « sp » (Bivand *et al.* 2013) en utilisant dans les deux cas la projection équivalente de Lambert (Canada), avec le méridien central -68,77° O et la latitude de référence 48,22° N. La strate principale, qui mesure de 4 531 à 5 787 km² selon l'année, a été couverte par 26 à 29 lignes. La strate en aval, qui mesure de 6 243 à 6 840 km² selon l'année, a été couverte par sept à 16 lignes, selon l'emplacement des lignes (tableau 2, figure 1).

Le tableau 2 présente les détails concernant l'aéronef utilisé et les caractéristiques de vol de chaque année de relevé. Bref, l'appareil utilisé a changé tout au long des relevés entre les appareils suivants : Cessna-337 Skymaster (de 2001 à 2009, 2015, 2016, 2020, 2021 et 2022), Partenavia P68C Observer (2014, 2018, 2021 et 2022) et DeHavilland DH-6-300 Twin Otter

(2019). Tous les avions étaient équipés de hublots bombés aux postes d'observation, à l'exception du siège du copilote du Partenavia, qui avait plutôt un grand hublot. Les relevés visuels ont été effectués à une vitesse cible de 185 km/h (100 nœuds), sauf en 2001 où on a volé à 241 km/h (130 nœuds). Dans le cadre de relevés d'espèces multiples, les relevés ont été réalisés à une altitude cible de 305 m (1 000 pi), sauf en 2001 et en 2005 lorsqu'une série de relevés a également été effectuée à une altitude de 457 m (1 500 pi) ainsi qu'en 2007, 2016 et 2020 lorsque les relevés ont été réalisés à 198 m (650 pi), 183 m (600 pi) et 243 m (800 pi) respectivement. Un seul aéronef a été utilisé pour les relevés de 2001, 2003, 2005, 2009, 2014, 2018, 2019 et 2020, alors que deux avions volant simultanément au-dessus de lignes différentes ont été utilisés en 2015, 2016, 2021 et 2022. En 2007 et 2008, deux avions ont été utilisés pour survoler les mêmes lignes, le second avion suivant le premier quelques minutes plus tard, afin de comparer les décomptes en vue d'évaluer la probabilité de détection sur la trace linéaire, $g(0)$ (Gosselin *et al.*, 2014). Avant 2005, la position et l'altitude étaient consignées toutes les 2 ou 10 s à partir d'une sortie GPS (D-GPS en 2005) vers un ordinateur portable doté d'un logiciel de cartographie (Garmin GPS76, GPS Map 60c; antenne D-GPS de Prairies Geomatics; Fugawi versions 3.0 et 4.0), sauf en 2001, année durant laquelle le suivi par GPS n'a pas été utilisé. Entre 2005 et 2022, la position et l'altitude ont été consignées toutes les deux secondes dans un dispositif GPS (Garmin GPSMAP 78s, Garmin GPSMAP 64s ou BadElf Pro+).

Les observateurs ont reçu une formation sur l'échantillonnage des transects linéaires sur le terrain avant les relevés. Tous les observateurs avaient déjà participé à un relevé aérien ou acquis de l'expérience sur le terrain avec les mammifères marins avant leur premier relevé. De 2001 à 2005, les observateurs utilisaient des sièges placés devant des hublots bombés à l'arrière de l'avion. À partir de 2007, l'observateur de droite a pris le siège avant (c.-à-d. celui du copilote), sauf dans l'avion Partenavia P68 en 2022, l'observateur principal du côté droit étant alors assis sur le siège arrière droit. Lorsqu'il y avait plus de deux observateurs à bord, l'observateur supplémentaire était considéré comme un observateur secondaire et ses données n'étaient utilisées que pour calculer le facteur de correction du biais de perception (voir la section « Correction du biais de perception » ci-dessous). Tous les observateurs dans un aéronef étaient isolés les uns des autres sur le plan visuel et auditif.

Les observateurs consignaient les observations de bélugas sous forme de groupes, définis comme un groupe d'individus se trouvant à moins de deux à trois longueurs corporelles l'un de l'autre. Les observateurs mesuraient l'angle d'inclinaison au centre de chaque groupe à l'aide de clinomètres (Suunto) et consignaient l'heure à laquelle les animaux passaient par le travers de l'avion. La position relative était consignée à l'aide d'un anglemètre pendant la mesure de l'inclinaison pour les animaux éloignés qui n'étaient pas par le travers. La distance perpendiculaire des animaux par rapport à l'avion était déterminée à partir de l'angle d'inclinaison et de l'altitude à l'aide de la formule de Lerczak et Hobbs (1998). On demandait aux observateurs de donner la priorité à l'estimation de la taille du groupe et à l'heure d'observation, suivie de l'angle d'inclinaison, puis d'autres variables, y compris le comportement des animaux et tout changement de comportement éventuellement attribuable à l'approche de l'avion, si le temps le permettait. L'heure consignée par chaque observateur concernant les observations et l'état des bélugas était synchronisée avec le système GPS. La position de chaque observation était ensuite estimée à l'aide de l'heure et de l'interpolation à partir des sorties GPS consécutives.

Les conditions météorologiques et d'observation étaient consignées au début de chaque transect, à intervalles réguliers le long des lignes et à chaque changement des conditions d'observation. Les conditions notées comprenaient l'état de la mer (échelle de Beaufort), la visibilité subjective (cinq niveaux : excellente, bonne, moyenne, faible et nulle), la couverture

nuageuse (pourcentage), l'angle de la zone de recherche affectée par la réflexion du soleil (c.-à-d. les reflets) et l'intensité de la réflexion du soleil (quatre niveaux : 1- intense lorsque les animaux n'ont assurément pas été vus dans le centre de l'angle de réflexion, 2- moyenne lorsque les animaux n'ont probablement pas été vus dans le centre de l'angle de réflexion, 3- faible lorsque les animaux étaient probablement détectés au centre de l'angle de réflexion et 4- aucune lorsqu'il n'y avait pas de réflexion) ainsi que la couleur de l'eau (quatre niveaux selon les sédiments en suspension : 1- foncée : transparente sans sédiments en suspension, 2- verte, 3- vert pâle et 4- beige : forte concentration de sédiments). Tous les renseignements étaient consignés dans des enregistreurs phoniques numériques par chaque observateur. Les relevés n'étaient effectués que lorsque les conditions de la mer étaient de Beaufort 3 ou moins et lorsque la couverture nuageuse était au-dessus de l'altitude cible.

Dénombrements dans la rivière Saguenay

Comme pour les relevés photographiques, la rivière Saguenay a été couverte en deux passages (de Tadoussac à Saint-Fulgence et vice-versa) pendant presque tous les relevés de la strate principale à l'aide du même avion. Comme nous l'avons indiqué ci-dessus (voir la section Relevés photographiques – Dénombrement dans la rivière Saguenay), le nombre et la position des groupes de bélugas observés ont été consignés et les observations en double entre le premier passage et le second ont été repérées. Le dénombrement total a été obtenu de la manière décrite ci-dessus.

Les décomptes dans le Saguenay n'ont fait l'objet d'aucune correction des biais de disponibilité et de perception en raison de l'étroitesse de la zone de recherche, des courbes dans la trajectoire de l'avion qui ont permis aux observateurs de passer plus de temps à chercher un emplacement donné et des passages itératifs (en amont et en aval). Comme pour les relevés photographiques, le nombre total de bélugas observés dans la rivière Saguenay (ou la moyenne des dénombrements totaux des années pendant lesquelles la rivière a fait l'objet de plusieurs relevés) a été ajouté à l'estimation de l'abondance moyenne entièrement corrigée des strates de l'ESL.

Préparation et analyses des données

L'analyse des relevés visuels peut être divisée en cinq étapes, décrites plus en détail ci-dessous : 1) la préparation des données en repérant les valeurs aberrantes et les distances de troncature, 2) la sélection de la fonction clé et des covariables de la fonction de détection, 3) l'application du facteur de correction du biais de disponibilité à chaque observation, 4) le bootstrap des estimations de l'abondance et 5) l'application du facteur de correction du biais de perception. Ces cinq étapes ont été appliquées à chacune des 14 années de relevé (de 2001 à 2022, tableau 2), suivies de l'ajout du nombre moyen de bélugas observés dans la rivière Saguenay à l'abondance entièrement corrigée de la strate principale, le cas échéant.

On a effectué les analyses en utilisant les distances perpendiculaires des groupes de bélugas observés, sans groupement des données par classes. Pour toutes les analyses, l'unité statistique minimale était l'« observation », qui désigne un groupe d'animaux détectés par un observateur qui comprend au moins un individu. Les vols de relevés ont généralement été effectués avec le même équipage au cours d'une année donnée. Les critères météorologiques de vol pour réaliser les relevés sont demeurés les mêmes du premier au dernier jour de chaque année. Par conséquent, une seule analyse par année de relevé a été utilisée pour estimer l'abondance dans toutes les strates, sauf en 2005 lorsque les relevés effectués à deux altitudes cibles différentes ont été analysés séparément. L'abondance de bélugas pour chaque relevé a été estimée à l'aide d'une méthode d'échantillonnage à distance et du progiciel « mrds » (Laake *et al.* 2013) dans R 4.2.2 (R Development Core Team 2018).

La répartition globale des distances perpendiculaires a été examinée dans le but de déterminer si la troncature droite était nécessaire pour éliminer les valeurs aberrantes éloignées de la trace linéaire, car de grands écarts sont parfois apparus entre les observations faites aux distances perpendiculaires les plus grandes. Cinq distances de troncature droite potentielles ont été testées : 1) aucune troncature, 2) suppression des observations à des distances supérieures à celles d'un écart évident dans les distances perpendiculaires observées, 3) suppression de 10 % des observations les plus éloignées de la trace linéaire, 4) suppression des valeurs aberrantes en fonction d'une analyse du diagramme de quartiles et 5) suppression des observations à des distances supérieures à la distance perpendiculaire à laquelle la fonction de détection d'un modèle de taux de risque a atteint une probabilité de détection de 0,15 (Buckland *et al.* 2001). Pour chaque année de relevé, la distance de troncature droite qui a amélioré l'ajustement de la fonction de détection près de la trace linéaire, tout en maintenant un bon ajustement global en maximisant la valeur p du test de Cramér-von Mises, a été appliquée (Buckland *et al.* 2001).

Les relevés de transects linéaires présument généralement que la probabilité de détection sur la trace linéaire est maximale, mais, comme il pourrait y avoir un angle mort sous l'avion selon le type d'appareil et la taille des hublots bombés utilisés, cette hypothèse n'est pas toujours respectée. Cela peut être corrigé en appliquant une troncature gauche aux données (Thomas *et al.* 2009) pour éliminer les observations à des distances perpendiculaires plus courtes que celle à laquelle la probabilité maximale de détection est estimée. Bien que cela ait été fait pour des analyses précédentes des données de relevés visuels dans l'ESL, aucune troncature gauche n'a été appliquée dans la présente étude. Pour s'adapter au nombre réduit de détections près de la trace linéaire, on a plutôt testé une fonction gamma clé durant la sélection de la fonction de détection (Laake *et al.* 2013; voir ci-dessous). Cette méthode, qui est plus objective que celle qui consiste à appliquer une troncature gauche aux données, permet l'utilisation complète des données brutes.

Choix de la fonction de détection

Pour chaque année de relevé, la sélection du modèle et l'inclusion des covariables ont suivi la procédure par étapes décrite dans Marques et Buckland (2003). En bref, les modèles de fonction clé demi-normale, taux de risque et gamma, avec et sans termes d'ajustement, ont été adaptés à la distribution tronquée droite des distances d'observation perpendiculaire non groupées. Le modèle ayant l'AIC le plus bas a été sélectionné comme fonction clé. À l'aide de la fonction clé sélectionnée, nous avons examiné si l'AIC pouvait être réduit davantage ($\Delta AIC > 2$) avec l'ajout d'une des covariables suivantes : la taille du groupe, l'identité de l'observateur (de 2 à 7 par année de relevé), l'état de la mer (Beaufort : 0 à 4), l'intensité des reflets (quatre niveaux : intense, moyenne, faible, aucune), la couverture nuageuse (%), la couleur de l'eau (quatre niveaux : foncée, verte, vert pâle et beige) et la visibilité (cinq niveaux : excellente, bonne, moyenne, faible et nulle). Les quatre variables de l'état de la mer, de l'intensité des reflets, du pourcentage de nuages et de la visibilité ne sont pas indépendantes. Par conséquent, elles n'ont jamais été combinées dans le même modèle. En 2001 et 2003, l'intensité des reflets, le pourcentage de nuages, la couleur de l'eau et la visibilité n'ont pas été systématiquement recueillis et n'ont donc pas été utilisés dans la sélection des modèles. En 2005, la couleur de l'eau et la visibilité n'ont pas été recueillies systématiquement et n'ont pas été utilisées dans les analyses. Si l'AIC a été considérablement réduit par l'ajout d'une covariable ($\Delta AIC > 2$), le modèle comportant la covariable a été retenu s'il satisfaisait également aux conditions supplémentaires suivantes : 1) si l'ajout de la covariable n'influe que sur l'échelle et non sur la forme de la fonction de détection (p. ex. la covariable n'était pas incluse si son ajout créait un nouveau pic comparativement à la fonction clé ou au modèle du stade précédent) et 2) si < 5 % des probabilités estimées de détection des observations étaient

< 0,2 et qu'aucune n'était < 0,1 (Buckland *et al.* 2001). L'ajout d'une deuxième covariable dans le modèle a été testé et conservé seulement s'il améliorait l'AIC de > 2 tout en respectant les conditions ci-dessus.

Dans certains cas, les observations ne comprenaient aucune mesure de distance perpendiculaire. Cela se produisait généralement lorsque les densités de béluga étaient élevées pendant une courte période, durant laquelle les observateurs n'avaient pas suffisamment de temps pour consigner des renseignements détaillés sur tous les groupes et avaient reçu la directive de consigner en priorité la taille du groupe. Ces observations n'ont pas été utilisées pour la sélection de la fonction de détection. Toutefois, on a supposé que les observations sans mesure de distance perpendiculaire se situaient en deçà des distances de troncature, car la largeur de recherche effective devrait être plus étroite à des densités plus élevées. Nous avons supposé que les observations sans distance perpendiculaire suivaient la même distribution que les observations avec mesures de distance. Pour inclure ces observations sans distances dans les estimations de densité et d'abondance, nous avons attribué une distance perpendiculaire sélectionnée au hasard à partir de la distribution des distances perpendiculaires observées durant le même relevé à chaque observation sans distance lors du bootstrap (voir ci-dessous).

Correction du biais de disponibilité

Un biais de disponibilité se produit lorsque les observateurs ne peuvent pas détecter les baleines, car les animaux plongent à des profondeurs auxquelles ils ne peuvent être vus. Par conséquent, le nombre d'animaux consigné par les observateurs est sous-estimé. Dans la présente étude, la taille du groupe de chaque observation a été corrigée pour que l'on tienne compte de ce biais à l'aide de la méthode décrite dans Lesage *et al.* (2023).

En bref, la disponibilité dépend des intervalles de remontée des bélugas à la surface, de la durée des plongées ainsi que de la durée pendant laquelle un point à la surface de l'eau à une distance perpendiculaire x de la trace linéaire reste dans le champ de vision de l'observateur. Le facteur de correction de la disponibilité est calculé comme suit (équation 4 dans Laake *et al.* 1997) :

$$a(x) = \frac{s}{s+d} + \frac{d[1-e^{-w(x)/d}]}{s+d} \quad [\text{Éq. 5}]$$

où s est l'intervalle de remontée à la surface et d , la durée de plongée. La valeur de $w(x)$ est la période pendant laquelle un point à la surface de l'océan à une distance perpendiculaire x de la trace linéaire reste dans le champ de vision des observateurs, étant donné 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 , la vitesse de l'avion v et la distance perpendiculaire x de l'observation (Forcada *et al.* 2004, Gómez de Segura *et al.* 2006), de façon que :

$$w(x) = \frac{x}{v} [\cot(\Phi_1) + \cot(\Phi_2)] \quad [\text{Éq. 6}]$$

L'obstruction du champ de vision vers l'avant et vers l'arrière variait selon le type d'avion : il était de 30° vers l'avant et de 20° vers l'arrière pour le Partenavia et le Cessna 337, et de 5° chacun dans le cas du Twin Otter.

Les valeurs de s et d ont été modélisées en fonction des durées de remontée à la surface et de plongée obtenues à partir des données des balises et des covariables environnementales (Lesage *et al.* 2023). Pour les relevés visuels, le biais de disponibilité a tenu compte de la variation de la turbidité au sein de l'habitat estival du béluga et a été estimé à l'aide d'un modèle nul pour s (c.-à-d. aucune covariable environnementale) et d'un modèle comprenant la profondeur du fond marin, la zone de turbidité et l'emplacement par rapport aux zones de forte

densité pour d . Les rares observations sans distances perpendiculaires ont été géolocalisées à l'aide de données d'observation venant préférablement de deux plateformes. En cas de non-disponibilité ou d'incertitude, elles ont reçu la valeur par défaut de 0 m (c.-à-d. directement sous l'avion) [voir Lesage *et al.* 2023]. Pour quantifier la variance des corrections du biais de disponibilité, 5 000 estimations de ce biais et des tailles de groupes corrigées ont été produites pour chaque observation durant chaque relevé à l'aide d'une méthode bootstrap. Ces 5 000 estimations par observation ont ensuite été utilisées dans la méthode bootstrap appliquée au calcul de l'abondance (voir ci-dessous).

Calcul des estimations de l'abondance par la méthode bootstrap

Dans les analyses d'échantillonnage de la distance, les indices estimés de densité (\widehat{D}_i) et d'abondance (\widehat{N}_i) des bélugas à la surface lors de chaque relevé systématique de chaque strate, i , sont estimés à l'aide des équations suivantes (équation 3,67 dans Buckland *et al.* 2001).

$$\widehat{D}_i = \frac{n_i \widehat{E}_i(s)}{2L_i \widehat{ESHW}} \quad [\text{Éq. 7}]$$

$$\widehat{N}_i = \widehat{D}_i \cdot A_i \quad [\text{Éq. 8}]$$

où n_i est le nombre de groupes détecté, $\widehat{E}_i(s)$ est la taille du groupe attendue, L_i est la somme des longueurs de tous les transects et A_i est la zone de la strate i . La demi-largeur de bande effective (\widehat{ESHW}) est estimée à partir de la fonction de détection sélectionnée (voir ci-dessus, « Choix de la fonction de détection »). En théorie, la variance associée de densité et d'abondance des animaux à la surface au cours du relevé systématique est estimée à l'aide de la formule suivante :

$$\widehat{var}(\widehat{D}_i) = \widehat{D}_i^2 \cdot \left[\frac{\widehat{var}[(n/L)_i]}{(n/L)_i^2} + \frac{\widehat{var}(\widehat{ESHW})}{(\widehat{ESHW})^2} + \frac{\widehat{var}[\widehat{E}_i(s)]}{[\widehat{E}_i(s)]^2} \right] \quad [\text{Éq. 9}]$$

$$\widehat{var}(\widehat{N}_i) = A_i^2 \cdot \widehat{var}(\widehat{D}_i) \quad [\text{Éq. 10}]$$

Dans notre cas, la taille corrigée du groupe obtenue en appliquant le facteur de correction du biais de disponibilité est associée à une variance inhérente qui doit être incorporée dans la variance des estimations de l'abondance. À cet effet, une méthode bootstrap a été utilisée pour calculer les estimations d'abondance pour chaque strate durant chaque année de relevé. Dans chacune des 5 000 itérations de bootstrap, l'algorithme a procédé selon les trois étapes suivantes. D'abord, chaque observation consignée sans distance perpendiculaire s'est vue attribuer de façon aléatoire une distance à partir de la distribution des distances observées au cours de la même année de relevé. Deuxièmement, pour chaque observation, une valeur de biais de disponibilité a été extraite au hasard de l'ensemble des 5 000 valeurs (extraite des modèles de durée de surface et de plongée; voir Lesage *et al.* 2023) et utilisée pour calculer la taille corrigée du groupe. Enfin, la fonction de détection précédemment sélectionnée pour un relevé donné (fonction clé et covariables connexes, le cas échéant) a été appliquée à l'ensemble de données d'observation nouvellement créé avec la taille corrigée du groupe. Les estimations de l'abondance, de la densité, du taux de rencontre, de la taille de groupe prévue, de la probabilité de détection (\widehat{p}) et de la *DLBE* ont été obtenues par strate à l'aide de la fonction de détection appliquée au jeu de données nouvellement créé pour chaque itération, avec les variances connexes pour chaque estimation.

Les indices d'abondance par relevé et par strate ont été calculés (séparément pour chaque passage au cours des années durant lesquelles une strate donnée faisait l'objet de plusieurs relevés) comme étant la moyenne des abondances obtenues au moyen de la méthode

bootstrap. Pour tenir compte de la variance associée à la correction du biais de disponibilité, on a calculé la variance liée à l'estimation moyenne par la méthode bootstrap (σ_B^2) à l'aide de la formule suivante :

$$\sigma_B^2 = var(V) + mean(\sigma_V^2) \quad [\text{Éq. 11}]$$

où V est un vecteur des 5 000 indices d'abondance estimés par la méthode bootstrap, chacun ayant une estimation de variance connexe (σ_V^2) calculée par le logiciel à l'aide de l'équation 9. Pour la densité, le taux de rencontre, la taille de groupe prévue, la probabilité de détection (\hat{P}) et la *DLBE*, la moyenne de l'estimation par bootstrap est présentée par relevé et par strate, avec des intervalles de confiance de bootstrap à 95 % dérivées à l'aide de la méthode du percentile.

Pour chaque année de relevé, on a obtenu l'indice d'abondance d'une strate donnée en prenant la moyenne des indices d'abondance de tous les passages de cette strate. La variance combinée associée a été calculée à l'aide de la méthode delta. L'indice d'abondance total et sa variance pour une année de relevé donnée ont été calculés comme étant la somme des indices d'abondance moyens des strates principale et en aval.

Correction du biais de perception

On a mené des relevés en 2015, 2016, 2019, 2021 et 2022 en utilisant une configuration à deux plateformes pour estimer le biais de perception, avec un observateur secondaire placé sur le côté droit de l'avion en plus des deux observateurs primaires toujours positionnés à gauche et à droite de l'aéronef. Pendant les recherches dans la même zone, les deux observateurs du côté droit étaient assis à quelques mètres l'un de l'autre, isolés sur le plan visuel par un rideau opaque et sur le plan auditif par un interphone avec casque. Par conséquent, ces observateurs ont été considérés comme deux plateformes indépendantes. On a utilisé leurs observations pour estimer les facteurs de correction du biais de perception au moyen d'analyses d'échantillonnage des distances par marquage-recapture (EDMR) [Laake et Borchers 2004]. Toutes les observations faites par les observateurs placés du côté droit de l'avion, pendant qu'ils cherchaient activement des animaux (c.-à-d. « en cours d'effort »), ont été utilisées pour cette analyse. En 2015, 2021 et 2022, un seul des deux avions volant simultanément avait une configuration à deux plateformes. Les observations faites par l'observateur placé du côté gauche de l'aéronef n'ont pas été utilisées pour les analyses EDMR. Toutes les analyses EDMR ont été effectuées dans R 4.2.2 (R Development Core Team 2018) avec le progiciel « mrds » (Laake *et al.* 2013).

Avant d'effectuer les analyses EDMR, les observations en double, c.-à-d. les groupes d'animaux détectés à la fois par l'observateur principal et par l'observateur secondaire, ont été identifiées grâce à la coïncidence de localisation en se basant sur 1) la différence d'heure de l'observation et 2) la différence de mesure du clinomètre. L'identité de l'espèce a également été utilisée comme critère d'identification en double, ce qui signifie que les deux observateurs devaient avoir consigné la même espèce pour que les observations soient considérées comme des doublons. Cependant, seules les observations de bélugas ont été utilisées pour le modèle EDMR et pour l'estimation du biais de perception. Dans la documentation primaire, les seuils de temps utilisés dans les relevés des espèces de cétacés varient généralement de 3 à 10 s, tandis que les seuils de clinomètre se situent généralement entre 5 et 15° (p. ex. Pike et Doniol-Valcroze 2015, Pike *et al.* 2008, Panigada *et al.* 2017, Lambert *et al.* 2019). D'après l'opinion d'experts et les relevés précédents qui utilisent le même protocole et le même avion (St-Pierre *et al.* sous presse), des seuils de 10 s et de 10° ont été sélectionnés pour le repérage des doublons de toutes les années de relevé. On a considéré que ces seuils offraient les meilleures chances de réellement détecter les observations en double tout en réduisant au minimum le

nombre de faux doublons. Pour les observations sans valeurs de clinomètre, seul le seuil de temps a été pris en compte.

Étant donné que les analyses EDMR exigent que les valeurs de distances perpendiculaires et de covariables soient identiques pour une observation en double donnée, nous avons attribué une valeur moyenne (pour les covariables numériques, c.-à-d. la distance perpendiculaire, la taille de la grappe, la couverture nuageuse et l'échelle de Beaufort, bien que cette dernière ait été convertie en facteur catégorique après l'établissement de la moyenne) à ces variables pour les observations identifiées comme des doublons si les deux observateurs avaient consigné des valeurs différentes. La distance perpendiculaire moyenne a été utilisée pour les analyses de distance. Pour les covariables catégoriques (c.-à-d. l'intensité des reflets et la visibilité), les doublons pour lesquels les deux observateurs avaient consigné des valeurs différentes se sont vus attribuer la valeur qui avait le plus grand effet négatif sur la capacité d'une personne à observer les animaux (p. ex. si un observateur a consigné la visibilité comme étant bonne et l'autre, comme étant faible, cette dernière valeur a été attribuée à cette observation en double).

Les analyses EDMR comportent deux fonctions : 1) une fonction de détection d'échantillonnage de distance à variables multiples (EDVM) pour les détections regroupées entre les deux observateurs du côté droit et 2) une fonction de détection EDMR pour estimer la probabilité de détection sur la trace linéaire (Buckland *et al.* 2001, Buckland *et al.* 2009). Les deux fonctions ont utilisé les mêmes distances de troncature droite que celles qui ont été déterminées durant l'analyse de l'ensemble de données de la plateforme unique de leur relevé respectif (voir la section « Choix de la fonction de détection »). Pour la fonction EDVM, on a utilisé l'AIC pour faire un choix entre les fonctions demi-normale, taux de risque et gamma clés et pour examiner si l'ajout de covariables (taille du groupe, état selon l'échelle de Beaufort, intensité des reflets, couverture nuageuse et visibilité) donnait un meilleur ajustement si l'on suivait la procédure décrite dans Marques et Buckland (2003). La fonction clé et les covariables donnant l'AIC le plus faible dans la fonction de détection EDVM ont été utilisées dans les modèles EDMR. Ces derniers ont été construits avec et sans covariables et comparés à l'aide de l'AIC. Une configuration d'indépendance des points a été appliquée dans les modèles EDMR, parce que les probabilités de détection peuvent être corrélées entre les observateurs même si les observateurs primaires et secondaires ont agi de façon autonome et ont été isolés les uns des autres. Par exemple, les probabilités de détection pourraient être corrélées à des facteurs, comme la taille du groupe, si les deux observateurs sont plus susceptibles de détecter de grands groupes que de petits groupes à mesure que la distance augmente. Cette configuration suppose que les plateformes sont symétriques et que les observations ne sont indépendantes que sur la trace linéaire, ce qui est plus robuste qu'une configuration supposant une détection indépendante à toutes les distances perpendiculaires (Buckland *et al.* 2009, Burt *et al.* 2014). Par définition, la distance perpendiculaire est incluse comme covariable dans tous les modèles EDMR d'indépendance de point (Buckland *et al.* 2009). Le modèle EDMR le mieux adapté a été sélectionné et utilisé pour estimer le biais de perception $p(0)$ pour la position de chaque observateur. On a ensuite utilisé les estimations de $p(0)$ pour l'observateur primaire pour corriger les estimations de l'abondance calculées à l'aide des données des observateurs primaires, en supposant que $p(0)$ était le même pour les observateurs primaires assis à droite et à gauche de l'aéronef, selon la formule suivante :

$$\text{abondance corrigée} = \text{abondance} \cdot \frac{1}{p(0)} \quad [\text{Éq. 12}]$$

On a calculé séparément le biais de perception pour les relevés de 2015, 2016, 2019, 2021 et 2022 afin d'obtenir une valeur de $p(0)$ propre au relevé. Étant donné que les relevés effectués avant 2015 et en 2018 ont été réalisés à l'aide de plateformes uniques, aucune estimation du biais de perception propre au relevé n'a pu être calculée pour ces relevés. Ces relevés ont

plutôt été corrigés à l'aide d'une valeur $p(0)$ moyenne fondée sur les relevés pour lesquels des données de double-plateforme étaient disponibles.

COMPARAISONS AVEC LA MÉTHODOLOGIE PRÉCÉDENTE

Relevés photographiques

Aux fins de comparaison, les relevés photographiques de 2019 ont également été analysés à l'aide de la méthodologie acceptée précédemment (voir Gosselin *et al.* [2014] pour d'autres renseignements). En bref, les tailles de grappes détectées sur les photographies (sans correction du biais de disponibilité) ont été additionnées pour tous les transects, puis multipliées par un facteur d'expansion estimé comme étant l'espacement des transects divisé par la largeur de la bande pour obtenir un indice de surface par strate. On a d'abord corrigé cet indice de surface pour qu'il tienne compte du biais de disponibilité en supposant un intervalle de prise de vue de 16 s et un chevauchement des photos de 30 %, c.-à-d. 0,478 ou l'équivalent d'un facteur de correction de 2,09 (ET = 0,16) [selon Kingsley et Gauthier 2002], auquel on a ajouté les décomptes dans la rivière Saguenay pour obtenir un indice d'abondance de population.

Dans les évaluations précédentes, on a estimé la variance différemment par rapport à l'étude actuelle en utilisant les différences sérielles des dénombrements entre les transects adjacents, y compris la correction de la population finie (Cochran 1977, Kingsley et Smith 1981). Selon cette méthode, on a additionné les différences élevées au carré des dénombrements entre les transects adjacents, tout en tenant compte de la zone étudiée et du nombre de transects surveillés.

Relevés visuels

Dans les analyses précédentes des données des relevés visuels recueillies entre 2001 et 2014, la fonction de détection pour chaque année de relevé reposait sur une fonction taux de risque ou demi-normale clé appliquée aux données à troncature gauche pour qu'elle tienne compte de l'angle mort sous l'avion. La variance des estimations de l'abondance en surface a été calculée en fonction de l'information provenant de Buckland *et al.* (2001), comme l'indiquent Gosselin *et al.* (2014 et 2017). Cet indice de surface a ensuite fait l'objet d'une correction du biais de disponibilité au moyen d'une probabilité de détection à la surface de 0,478 tirée de Kingsley et Gauthier (2002), la variance connexe étant calculée comme la variance combinée de l'indice de surface et du facteur de correction. Les dénombrements dans la rivière Saguenay ont ensuite été ajoutés à l'indice d'abondance, mais aucune correction du biais de perception n'a été appliquée.

RÉSULTATS

RELEVÉS PHOTOGRAPHIQUES

Réalisation des relevés

Les quatre répliqués du relevé photographique de 2019 ont été effectués sur quatre jours consécutifs, du 13 au 16 août 2019, entre 11 h 42 UTC et 20 h 41 UTC (7 h 42 et 16 h 41 heure locale) lorsque l'élévation du soleil était $> 30^\circ$ le matin, en deçà des 30° prescrits à la fin des relevés les 15 et 16 août, mais sous ce niveau les 13 et 14 août (18° et 22° , respectivement). La vitesse horaire du vent enregistrée à Rivière-du-Loup, au centre de la zone de relevé, à ces dates entre 7 h et 17 h était constamment ≤ 8 km/h (Environnement Canada, données climatiques en ligne).

Le relevé a été réalisé comme prévu les 15 et 16 août. Le 13 août, bien que tous les transects aient été survolés, des problèmes avec les appareils photo ont fait varier les intervalles de prise de vue et provoqué le chevauchement des images, et des parties de certains transects ont été photographiées à l'aide d'un seul appareil photo (annexe 4). Le 14 août, quatre transects en aval de la rivière Saguenay ont été presque entièrement survolés avec un seul appareil photo actif, ou n'ont été couverts qu'en partie. Par conséquent, l'intervalle de prise de vue et le chevauchement entre les clichés adjacents (à l'exclusion des zones non survolées) étaient en moyenne de 6 s et de 29 % le 13 août et de 3 s et de 37 à 39 % du 14 au 16 août. Bien que 10 062 et 9 846 photos aient été prises les 15 et 16 août, seulement 6 700 et 8 836 ont été prises les 13 et 14 août. Dans l'ensemble, entre 9,8 et 11,1 % de l'estuaire a été photographié, ce qui a entraîné des facteurs d'expansion de 9,72, 10,19, 9,03 et 9,09 pour les 13, 14, 15 et 16 août 2019, respectivement.

Le relevé du Saguenay a été effectué dans les 2 à 3 minutes suivant le passage de l'avion devant l'entrée du fjord, chaque jour de relevé. Le nombre de bélugas observés dans le Saguenay était de 18, 46, 23 et 84 les 13, 14, 15 et 16 août 2019, respectivement.

Lecture des photographies

Les 35 443 clichés, dont 199 contenaient un ou plusieurs bélugas, ont été examinés par deux lecteurs. Les lecteurs 1 et 2 ont compté un nombre similaire de bélugas (340 contre 343, respectivement), bien que des différences d'interprétation aient été observées dans 31 clichés. À la suite de l'interprétation par un troisième lecteur et des discussions subséquentes, des doublons ont été supprimés et 272 images ont été acceptées comme étant celles de bélugas. Les décomptes du 13 août ont été deux fois moins élevés environ que ceux obtenus lors des trois relevés suivants (36 contre 76 à 82 individus) (figure 2; annexe 5). Aucun béluga n'a été compté sur les 3 à 7 premières lignes en aval ni sur les 2 à 7 dernières lignes en amont pendant tous les jours de relevé (annexe 5). Les reflets ont fluctué tout au long de la journée avec une correction moyenne des reflets de 2,6 à 3,7 % du 13 au 15 août et de 8,0 % le 16 août (annexe 5).

Estimations de l'abondance à partir des relevés photographiques

Les 5 000 estimations de la taille de la grappe, après correction du biais de disponibilité propre à l'emplacement, du chevauchement des photos et des reflets, ont produit une estimation de 1 022 à 2 801 bélugas présents à la surface pendant ces relevés, une fois que le facteur d'expansion correspondant a été appliqué aux dénombrements par bootstrap par transect (tableau 1). L'ajout des individus observés dans le Saguenay à ces estimations a donné une estimation totale moyenne de 2 119 bélugas en 2019 (ET = 267; tableau 1).

Proportion de veaux

La proportion de petits individus, y compris les veaux nouveau-nés ainsi que les jeunes d'un an toujours accompagnés d'une femelle, s'est révélée constante durant trois des quatre relevés, soit environ 6,4 à 8,3 %, et a augmenté le 14 août pour atteindre 14,6 %, pour une moyenne de 9,0 % en 2019 (tableau 1). La proportion de veaux parmi les animaux photographiés semble avoir diminué au fil du temps, ces veaux représentant de 15,1 à 17,8 % des animaux photographiés au cours des relevés de 1990 à 1997 et de 3,2 à 9 % depuis 2000 (tableau 1).

RELEVÉS VISUELS

Réalisation des relevés

De 2001 à 2022, 52 relevés visuels de transects linéaires de la strate principale entre Rimouski/Forestville et L'Isle-aux-Coudres ont été effectués entre la fin de juillet et le début de septembre (tableau 2). À compter de 2007, 14 relevés de la strate aval entre Pointe-des-Monts et Rimouski ont été réalisés sur 8 ans de relevé entre la fin de juillet et le début de septembre (tableau 2). Les relevés d'une seule strate ont été effectués dans la même journée pour toutes les années de relevé, sauf en 2016 lorsque la strate aval a été couverte en deux jours et en 2022 lorsque les deux strates ont été couvertes sur une durée de deux jours au cours d'une période de deux semaines en raison d'intempéries. L'espacement entre les lignes pour les relevés visuels était toujours de 7,4 km (4 milles marins) dans la strate principale, mais la zone couverte a augmenté au fil des ans afin de tenir compte de l'expansion possible de l'aire d'été des bélugas. Par conséquent, 24 lignes ont été survolées en 2001, la zone de la strate principale a été étendue en 2003, ce qui a entraîné le survol de 26 ou 27 lignes de 2003 à 2008, et s'est étendue de nouveau en 2009, ce qui a entraîné le survol de 28 ou 29 lignes de 2009 à 2022 (tableau 2, voir aussi Gosselin *et al.* 2007, 2014, 2017). De petites variations de la longueur totale des transects sont également présentes au fil des années en raison de l'emplacement aléatoire des lignes de transect systématiques. L'espacement entre les lignes de la strate aval était de 18,5 km (10 milles marins) en 2007 et 2016, mais de 7,4 km (4 milles marins) pour toutes les autres années de relevé. Les résultats des relevés de 2001 à 2014 ont déjà été présentés (Lawson et Gosselin 2009, Gosselin *et al.* 2007, Gosselin *et al.* 2014, Gosselin *et al.* 2017), mais on les a analysés ici de nouveau en utilisant la nouvelle méthode de correction du biais de disponibilité et les fonctions gamma clés, le cas échéant.

Observations des bélugas

Dans la strate principale, on a observé une moyenne de 90 groupes (219 individus) pour un effort équivalent (c.-à-d. pondéré en fonction de l'effort total pour chaque relevé), avec un large éventail de 23 à 153 groupes (de 39 à 393 individus) observés au cours des 52 relevés (tableau 2, figure 3 et annexe 6). Vingt-sept des 52 relevés comprenaient des groupes dont la mesure de la distance n'avait pas été consignée, allant de 1 à 48 groupes (de 1 à 143 individus au total; tableau 2). Ces groupes dont les distances sont inconnues représentent entre 0,4 et 47 % des individus observés dans un relevé donné.

Dans la strate en aval, on a observé une moyenne de quatre groupes (22 individus) pour un effort équivalent (c.-à-d. pondéré en fonction de l'effort total pour chaque relevé), avec un éventail de 0 à 24 groupes (de 0 à 140 individus) au cours des 14 relevés (tableau 2, figure 3 et annexe 6). Des groupes dont les mesures de distance sont inconnues ont été observés dans un seul des relevés (trois groupes ou quatre individus, 5 % des individus observés; tableau 2). Sur les 14 relevés effectués en aval, des bélugas ont été observés dans seulement huit d'entre eux.

Courbe de détection

Les distributions des distances perpendiculaires pour chaque année (et à chaque altitude en 2005) ont fait état d'une variabilité sur le plan des distances et du nombre de valeurs aberrantes entre les années. La distance de troncature droite appliquée variait d'une année à l'autre, la distance utilisée la plus courte étant de 1 350 m en 2020. Aucune troncature n'a été utilisée en 2001, 2007, 2009 et 2016. En moyenne, 3,2 % (fourchette de 0 à 9,9 %) des observations ont été éliminées par troncature droite, en laissant de 44 à 709 chaque année pour l'estimation de la fonction de détection (tableau 3; annexe 7).

Dans la plupart des années de relevé, la fonction gamma clé a fourni la meilleure compatibilité de la fonction de détection avec les données (tableau 3). C'est seulement durant deux années de relevé (2019 et 2022) qu'une fonction taux de risque clé a donné une meilleure compatibilité que la fonction gamma clé, selon la comparaison de l'AIC. L'ajout de covariables à la fonction de détection a amélioré l'ajustement du modèle pendant toutes les années de relevé sauf trois (2003, 2008 et 2022; tableau 3). Les covariables sélectionnées ont varié au cours des années : Beaufort (cinq années de relevé), observateur (sept années de relevé), couleur de l'eau (une année de relevé), intensité des reflets (trois années de relevé), taille de la grappe (une année de relevé) et couverture nuageuse (une année de relevé). Les modèles sélectionnés ont produit des valeurs de demi-largeur de bande effective (DLBE) allant de 705 m en 2001 à 1 433 m en 2005 (à une altitude de 457 m; tableau 3).

Taille prévue du groupe

La taille brute du groupe a été testée sous forme de covariable dans les fonctions de détection et a été choisie comme covariable informative à une occasion. D'après les résultats du bootstrap, la taille moyenne prévue du groupe a subi une correction du biais de disponibilité, a été calculée pour chaque strate et passage de relevé et a varié de 3,07 à 15,24 dans la strate principale au cours des 52 relevés (moyenne de 5,62), ce qui souligne la façon dont les variables s'agrègent dans les relevés (tableau 4). Dans la strate en aval, la taille prévue du groupe variait de 1,50 à 61,79 lors des neuf relevés dans lesquels des bélugas ont été observés sur un total de 14 (moyenne de 13,05; tableau 4). La taille des groupes observée par les observateurs primaires, qui a varié d'une année à l'autre, est présentée à l'annexe 8.

Taux de rencontre

L'effort total de relevé (nombre de kilomètres de transects survolés) dans la strate principale entre Rimouski et L'Isle-aux-Coudres a varié entre les relevés selon l'emplacement des lignes de transect dans la zone de relevé. Il était en moyenne de 757 km, sauf en 2007 et 2008 lorsque les efforts ont doublé (c.-à-d. deux avions survolant le même transect à quelques minutes l'un de l'autre). On a élargi la zone de la strate principale après le relevé de 2001, et de nouveau après le relevé de 2008, en ajoutant des lignes de transect pour mieux couvrir la distribution des zones de densité élevée du béluga de l'ESL en été. Toutefois, dans tous les relevés, la distribution observée des bélugas est demeurée au centre de la zone étudiée, le nombre d'observations étant moindre sur les lignes situées aux extrémités de la strate. Le taux moyen de rencontre par relevé, estimé à l'aide de la méthode bootstrap, allait de 0,130 à 1,217 animal par kilomètre de transect dans la strate principale, avec une moyenne de 0,578 sur toute la série chronologique (tableau 4).

L'effort total de relevé dans la strate aval a également varié entre les relevés, selon l'emplacement des lignes de transect et le nombre de transects étudiés dans la zone de relevé, allant de 311 à 854 km survolés. Le taux moyen de rencontre par relevé dans cette strate allait de 0,002 à 0,455 animal par kilomètre de transect, avec une moyenne de 0,101 sur toute la série chronologique (tableau 4).

Estimation du biais de perception

La configuration à deux plateformes, utilisée pour estimer le biais de perception, n'a été accessible que durant cinq années de relevé au cours de cette série chronologique (2015, 2016, 2019, 2021 et 2022). Comme nous l'avons indiqué précédemment, on a fondé les observations en double entre les observateurs primaires et secondaires du côté droit des avions sur la coïncidence d'emplacement en utilisant des seuils de temps et de clinomètre de 10 s et de 10°. Seules les observations relevées pendant que les deux observateurs étaient à l'œuvre

ont été prises en considération pour cette analyse. Durant chaque année de relevé servant à l'analyse du biais de perception, moins de 3 % des doublons ont été jugés ambigus (p. ex. une observation par l'observateur primaire pouvant correspondre à plusieurs observations secondaires, lorsque le choix des couples avait une incidence sur le nombre de couples d'unités répétées attribués) et ont dû être affectés manuellement.

D'après les données de 2015, 73 observations uniques de bélugas ont été consignées par les observateurs assis du côté droit de l'avion. Parmi ces observations, 29 ont été considérées comme des doublons entre les observateurs primaires et secondaires. L'analyse EDMR, pour laquelle on a utilisé les mêmes distances de troncature droite que la fonction de détection pour le relevé de 2015 (voir le texte ci-dessus et le tableau 5), nous a permis de déterminer que le meilleur modèle comportait une fonction gamma clé (sans ajustement) et ne contenait aucune covariable. Ce modèle a donné une estimation du biais de perception ou une valeur $p(0)$ primaire de 0,593 (CV = 19,9 %, tableau 5). Cette valeur $p(0)$ primaire a été utilisée pour corriger les indices d'abondance de 2015.

D'après les données de 2016, 120 observations uniques de bélugas étaient disponibles pour l'estimation de la valeur $p(0)$. Parmi celles-ci, 14 observations étaient des doublons. En utilisant les mêmes distances de troncature que la fonction de détection pour le relevé de 2016 (voir le texte ci-dessus et le tableau 5), on a déterminé que le meilleur modèle était un modèle EDMR comportant une fonction gamma clé (ajustement polynomial) et deux covariables, soit l'intensité des reflets et la couverture nuageuse. Ce modèle a donné une valeur $p(0)$ primaire de 0,142 (CV = 47,3 %, tableau 5). Cette estimation du biais de perception est déraisonnablement faible, ce qui est probablement dû à l'inexpérience des observateurs secondaires cette année-là, qui en étaient à leur premier jour de relevé. Par conséquent, la valeur $p(0)$ primaire calculée à partir des données de 2016 a été éliminée. La valeur moyenne $p(0)$ (voir ci-dessous) a été appliquée en 2016, comme pour les années n'ayant produit aucune donnée selon la configuration à deux plateformes.

Les données recueillies en 2019 avec la configuration à deux plateformes dans le Twin Otter ont fait état de 277 observations uniques de bélugas, dont 89 étaient des doublons. En utilisant les mêmes distances de troncature que la fonction de détection pour le relevé de 2019 (voir le texte ci-dessus et le tableau 5), on a déterminé que le meilleur modèle était un modèle EDMR comportant une fonction taux de risque clé (sans ajustement) et trois covariables, soit la couverture nuageuse, la visibilité et la couleur de l'eau. Ce modèle a donné une valeur primaire $p(0)$ de 0,514 (CV = 12,8 %, tableau 5). Cette valeur $p(0)$ primaire a été utilisée pour corriger les indices d'abondance de 2019.

En 2021, seulement trois observations uniques de bélugas ont été consignées par les observateurs assis du côté droit de l'avion, dont deux étaient des doublons. En raison du faible nombre d'observations, il n'a pas été possible d'appliquer de modèle EDMR (tableau 5). Par conséquent, aucune estimation du biais de perception n'a été calculée à partir des données de 2021.

En 2022, 15 observations uniques de bélugas ont été consignées par les observateurs assis du côté droit de l'avion, dont sept étaient des doublons. En utilisant les mêmes distances de troncature que la courbe de 2022 (voir le texte ci-dessus et le tableau 5), on a déterminé que le meilleur modèle était un modèle EDMR comportant une fonction demi-normale clé (sans ajustement) et ne contenant aucune covariable. Ce modèle a une valeur primaire $p(0)$ de 0,748 (CV = 23,2 %, tableau 5), qui a été utilisée pour corriger les indices d'abondance de 2022.

Seules les valeurs primaires $p(0)$ tirées des données de 2015 et de 2022 ont été utilisées pour estimer le biais de perception moyen en vue de son application aux relevés sans configuration à deux plateformes et pour 2016 lorsque les données tirées de la configuration à deux

plateformes ont été rejetées. La valeur primaire $p(0)$ moyenne pour ces deux années de relevé était de 0,670 (CV = 27,5 %, tableau 5). La valeur primaire $p(0)$ calculée à partir des données de 2019 n'a pas été incluse dans cette moyenne en raison de l'utilisation d'un avion Twin Otter cette année-là, une plateforme qui offre un champ de vision différent de celui des avions plus petits utilisés au cours des autres années (Cessna 337 et Partenavia).

Dénombrements dans la rivière Saguenay

Le dénombrement dans la rivière Saguenay, considéré comme un décompte total, peut représenter jusqu'à 15 % de l'estimation de l'abondance (après correction des biais de disponibilité et de perception), mais ne représentait que 1,9 % de l'estimation moyenne de l'abondance entièrement corrigée. Le nombre de bélugas dans la rivière Saguenay peut changer de jour en jour, comme on l'a vu en août 2005 (tableau 6), et varier de zéro (à plusieurs occasions) à un maximum de 163 animaux en 2022.

Estimations de l'abondance à partir des relevés visuels

Dans la strate principale, les indices d'abondance par relevé avec correction du biais de disponibilité seulement allaient de 358 animaux (2009, passage 4) à 3 504 animaux (2018, passage 2; tableau 6). Dans la strate en aval, les mêmes indices d'abondance partiellement corrigés allaient de zéro (relevés multiples) à un maximum de 1 827 animaux (2018, passage 2; tableau 6). La correction du biais de perception de ces indices a augmenté ces valeurs de 55 % en moyenne, ce qui a permis d'obtenir des estimations d'abondance entièrement corrigées de 556 à 5 717 animaux dans la strate principale (y compris les dénombrements dans la rivière Saguenay) et de 0 à 2 727 animaux dans la strate aval (tableau 6). L'estimation de l'abondance la plus élevée dans la strate aval a été observée en 2018 au cours du deuxième passage à la suite de l'observation de deux très grands groupes (tailles brutes des groupes de 75 et 60 animaux; ~215 et ~169 après correction du biais de disponibilité, respectivement) qui ont été détectés sur la même ligne de transect. Ces groupes étaient exceptionnellement importants, soit de 18 à 23 fois plus élevés que la taille moyenne brute des groupes pour tous les autres relevés de la strate aval et de 3,8 à 4,7 fois plus importants que le troisième groupe le plus grand vu dans cette strate (16 individus en 2021).

La somme des estimations moyennes de l'abondance des deux strates a donné des estimations finales et entièrement corrigées de la population, allant de 1 257 animaux en 2022 (CV : 31,8 %, IC à 95 % : de 684 à 2 311), à 4 981 animaux en 2018 (CV : 23,9 %, IC à 95 % : de 3 138 à 7 907; tableau 6).

COMPARAISON DES RELEVÉS PHOTOGRAPHIQUES ET VISUELS

Les estimations moyennes de l'abondance tirées des relevés visuels étaient systématiquement plus élevées que celles des relevés photographiques une fois qu'elles ont été entièrement corrigées pour qu'elles tiennent compte à la fois des biais de disponibilité et de perception (figure 4). La variance associée aux relevés visuels dépassait en outre généralement celle des relevés photographiques, sauf durant les années où plusieurs relevés visuels ont été répétés.

Les relevés photographiques et visuels n'ont été menés en même temps, depuis le même avion, qu'en 2019. Cela a permis de comparer plus directement les résultats des deux méthodes de relevé, mais a également limité la couverture des relevés photographiques étant donné le besoin de tenir compte de la conception des relevés visuels en volant à une faible altitude et en maintenant une distance de 4 milles marins entre les transects. Pour les deux types de relevés, le premier passage des relevés de 2019 (13 août) a donné les estimations d'abondance les plus faibles et le deuxième passage (14 août), les plus hautes. L'estimation de

l'abondance entièrement corrigée de 2019 pour tous les passages combinés était légèrement plus élevée pour le relevé photographique (2 119, CV : 12,6 %, IC à 95 % : de 1 657 à 2 710) que pour le relevé visuel (1 957, CV : 16,7 %, IC à 95 % : de 1 414 à 2 709).

COMPARAISON AVEC LA MÉTHODOLOGIE PRÉCÉDENTE

Pour les relevés photographiques, les estimations d'abondance obtenues à l'aide de la méthode acceptée précédemment, où un facteur de correction du biais de disponibilité de 2,09 (correspondant à une estimation du biais de disponibilité de 0,478) a été appliqué *a posteriori* aux indices de surface, étaient systématiquement inférieures aux estimations obtenues à l'aide de notre nouvelle méthode (figure 4). L'estimation du biais de disponibilité de 0,478 a été calculée pour un chevauchement de photos de 30 % et un intervalle de prise de vue de 16 s, une condition qui n'a pas été cohérente entre les relevés (annexe 3). En 2019, par exemple, le chevauchement (de 36 à 39 %) et l'intervalle de prise de vue (de 3 à 6 s) s'écartent largement de ces valeurs. L'étude sur la disponibilité utilisant les données provenant des balises a révélé une diminution de 6,0 à 9,7 % de la probabilité de photographier un béluga dans au moins un des deux clichés consécutifs lorsque l'intervalle de prise de vue est passé de 16 s (0,371) à 3 à 6 s (Lesage *et al.* 2023). En ajustant la correction du biais de disponibilité de 2,09 en fonction de cela et du chevauchement plus élevé des photos en 2019, on a obtenu une réduction de la disponibilité de 6 à 9,7 %, ce qui correspond à des facteurs de correction de 2,21 à 2,26 selon le relevé. Même après qu'on a apporté des ajustements en fonction de ces conditions de relevé plus réalistes, les estimations de l'abondance utilisant la méthode acceptée précédemment sont demeurées inférieures à celles obtenues à l'aide de la nouvelle méthode (figure 4, voir les estimations de 2019).

Pour les relevés visuels, en comparant les abondances de surface de 2001 à 2014 calculées à l'aide de la méthode de troncature gauche avec les fonctions demi-normale ou taux de risque clés avec celles obtenues à l'aide d'une fonction gamma clé sans troncature gauche, nous avons observé une meilleure compatibilité de la fonction de détection avec les données, mais des effets variables sur les indices d'abondance de surface. Par exemple, l'utilisation de la nouvelle analyse a entraîné une augmentation de 2 à 67 % des indices d'abondance de surface (moyenne de 24 % par rapport à la méthode traditionnelle) dans 27 relevés, mais une diminution de 2 à 46 % (moyenne de 18 %) dans 10 autres relevés (données non présentées). La nouvelle méthode d'estimation du biais de disponibilité appliqué ici (mise au point par Lesage *et al.* 2023) a entraîné une augmentation des indices d'abondance de 15 % en moyenne par rapport à l'utilisation du facteur fixe de correction du biais de disponibilité de 0,478 (Kingsley et Gauthier 2002, Lawson et Gosselin 2009, Gosselin *et al.* 2007, Gosselin *et al.* 2014, Gosselin *et al.* 2017) [tableau 7], sauf en 2005 et 2019 lorsque la nouvelle méthode a entraîné une diminution du biais de disponibilité d'environ 4 % et de 32 %, respectivement. Dans les analyses des relevés précédents, aucune correction du biais de perception n'a été appliquée, mais son utilisation dans la présente étude a donné des estimations d'abondance entièrement corrigées qui étaient de 1,5 à 2 fois supérieures aux indices d'abondance corrigés uniquement en fonction de la disponibilité (tableau 7).

DISCUSSION

Depuis 1990, une série chronologique considérable de relevés photographiques (11 relevés en huit ans) et visuels (52 relevés en 14 ans) a été constituée pour estimer l'abondance des bélugas de l'ESL et les tendances démographiques. L'effort déployé pour les relevés photographiques et visuels (couvrant respectivement environ 50 % et 12 % de la zone de relevé) est considéré comme exemplairement élevé chez les populations de mammifères marins. Même si les analyses antérieures ont été suffisantes pour produire des indices

d'abondance pour la population de bélugas de l'ESL, la présente étude constitue un grand pas en avant non seulement pour améliorer la précision et l'exactitude des estimations de l'abondance, mais aussi pour comprendre les mises en garde associées à la mise en application des différentes méthodes de réalisation et d'analyse des relevés aériens.

L'un des changements méthodologiques appliqués à l'analyse des relevés visuels a été l'utilisation d'une fonction gamma clé en vue de la sélection du modèle pour la fonction de détection. Les études antérieures sur les bélugas et d'autres espèces de cétacés appliquaient généralement une fonction taux de risque ou demi-normale clé, comme c'était la norme pour de telles analyses compte tenu des outils mis à disposition (Buckland *et al.* 2001, Thomas *et al.* 2009). Récemment, la fonction gamma clé a été intégrée aux progiciels R servant à l'analyse d'échantillonnage de la distance (Laake *et al.* 2013). Cette fonction clé a l'avantage d'offrir une meilleure concordance des données pour lesquelles la probabilité maximale de détection n'est pas sur la trace linéaire, comme c'est le cas pour les relevés aériens utilisant des avions ayant un angle mort sous l'appareil. L'utilisation d'une fonction gamma clé élimine le besoin de troncature gauche, qui est généralement nécessaire pour répondre à l'hypothèse que la probabilité maximale de détection se produit sur la trace linéaire (Buckland *et al.* 2001). Par conséquent, comparativement à la fonction demi-normale ou taux de risque, la fonction gamma clé permet d'obtenir une concordance plus objective des données, tout en conservant l'ensemble des observations effectuées près de l'avion durant l'analyse.

Les facteurs de correction du biais de disponibilité appliqués dans la présente étude différaient de ceux des analyses antérieures en ce sens qu'on les a élaborés spécifiquement pour la zone d'étude en tenant compte de l'hétérogénéité des facteurs environnementaux et comportementaux influant sur la détection des bélugas à la surface de l'eau (ou à proximité) (Lesage *et al.* 2023). Ces nouveaux facteurs de correction ont été appliqués à chaque observation en fonction de sa position et, dans le cas des relevés visuels, des caractéristiques de l'avion (celles qui affectent le champ de vision de l'observateur) et de la distance perpendiculaire de l'observation à partir de l'avion. Les facteurs de correction se rapportaient en outre spécifiquement aux conditions des relevés photographiques et visuels, c.-à-d. que l'on a tenu compte du temps de détection instantané ou prolongé disponible pour ces deux types de relevés, respectivement. Le nouveau facteur de correction pour les relevés photographiques était généralement plus élevé que la correction instantanée précédente, qui découlait de l'observation de l'apparition et de la disparition des groupes de bélugas à partir d'un hélicoptère stationnaire (Kingsley et Gauthier 2002). Dans le cadre de l'étude de Kingsley et Gauthier (2002), deux facteurs pourraient avoir entraîné une surestimation de la disponibilité et, par conséquent, un facteur de correction plus faible : 1) l'hypothèse selon laquelle le comportement en surface était synchrone au sein d'un groupe, puisque les auteurs ont utilisé le nombre maximal de bélugas simultanément visibles à tout moment en tant que mesure de la taille et de la disponibilité du groupe (c.-à-d. pour estimer la proportion d'individus visibles); 2) la sous-estimation probable de l'utilisation par les bélugas de la zone en amont de la rivière Saguenay, où la disponibilité est moindre par rapport aux autres zones en raison de la turbidité et du comportement en plongée (Lesage *et al.* 2023).

Les nouveaux facteurs de correction pour les relevés visuels effectués avec les avions Cessna 337 ou Partenavia P68 Observer étaient par hasard similaires au facteur de correction instantané de 2,09 qui a été appliqué aux relevés visuels, mais qui avait été initialement mis au point pour les relevés photographiques. Les facteurs de correction étaient beaucoup plus faibles pour le Twin Otter en raison du champ de vision plus grand de la plateforme fournie aux observateurs (170°) que celle du Cessna ou du Partenavia (130°; Lesage *et al.* 2023). Ces résultats mettent l'accent sur l'incidence majeure que le champ de vision et la distance de vision des observateurs à partir de l'aéronef ont sur les estimations d'abondance. Pourtant, les relevés

aériens d'autres populations de bélugas ou d'autres cétacés tiennent rarement compte de ces facteurs et n'appliquent directement qu'*a posteriori* un facteur de correction instantané aux estimations d'abondance (p. ex. Hammond *et al.* 2013, Watt *et al.* 2021, Gosselin *et al.* 2013, Gosselin *et al.* 2014, Gosselin *et al.* 2017, Marcoux *et al.* 2016, Heide-Jørgensen et Acquarone 2002, Marcoux *et al.*¹). Ces facteurs de correction du biais de disponibilité conviennent aux relevés photographiques instantanés dans des environnements homogènes, mais pourraient ne pas être représentatifs de la véritable disponibilité pendant les relevés visuels parce qu'ils ne tiennent pas compte de la variabilité de la durée pendant laquelle un point donné à la surface de l'eau reste dans le champ de vision de l'observateur, selon sa distance par rapport à la trace linéaire. Par exemple, les points situés à 300, 600 et 1 000 m restent dans le champ de vision d'un observateur pendant environ 20, 40 et 67 s dans un Cessna 337 ou un Partenavia P68 Observer, et pendant environ 133, 311 et 444 s dans un Twin Otter, valeurs qui sont beaucoup plus élevées que le temps de visualisation de 0 à 1 s estimé à l'aide d'un facteur de correction instantanée. Par conséquent, les études utilisant de tels facteurs de correction instantanée ont probablement surestimé l'abondance, à moins que le temps réel de visionnement ait été extrêmement court.

Dans les évaluations précédentes, les variances associées au facteur de correction et aux indices d'abondance étaient simplement combinées. Cependant, puisque nous avons appliqué directement la correction du biais de disponibilité à chaque observation pour corriger la taille de la grappe avant d'estimer l'indice de surface, il était nécessaire d'envisager une méthode différente pour l'estimation de la variance. Dans ce cas-ci, on a obtenu un terme de variance qui combinait la variance de l'estimation de la disponibilité avec celle de l'estimation de l'indice de surface en générant d'abord 5 000 valeurs de disponibilité possibles pour chaque groupe de bélugas observé et détecté, en calculant un indice d'abondance associé à chacune de ces corrections de disponibilité et, enfin, en calculant la variance moyenne des indices d'abondance individuels combinés à la variance des 5 000 indices. Durant les analyses préliminaires, une méthode bootstrap a été testée pour tenir compte de ces variances, mais cette méthode a été rejetée plus tard parce que, dans de nombreux réplicats de bootstrap provenant des relevés visuels en particulier, nous avons noté que les itérations qui rééchantillaient de façon disproportionnée les transects ayant des concentrations très élevées d'animaux, ou inversement les transects n'ayant aucune observation, produisaient des estimations d'abondance extrêmes et entraînaient des distributions très déséquilibrées des valeurs d'abondance. La méthode actuellement appliquée est plus robuste puisqu'elle élimine le besoin de rééchantillonner. Pourtant, il faudrait explorer d'autres méthodes, notamment les méthodes bayésiennes, car elles pourraient améliorer la précision et l'exactitude des estimations de l'abondance, surtout pour les relevés visuels.

Un changement majeur a été apporté à l'analyse des données des relevés visuels, à savoir l'utilisation d'un facteur de correction du biais de perception. Une configuration à deux plateformes pendant les relevés visuels a été appliquée durant cinq années de relevé, avec suffisamment de données fiables pour le calcul des facteurs de correction du biais de perception pendant trois de ces années (c.-à-d. 2015, 2019 et 2022). Les estimations de l'abondance dans l'ESL publiées à ce jour n'ont été que partiellement corrigées (c.-à-d. sur le plan de la disponibilité seulement) et ont donc été sous-estimées. Comme on s'y attendait, la correction des estimations de l'abondance à partir des relevés visuels en ce qui a trait aux biais

¹ Marcoux, M., Mayette, A., Ferguson, M., Hornby, C. et Loseto, L.L. Beluga whales (*Delphinapterus leucas*) abundance estimate from the 2019 aerial surveys of the Eastern Beaufort Sea population. En préparation

de disponibilité et de perception a donné des estimations plus élevées. Il importe de noter que les estimations du biais de perception calculées ici ne sont pas comparables à celles qui ont été publiées par ailleurs à partir de relevés effectués avec une configuration à deux plateformes des deux côtés de l'avion, comme c'est souvent le cas pour les relevés de bélugas dans l'Arctique canadien (Marcoux *et al.* 2016, Watt *et al.* 2021). Dans les relevés de la population de bélugas de l'ESL, la configuration à deux plateformes n'était possible que du côté droit de l'avion, compte tenu des aéronefs utilisés pendant toutes les années, sauf en 2019. Par conséquent, les biais de perception calculés ($p[0]$ primaire) ne s'appliquent qu'aux observateurs primaires de chaque côté de l'avion, dont les observations sont utilisées pour calculer les estimations de l'abondance de surface. En revanche, les relevés menés avec une configuration à deux plateformes des deux côtés de l'aéronef calculent généralement l'abondance de surface en fonction du nombre total d'observations uniques des deux observateurs, c.-à-d. celles qui sont vues uniquement par l'observateur primaire, celles qui le sont uniquement par l'observateur secondaire et celles qui le sont par les deux observateurs. Étant donné que l'estimation de surface est déjà fondée sur les observations de deux observateurs, l'estimation du biais de perception pour les observateurs combinés ($p[0]$ combiné) sera toujours plus élevée, c.-à-d. qu'elle n'augmentera pas autant l'abondance, comparativement à l'estimation du biais applicable uniquement aux observateurs primaires ($p[0]$ primaire). Toutefois, il importe de noter que les valeurs $p(0)$ combinées qui ont été calculées dans le cadre de la présente étude se situaient entre 0,748 et 0,936, ce qui est comparable à celles obtenues dans les études des bélugas à l'aide de plateformes à deux observateurs des deux côtés de l'avion (p. ex. 0,95 consigné par Watt *et al.* [2021] dans la baie Cumberland, 0,920 consigné par Heide-Jørgensen *et al.* [2013] dans la polynie des eaux du Nord et entre 0,979 et 0,985 consigné par Hobbs *et al.* [2000] dans le golfe de Cook). Les estimations des valeurs $p(0)$ primaires calculées dans le cadre de la présente étude sont également similaires à celles qui ont été calculées pour les populations de bélugas de la baie James et des îles Belcher dans l'est de la baie d'Hudson dans les relevés visuels de 2015 et 2021 ($p[0]$ primaire = 0,392 et 0,601, respectivement), pour lesquels on a utilisé le même petit avion et le même protocole que pour les relevés dans l'ESL.

Les différences entre les années en ce qui a trait aux estimations du biais de perception pour les relevés des bélugas de l'ESL peuvent être liées à quelques causes possibles. Tout d'abord, l'expérience différente des observateurs assis dans le siège primaire et le siège secondaire peut avoir une incidence sur le biais de perception. En 2015, par exemple, l'observateur le moins expérimenté était l'observateur secondaire, ce qui a donné une estimation du biais de perception plus faible, c'est-à-dire une correction plus élevée, comparativement aux relevés de 2022, lorsque les niveaux d'expérience des deux observateurs du côté droit étaient plus semblables. Dans les cas où les observateurs ont des degrés d'expérience différents, la rotation des postes d'observation pendant les relevés permettrait de veiller à ce que les indices d'abondance et le facteur de correction du biais de perception soient représentatifs des observateurs dans leur ensemble. Lorsque l'observateur le moins expérimenté est constamment assis en position secondaire, cela pourrait entraîner une sous-estimation des abondances corrigées, car on calcule les indices d'abondance en commençant par l'observateur le plus expérimenté (primaire), puis on les corrige pour tenir compte du biais de perception du moins expérimenté. Deuxièmement, les différences entre les plateformes peuvent également influencer sur le biais de perception en raison des différences dans les champs de vision. Par exemple, le champ de vision horizontal (de l'avant vers l'arrière) et vertical (près de l'avion jusqu'au loin) est plus grand dans le Twin Otter que dans les plus petits avions utilisés pour les relevés des bélugas de l'ESL. Étant donné ces différences, les modèles de recherche des observateurs peuvent varier d'une plateforme à l'autre, ce qui influe sur les estimations du biais de perception. Enfin, les différentes conditions environnementales ou la distribution et le regroupement des bélugas pourraient également entraîner une fluctuation des estimations du

biais de perception. Par exemple, l'apparition soudaine de plusieurs groupes sur une courte distance pourrait réduire la capacité des observateurs de les consigner tous ou avec précision (en ce qui concerne la position et la taille de la grappe), comparativement à des groupes plus dispersés sur les transects, et pourrait compliquer la détection des observations en double. D'autres études utilisant la configuration à deux plateformes seront nécessaires pour que l'on puisse mieux étudier les causes de la variabilité des facteurs de correction du biais de perception. Jusqu'à ce que ces renseignements soient obtenus, nous pouvons seulement présumer que les facteurs de correction du biais de perception de 2015 et de 2022 sont également représentatifs des relevés pour lesquels on a utilisé le même protocole et les mêmes types d'aéronefs ainsi qu'appliquer la valeur $p(0)$ moyenne de ces deux relevés à ceux pour lesquels aucune configuration à deux plateformes n'a été utilisée.

Lorsque la rivière Saguenay a fait l'objet de relevés, le nombre total d'animaux observés dans la rivière a été ajouté aux estimations d'abondance de la strate principale, après correction des biais de disponibilité et de perception. Cependant, le nombre d'animaux observés dans la rivière Saguenay n'a pas été corrigé en fonction de ces biais. Étant donné la forme de la trace linéaire lorsque l'avion suit le parcours de la rivière et les variations d'altitude dues aux obstacles physiques (lignes électriques) le long de la rivière, les observateurs à bord sont en mesure de détecter plus facilement les animaux devant l'avion et pourraient consigner des animaux deux fois lorsque l'avion remonte et descend la rivière. Ainsi, les observations de bélugas qu'effectuent les différents observateurs ne sont pas entièrement indépendantes et pourraient se chevaucher. De plus, les différences de turbidité de l'eau du Saguenay et les différences potentielles de comportement des bélugas dans cette zone comparativement aux strates principale et en aval indiquent que d'autres facteurs de correction devront être élaborés spécifiquement pour la rivière Saguenay si ces données devaient être corrigées. En l'absence d'une telle correction, les animaux observés dans la rivière Saguenay à ce jour ont été pris dans leur ensemble et ajoutés à l'estimation de l'abondance de la strate principale. Cependant, ces données sous-estiment probablement le nombre réel de bélugas dans la rivière à un moment donné.

Lors des relevés aériens de petites populations ayant une distribution regroupée, comme c'est le cas pour les bélugas de l'ESL, deux sources d'incertitude surgissent généralement : 1) une distribution inégale de la taille du groupe entre les observations, qui influe sur la taille moyenne prévue du groupe et, par conséquent, sur les estimations de la densité; 2) une distribution inégale des grappes entre les lignes, qui a une incidence sur le taux de rencontre (Gosselin *et al.*, 2007). Les relevés visuels de 2018 en sont un exemple : la taille moyenne du groupe consignée était plus élevée que dans les autres relevés. Si cette observation des groupes importants était un artéfact de la méthode de collecte de données de l'observateur dans les zones de fortes densités de bélugas (c.-à-d. si les groupes qui auraient dû être consignés séparément ont été regroupés et associés à une mesure commune d'inclinomètre approximative), on obtiendrait une distance perpendiculaire inférieure à la moyenne des distances perpendiculaires de plusieurs groupes en utilisant la mesure d'inclinomètre en degrés au centre de chaque groupe. Cela pourrait donner des estimations plus étroites de la DLBE et des estimations plus élevées de l'abondance. Cependant, il n'est pas possible de déterminer si les groupes plus importants consignés en 2018 sont le résultat du comportement de l'observateur ou si les tailles des groupes étaient réellement différentes cette année-là. Au cours des années de relevé présentant un regroupement plus important et, par conséquent, une plus grande hétérogénéité du nombre de groupes observés par ligne de transect, on s'attend à des valeurs extrêmes, indépendamment de la méthode d'estimation de la variance.

La distribution fortement regroupée de cette petite population de bélugas pose un défi considérable pour l'estimation de l'abondance (Gosselin *et al.* 2007). Une couverture élevée de

la zone d'étude et la multiplication des relevés peuvent permettre de remédier à cette caractéristique inhérente de la population de bélugas de l'ESL. Les relevés photographiques et visuels présentent tous deux des avantages et des inconvénients dans ce contexte. Les études photographiques antérieures sur pellicule grand format offraient une couverture d'environ 50 % de la zone d'étude, mais les coûts de la pellicule et le temps considérable nécessaire à la lecture des photos n'ont pas permis la reproduction du relevé plus d'une fois par année. Le passage aux images numériques de petit format en 2019 a accéléré le processus de lecture, mais les limites de la résolution et des objectifs de l'appareil photo (35 mm) ont réduit l'altitude de vol à un maximum de 1 000 pi. Par conséquent, l'empreinte des transects couverte par les photographies a diminué. Toutefois, il n'existe actuellement aucun appareil photo numérique qui pourrait offrir une largeur de bande comparable à celle des photographies grand format (1,8 km) tout en maintenant la résolution nécessaire pour détecter adéquatement les bélugas adultes et les veaux, selon les tests que nous avons effectués avec les appareils photo numériques grand format utilisés pour les relevés des phoques du Groenland (UltraCam de Vexcel). Les relevés effectués avec ces appareils photo numériques grand format ont le même coût horaire de vol que les appareils photo à pellicule grand format, mais ils seraient plus coûteux puisqu'il faudrait plus de lignes de vol pour obtenir une couverture de 50 % compte tenu de la limite de résolution. Évidemment, le développement de la photographie numérique pourrait surmonter ce problème au cours des prochaines années. Bien que la couverture totale de la zone de relevé ait diminué en raison de ces limites, la baisse du coût global de l'imagerie numérique petit format comparativement à la pellicule grand format a permis d'augmenter le nombre de relevés reproduits. Les relevés photographiques ont également l'avantage de conserver un dossier visuel permanent, de fournir des estimations de la proportion de veaux nouveau-nés et de jeunes d'un an ainsi que de permettre de refaire les décomptes avec différents lecteurs, éliminant ainsi le besoin de corriger le biais de perception. Les relevés visuels assurent des couvertures relativement comparables à celles des images numériques de petit format (de 10 à 15 %), mais ils nécessitent une correction du biais de perception et ne permettent pas de repérer et de compter les veaux de manière fiable. Cependant, les relevés visuels sont généralement moins coûteux à réaliser. Par conséquent, ils peuvent être répétés un plus grand nombre de fois que les relevés photographiques pour le même prix, étant donné l'absence de coûts de lecture des photos. L'utilisation d'un Cessna 337 ou Partenavia P68 Observer coûte environ cinq fois moins cher que celle d'un Twin Otter. Cependant, le champ de vision et la capacité de sièges des plateformes diffèrent pour les expériences à deux plateformes, ce qui a une incidence directe sur l'estimation des biais de disponibilité et de perception (Lesage *et al.* 2023, la présente étude).

En 2019, on a effectué des relevés photographiques numériques en même temps que des relevés visuels avec une configuration à deux plateformes à bord d'un Twin Otter le long de transects espacés de 4 milles marins afin de tenir compte de la plus grande distance de détection des relevés visuels et d'éviter le double comptage des bélugas sur les transects adjacents. Malgré la couverture inférieure, la reprise du relevé (quatre fois) a réduit l'incertitude quant aux estimations de l'abondance pour les relevés photographiques et visuels. Le Twin Otter offrait un champ de vision plus large, ce qui a réduit considérablement la correction du biais de disponibilité requise par rapport à un avion plus petit. Il permet également des expériences à deux plateformes des deux côtés de l'avion (même si cela n'a pas été fait en 2019), comparativement à un seul côté pour les avions Cessna et Partenavia. Il est souhaitable de trouver des moyens d'augmenter la couverture grâce à la technologie des appareils photo, à l'altitude de vol ou à l'espacement des transects. Dans le cas des relevés visuels, l'espacement actuel des transects (tous les 4 milles marins) ne permet pas d'augmenter le nombre de transects, car cela pourrait entraîner un double comptage pour les observations à distance. Néanmoins, il est possible d'accroître la couverture grâce à la répétition des relevés dans un

court laps de temps. Bien que plusieurs relevés mettent en évidence la grande variabilité de la détection et de la distribution des bélugas au fil du temps, même pendant quelques jours seulement (p. ex. Gosselin *et al.* 2007), nos résultats démontrent clairement que la répétition des relevés à l'intérieur d'un an peut augmenter la précision des estimations de l'abondance pour les relevés tant photographiques que visuels. Par conséquent, la réplication des relevés devrait être mise en œuvre à l'avenir, quel que soit le type de relevé effectué. Cependant, la variabilité des estimations de l'abondance observées au cours des années et entre les années nous rappelle également que l'on doit prendre soin d'interpréter les estimations d'abondance des relevés à la valeur du point milieu, c'est-à-dire en dehors du cadre d'un modèle de dynamique de la population. Dans cette série chronologique, certaines variations entre les années, qui ne sont pas biologiquement plausibles, devraient faire l'objet d'une étude plus approfondie. Un modèle de population peut tenir compte de nombreuses sources d'information (p. ex. données sur la structure par âge, taux de survie et de mortalité ainsi que données sur les grossesses et les carcasses) en plus des estimations d'abondance des relevés aériens pour restreindre les tendances et la dynamique de la population dans une fourchette biologique plausible tout en tenant compte explicitement de l'incertitude (Tinker *et al.* sous presse).

REMERCIEMENTS

Nous remercions les nombreux observateurs de mammifères marins et lecteurs de photos qui ont participé aux relevés tout au long des années : Pierre Carter, Virginie Chadenet, Thomas Doniol-Valcroze, Richard Labbé, Yves Morin, Pierre Rivard, Jean-François Ouellet, Alain Carpentier, Angelia Vanderlaan, Samuel Turgeon, Joanie van de Walle, Valérie Harvey, Caroline Sauv , Claudie Lacroix-Lepage, Isabeau Pratte, Antoine Dispas, Camille Mancion, Pascale Caissy, Talia Koll-Egyed, Serge Aucoin, Kerrith McKay, Victoria Graveline-Renaud, Myriam-Esther Hadland, Miranda Unger, Sophie B dard, Josiane Riopel, Kathy Bajzak, Am lie Robillard, Paul Roy, Michael Kozicki, Wybrand Hoek, Anne Evely, Garry Sleno, Isabelle Gauthier, Serge Gosselin, Lucie Lavigneur, Coralie Tournois et Sandrine Guittard. Les avions utilis s pour les relev s des b lugas ont  t  fournis par Hauts-Monts Inc. en 2001, 2003 et 2005, par SASAIR en 2007, 2008, 2009, 2015, 2016, 2021 et 2022 et par Air Montmagny en 2014, 2018, 2021 et 2022. Les avions utilis s pour les relev s photographiques ont  t  fournis par Hauts-Monts (de 1990   2009) et par PAL Airlines en 2019. Nous sommes reconnaissants envers tous les pilotes qui ont travaill  avec nous au cours des ann es. Ces relev s ont  t  financ s par le Fonds r gional et le Fonds interminist riel pour le r tablissement des esp ces en p ril, par un important fonds de relev  de l'initiative r gionale des sciences des  cosyst mes et par le Centre d'expertise sur les mammif res marins (CEMAM).

RÉFÉRENCES CITÉES

- Bailey, R. et Zinger, N. 1995. St. Lawrence beluga recovery plan. World Wildlife Fund.
- Bivand, R. S., Pebesma, E. J., Gómez-Rubio, V. et Pebesma, E. J. 2013. Applied spatial data analysis with R. Springer, New York.
- Boivin, Y. 1990. Survol aérien pour l'estimation de la distribution saisonnière et des déplacements des belugas. Institut national d'écotoxicologie du Saint-Laurent.
- Brennin, R., Murray, B. W., White, B. N., Clayton, J. W., Friesen, M. K. et Maiers, L. D. 1997. Population genetic structure of beluga whales (*Delphinapterus leucas*): mitochondrial DNA sequence variation within and among North American populations. *Can. J. Zool.* 75, 795-802.
- Brown Gladden, J., Ferguson, M. et Clayton, J. 1997. Matriarchal genetic population structure of North American beluga whales *Delphinapterus leucas* (Cetacea: Monodontidae). *Mol. Ecol.* 6, 1033-1046.
- Buckland, S. T., Anderson, D. R., Burnham, K. P., Laake, J. L., Borchers, D. L. et Thomas, L. 2001. Introduction to distance sampling: estimating abundance of biological populations. Oxford University Press, New York.
- Buckland, S. T., Russell, R. E., Dickson, B. G., Saab, V. A., Gorman, D. N. et Block, W. M. 2009. Analyzing designed experiments in distance sampling. *J. Agric. Biol. Environ. Stat.* 14, 432-442.
- 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.
- Cochran, W. G. 1977. Sampling techniques. 3rd Edition, John Wiley & Sons, New York.
- COSEPAC. 2014. Évaluation et Rapport de situation du COSEPAC sur le béluga (*Delphinapterus leucas*), population de l'estuaire du Saint-Laurent, au Canada. Comité sur la situation des espèces en péril au Canada. Ottawa. xiv + 73 p.
- De March, B. et Postma, L. 2003. Molecular genetic stock discrimination of belugas (*Delphinapterus leucas*) hunted in eastern Hudson Bay, northern Quebec, Hudson Strait, and Sanikiluaq (Belcher Islands), Canada, and comparisons to adjacent populations. *Arctic*, 111-124.
- Finley, K., Miller, G., Allard, M., Davis, R. et Evans, C. 1982. The belugas (*Delphinapterus leucas*) of northern Quebec: distribution, abundance, stock identity, catch history and management. *Can. Tech. Rep. Fish. Aquat. Sci.* 1123, v + 57.
- Fleming, P. J. et Tracey, J. P. 2008. Some human, aircraft and animal factors affecting aerial surveys: how to enumerate animals from the air. *Wildl. Res.* 35, 258-267.
- Forcada, J., Gazo, M., Aguilar, A., Gonzalvo, J. et Fernández-Contreras, M. 2004. Bottleneck dolphin abundance in the NW Mediterranean: addressing heterogeneity in distribution. *Mar. Ecol. Prog. Ser.* 275, 275-287.
- Gómez de Segura, A., Tomás, J., Pedraza, S. N., Crespo, E. A. et Raga, J. A. 2006. Abundance and distribution of the endangered loggerhead turtle in Spanish Mediterranean waters and the conservation implications. *Anim. Conserv.* 9, 199-206.
- Gosselin, J.-F., Lesage, V. et Robillard, A. 2001. [Population index estimate for the beluga of the St. Lawrence Estuary in 2000](#). DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2001/049. 21 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., Doniol-Valcroze, T. et Hammill, M.O. 2013. [Abundance estimate of beluga in eastern Hudson Bay and James Bay, summer 2011](#). DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2013/016. vii + 20 p.
- Gosselin, J.-F., Hammill, M. O., et Mosnier, A. 2014. [Summer abundance indices of St. Lawrence Estuary beluga \(*Delphinapterus leucas*\) from a photographic survey in 2009 and 28 line transect surveys from 2001 to 2009](#). DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2014/021. iv + 51 p.
- Gosselin, J.-F., Hammill, M.O., Mosnier, A. et Lesage, V. 2017. [Abundance index of St. Lawrence Estuary beluga, *Delphinapterus leucas*, from aerial visual surveys flown in August 2014 and an update on reported deaths](#). DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2017/019. v + 28 p.
- Grenzdörffer, G. J., Guretzki, M. et Friedlander, I. 2008. Photogrammetric image acquisition and image analysis of oblique imagery. *The Photogrammetric Record*, 23, 372-386.
- Hammill, M. O., Measures, L. N., Gosselin, J.-F., et Lesage, V. 2007. [Lack of recovery in St. Lawrence Estuary beluga](#). DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2007/026.
- Hammond, P. S., Macleod, K., Berggren, P., Borchers, D. L., Burt, L., Cañadas, A., Desportes, G., Donovan, G. P., Gilles, A. et Gillespie, D. 2013. Cetacean abundance and distribution in European Atlantic shelf waters to inform conservation and management. *Biol. Conserv.* 164, 107-122.
- Heide-Jørgensen, M. P. et Acquarone, M. .2002. Size and trends of the bowhead whale, beluga and narwhal stocks wintering off West Greenland. *NAMMCO Sci. Publ.* 4, 191-210.
- Heide-Jørgensen, M. P., Burt, L. M., Hansen, R. G., Nielsen, N. H., Rasmussen, M., Fossette, S. et Stern, H. 2013. The significance of the North Water polynya to Arctic top predators. *Ambio*, 42, 596-610.
- Hobbs, R. C., Rugh, D. J. et DeMaster, D. P. 2000. Abundance of belugas, *Delphinapterus leucas*, in Cook Inlet, Alaska, 1994–2000. *Mar. Fish. Rev.* , 62(3), 37-45.
- Kingsley, M. C. 1993. *Census, trend and status of the St. Lawrence beluga population in 1992*. Can. Tech. Rep. Fish. Aquat. Sci. 1938.
- Kingsley, M. C. 1996. Population index estimate for the belugas of the St Lawrence in 1995. Can. Tech. Rep. Fish. Aquat. Sci. 2117.
- Kingsley, M. C. 1998. Population index estimates for the St. Lawrence belugas, 1973–1995. *Mar. Mamm. Sci.* 14, 508-529.
- Kingsley, M. 1999. Population indices and estimates for the belugas of the St. Lawrence estuary. Can. Tech. Rep. Fish. Aquat. Sci. 2226.
- Kingsley, M. C. et Gauthier, I. 2002. Visibility of St Lawrence belugas to aerial photography, estimated by direct observation. *NAMMCO Sci. Publ.* 4, 259-270.
- Kingsley, M. et Hammill, M. O. 1991. Photographic census surveys of the St. Lawrence beluga population, 1988 and 1990. Can. Tech. Rep. Fish. Aquat. Sci. 1776.

-
- Kingsley, M.C.S., et Smith, G.E.J. 1981. Analysis of data arising from systematic transect surveys, p.40-48. In F.L. Miller and A. Gunn (eds), Proc. Symp. Census and Inventory Methods for Populations and Habitats, Banff, April 1980. Contribution # 217, Forest, Wildlife and Range Experiment Station, U. of Idaho, Moscow, Idaho.
- Laake, J. L. et Borchers, D. L. 2004. Methods for incomplete detection at distance zero. *Advanced Distance Sampling* (eds S. T. Buckland, D. R. Anderson, K. P. Burnham, J. L. Laake, D. L. Borchers & L. Thomas), pp. 108–189. Oxford University Press: Oxford.
- 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.* 63-75.
- Laake, J., Borchers, D., Thomas, L., Miller, D. et Bishop, J. 2013. mrds: Mark-Recapture Distance Sampling (mrds). R package version 2.1. 5.
- Lambert, C., Authier, M., Doremus, G., Gilles, A., Hammond, P., Laran, S., Ricart, A., Ridoux, V., Scheidat, M. et Spitz, J. 2019. The effect of a multi-target protocol on cetacean detection and abundance estimation in aerial surveys. *R. Soc. Open Sci.* 6, 190296.
- Lawson, J.W., et Gosselin, J.-F. 2009. [Distribution and preliminary abundance estimates for cetaceans seen during Canada's marine megafauna survey - A component of the 2007 TNASS](#). DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2009/031. vi + 28 p.
- Lerczak, J. A. et Hobbs, R. C. 1998. Calculating sighting distances from angular readings during shipboard, aerial, and shore-based marine mammal surveys. *Mar. Mamm. Sci.* 14, 590-598.
- Lesage, V., Wing, S., Zuur, A.F., Gosselin, J.-F., Mosnier, A., St-Pierre, A.P., Michaud, R., et Berteaux, D. 2024. [Des facteurs environnementaux et le comportement des bélugas de l'estuaire du Saint-Laurent génèrent de l'hétérogénéité dans les biais de disponibilités associés aux inventaires aériens photographiques et visuels](#). *Secr. can. des avis sci. du MPO. Doc. de rech.* 2023/046. iv + 48 p
- Marcoux, M., Young, B.G., Asselin, N.C., Watt, C A., Dunn, J.B., et Ferguson, S.H. 2016. [Estimate of Cumberland Sound beluga \(*Delphinapterus leucas*\) population size from the 2014 visual and photographic aerial survey](#). DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2016/037. iv + 19 p. (Erratum: October 2016)
- Marques, F. F. et Buckland, S. T. 2003. Incorporating covariates into standard line transect analyses. *Biometrics*, 59, 924-935.
- Marsh, H. et Sinclair, D. F. 1989. Correcting for visibility bias in strip transect aerial surveys of aquatic fauna. *J. Wildl. Manag.* 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.
- Michaud, R. .1993. Distribution estivale du béluga du Saint-Laurent: synthèse 1986 à 1992. *Rapp. tech. can. sci. halieut. aquat.* 1906.
- Michaud, R. 2005. Sociality and ecology of the odontocetes. *Sexual segregation in vertebrates*, 303-326.

-
- Mosnier, A., Lesage, V., Gosselin, J.-F., Lemieux Lefebvre, S., Hammill, M. O. et Doniol-Valcroze, T. 2010. [Information relevant to the documentation of habitat use by St. Lawrence beluga \(*Delphinapterus leucas*\), and quantification of habitat quality](#). DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc., 2009/098: iv + 35 p.
- MPO. 2014. [Situation du béluga \(*Delphinapterus leucas*\) de l'estuaire du fleuve Saint-Laurent](#). Secr. can. de consult. sci. du MPO. Avis sci. 2013/076.
- Panigada, S., Lauriano, G., Donovan, G., Pierantonio, N., Cañadas, A., Vázquez, J. A. et Burt, L. 2017. Estimating cetacean density and abundance in the Central and Western Mediterranean Sea through aerial surveys: implications for management. *Deep Sea Res. Part II: Top. Stud. Oceanogr.* 141, 41-58.
- Pike, D. et Doniol-Valcroze, T. 2015. [Identification of duplicate sightings from the 2013 double-platform High Arctic Cetacean Survey](#). DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2015/034. v + 22 p.
- Pike, D. G., Gunnlaugsson, T., et Víkingsson, G. 2008. T-NASS Icelandic aerial survey: Survey report and a preliminary abundance estimate for minke whales. SC/60/PF112 for the IWC Scientific Committee.
- Pippard, L. et Malcolm, H. 1978. *White Whales (*Delphinapterus Leucas*)-Observations on Their Distribution, Population and Critical Habitats in the St. Lawrence and Saguenay Rivers*. Parks Canada.
- Postma, L.D., Petersen, S.D., Turgeon, J., Hammill, M.O., Lesage, V., et Doniol-Valcroze, T. 2012. [Beluga whales in James Bay: a separate entity from eastern Hudson Bay belugas?](#) DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2012/074. iii + 23 p.
- R Development Core Team 2018. [R: A language and environment for statistical computing](#). R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria.
- Reeves, R. R. et Mitchell, E. 1989. Status of white whales, *Delphinapterus leucas*, in Ungava Bay and eastern Hudson Bay. *Can. Field-Nat.* 103, 220-239.
- Richard, P. R. 1991. Status of the belugas, *Delphinapterus leucas*, of southeast Baffin Island, Northwest Territories. *Can. Field-Nat.* 105, 206-214.
- Richard, P.R. 2010. [Stock definition of belugas and narwhals in Nunavut](#). DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2010/022. iv + 14 p.
- St-Pierre, A.P., Gosselin, J.-F., Mosnier, A., Sauvé, C. et Hammill, M.O. Sous presse. Abundance estimates for beluga (*Delphinapterus leucas*) in James Bay and the Belcher Islands-eastern Hudson Bay area in summer 2021. DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2023/040.
- Thomas, L., Laake, J., Rexstad, E., Strindberg, S., Marques, F., Buckland, S., Borchers, D., Anderson, D., Burnham, K. et Burt, M. 2009. Distance 6.0. Release 2. Research Unit for Wildlife Population Assessment, University of St. Andrews, St. Andrews, UK. [distancesampling.org](#).
- Tinker, M.T., Mosnier, A., St-Pierre, A.P., Gosselin, J.-F., Lair, S., Michaud, R. et Lesage, V. Sous presse. Modèle de population intégrée des bélugas (*Delphinapterus leucas*) de l'estuaire du Saint-Laurent. Secr. can. des avis sci. du MPO. Doc. de rech. 2023/047.
- Vladykov, V. D. 1944. Etudes sur les mammifères aquatiques. III. Chasse, biologie et valeur économique du marsouin blanc ou béluga (*Delphinapterus leucas*) du fleuve et du golfe Saint-Laurent. (ed Q. Département des Pêcheries, QC).

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

TABLEAUX

Tableau 1. Indices d'abondance des relevés photographiques après correction des biais de disponibilité en multipliant l'estimation de surface de l'estuaire par 2,09 (« ancienne méthode »; ET = 0,16; Kingsley et Gauthier 2002) ou par un facteur tenant compte des conditions propres à l'emplacement (« présente étude »; Lesage et al. 2023). Les estimations corrigées comprennent les dénombrements dans le Saguenay. Les indices utilisant l'« ancienne méthode » ont été tirés de la documentation pour les années 1990 à 2009 (Kingsley et Hammill 1991, Kingsley 1993, 1996 et 1999, Gosselin et al. 2001, 2007, 2014) et ont été estimés dans le cadre de la présente étude pour les relevés de 2019. Le Saguenay n'a pas été couvert en 1990 et le nombre est basé sur le pourcentage moyen de 4,95 % observé dans le Saguenay pendant 8 relevés aériens complets de 1988 à 1992 (Michaud 1993).

Année	Date	Facteur d'expansion	Indice d'abondance de surface dans l'estuaire (ancienne méthode) ¹	Indice d'abondance de surface dans l'estuaire (présente étude) ²	Dénombrement dans le Saguenay	Estimation corrigée (ET) (ancienne méthode) ³	Estimation corrigée (ET) (présente étude) ³	Estimation corrigée (CV;% (présente étude)	Pourcentage de veaux nouveau-nés et de jeunes d'un an (nombre de veaux/nombre total)
1990	12/09/90	2,03, 2,6 et 8,09	527	1 488	28	1 129 (567)	1 516 (492)	32,5	16,8 (25/149)
1992	12/09/92	2	454	1 429	3	952 (149)	1 432 (208)	14,5	16,3 (37/227)
1995	25/08/95	2	568	1 582	52	1 239 (217)	1 634 (241)	14,8	15,1 (43/284)
1997	26/08/97	2,03	575	1 665	20	1 222 (190)	1 685 (231)	13,7	17,8 (51/287)
2000	28/08/00	2,03	453	1 320	6	953 (134)	1 326 (163)	12,3	7,8 (17/219)
2003	02/09/03	2,02	630	1 757	2	1 319 (263)	1 759 (302)	17,1	3,2 (10/311)
2009	28/08/09	1,98	319	949	10	676 (105)	959 (119)	12,4	8,4 (13/154)
	13/08/19	9,72	351	1 022	15	749 (115)	1 037 (171)	16,5	8,3 (3/36)
2019	14/08/19	10,19	825	2 801	49	1 774 (380)	2 850 (715)	25,1	14,6 (12/82)
	15/08/19	9,03	686	2 127	15	1 449 (236)	2 142 (399)	18,6	6,6 (5/76)
	16/08/19	9,09	709	2 372	85	1 567 (304)	2 457 (672)	27,4	6,4 (5/78)
2019	Moyenne	–	–	–	–	–	2 119 (267)	12,6	–

¹ Avant d'appliquer le facteur de correction du biais de disponibilité (2,09; ET = 0,16) ou d'ajouter le dénombrement effectué dans le Saguenay

² Comprend déjà la correction du biais de disponibilité, mais sans le dénombrement effectué dans le Saguenay

³ Estimations entièrement corrigées

⁴ Facteur de correction du biais de disponibilité incorporé, avec le dénombrement effectué dans le Saguenay

Tableau 2. Description de la conception du relevé, de l'effort et du nombre de groupes et de bélugas individuels détectés durant les 52 relevés de transects linéaires dans l'estuaire du Saint-Laurent (ESL) et les 14 relevés dans l'estuaire marin (EST) de la fin de juillet au début de septembre, de 2001 à 2022.

Année	Date	Strate	Superficie de la strate (km ²)	Altitude cible (m)	Type d'aéronef	Nombre de transects	Longueur totale de la trace (km)	Nombre de groupes (individus)	Groupes sans distance (individus)
2001	2001-08-12	Principale (passage 1)	4 531	457	Cessna 337	24	639	88 (177)	0 (0)
2003	2003-08-20	Principale (passage 1)	5 377	305	Cessna 337	27	718	99 (39)	3 (11)
	2003-08-25	Principale (passage 2)	5 377	305	Cessna 337	26	686	43 (132)	3 (10)
	2003-08-26	Principale (passage 3)	5 377	305	Cessna 337	27	718	51 (143)	0 (0)
	2003-09-02	Principale (passage 4)	5 377	305	Cessna 337	26	686	80 (183)	1 (1)
	2003-09-06	Principale (passage 5)	5 377	305	Cessna 337	27	718	77 (195)	4 (15)
2005	2005-08-12	Principale (passage 1)	5 377	305	Cessna 337	27	734	105 (245)	0 (0)
	2005-08-15	Principale (passage 2)	5 377	305	Cessna 337	27	718	129 (282)	1 (5)
	2005-08-25	Principale (passage 3)	5 377	305	Cessna 337	27	734	77 (228)	0 (0)
	2005-08-26	Principale (passage 4)	5 377	305	Cessna 337	27	718	75 (225)	0 (0)
	2005-09-04	Principale (passage 5)	5 377	305	Cessna 337	27	734	70 (98)	0 (0)
	2005-09-06	Principale (passage 6)	5 377	305	Cessna 337	27	718	81 (118)	0 (0)
	2005-09-09	Principale (passage 7)	5 377	305	Cessna 337	27	734	98 (175)	0 (0)
	2005-08-14	Principale (passage 1)	5 377	457	Cessna 337	27	734	90 (199)	1 (10)
	2005-08-18	Principale (passage 2)	5 377	457	Cessna 337	27	718	57 (160)	0 (0)
	2005-08-19	Principale (passage 3)	5 377	457	Cessna 337	27	734	120 (261)	0 (0)
	2005-08-27	Principale (passage 4)	5 377	457	Cessna 337	27	718	98 (249)	1 (2)
	2005-09-05	Principale (passage 5)	5 377	457	Cessna 337	27	734	125 (260)	0 (0)
	2005-09-08	Principale (passage 6)	5 377	457	Cessna 337	27	718	104 (175)	0 (0)
2005-09-10	Principale (passage 7)	5 377	457	Cessna 337	27	734	65 (104)	3 (14)	
2007	2007-07-21	Principale (passage 1)	5 231	198	Cessna 337	27	1 438 (2 x 734)	184 (426)	0 (0)
	2007-07-22	En aval (passage 1)	6 840	198	Cessna 337	7	365	17 (27)	0 (0)
2008	2008-07-17	Principale (passage 1)	5 377	305	Cessna 337	27	1 437 (2 x 734)	140 (352)	10 (40)
2009	2009-08-20	Principale (passage 1)	5 787	305	Cessna 337	28	788	66 (130)	0 (0)
	2009-08-23	Principale (passage 2)	5 787	305	Cessna 337	28	801	55 (165)	6 (10)
	2009-08-24	Principale (passage 3)	5 787	305	Cessna 337	28	804	93 (250)	5 (65)
	2009-09-01	Principale (passage 4)	5 787	305	Cessna 337	28	785	23 (45)	0 (0)
	2009-09-04	Principale (passage 5)	5 787	305	Cessna 337	28	794	65 (144)	9 (15)

Année	Date	Strate	Superficie de la strate (km ²)	Altitude cible (m)	Type d'aéronef	Nombre de transects	Longueur totale de la trace (km)	Nombre de groupes (individus)	Groupes sans distance (individus)
	2009-09-05	Principale (passage 6)	5 787	305	Cessna 337	28	784	76 (175)	0 (0)
	2009-08-25	En aval (passage 1)	6 265	305	Cessna 337	16	783	1 (1)	0 (0)
	2009-08-28	En aval (passage 2)	6 265	305	Cessna 337	16	849	0 (0)	0 (0)
2014	2014-08-19	Principale (passage 1)	5 770	305	Partenavia	29	802	107 (241)	0 (0)
	2014-08-20	Principale (passage 2)	5 770	305	Partenavia	28	779	153 (389)	0 (0)
	2014-08-21	Principale (passage 3)	5 770	305	Partenavia	29	775	53 (145)	1 (4)
	2014-08-24	Principale (passage 4)	5 770	305	Partenavia	29	801	73 (162)	1 (3)
	2014-08-29	Principale (passage 5)	5 770	305	Partenavia	28	769	144 (321)	48 (107)
	2014-09-03	Principale (passage 6)	5 770	305	Partenavia	29	800	66 (158)	6 (27)
	2014-09-08	Principale (passage 7)	5 770	305	Partenavia	28	769	123 (299)	25 (70)
	2014-09-10	Principale (passage 8)	5 770	305	Partenavia	29	801	118 (302)	41 (143)
	2014-08-27	En aval (passage 1)	6 245	305	Partenavia	16	830	0 (0)	0 (0)
	2014-09-09	En aval (passage 2)	6 245	305	Partenavia	16	851	0 (0)	0 (0)
2015	2015-07-16	Principale (passage 1)	5 787	305	Cessna 337	28	767	125 (393)	13 (37)
	2015-07-16	Principale (passage 2)	5 787	305	Cessna 337	29	808	133 (248)	0 (0)
2016	2016-08-02	Principale (passage 1)	5 774	183	Cessna 337	28	758	96 (228)	0 (0)
	2016-08-02	Principale (passage 2)	5 774	183	Cessna 337	29	791	105 (248)	3 (11)
	2016-08-04 et 2016-08-12	En aval (passage 1)	6 243	183	Cessna 337	7	311	0 (0)	0 (0)
2018	2018-08-16	Principale (passage 1)	5 770	305	Partenavia	28	778	43 (251)	1 (1)
	2018-08-20	Principale (passage 2)	5 770	305	Partenavia	28	760	69 (318)	0 (0)
	2018-08-30	Principale (passage 3)	5 770	305	Partenavia	28	769	63 (207)	0 (0)
	2018-09-04	Principale (passage 4)	5 770	305	Partenavia	29	800	56 (263)	0 (0)
	2018-09-06	Principale (passage 5)	5 770	305	Partenavia	28	772	50 (272)	1 (30)
	2018-08-17	En aval (passage 1)	6 245	305	Partenavia	12	637	0 (0)	0 (0)
	2018-08-21	En aval (passage 2)	6 245	305	Partenavia	16	848	6 (140)	0 (0)
	2018-08-31	En aval (passage 3)	6 245	305	Partenavia	15	804	2 (3)	0 (0)
	2018-09-05	En aval (passage 4)	6 245	305	Partenavia	15	805	3 (39)	0 (0)
2019	2019-08-13	Principale (passage 1)	5 770	305	Twin Otter	28	777	61 (167)	3 (10)
	2019-08-14	Principale (passage 2)	5 770	305	Twin Otter	28	776	86 (246)	0 (0)
	2019-08-15	Principale (passage 3)	5 770	305	Twin Otter	29	801	88 (236)	5 (16)
	2019-08-16	Principale (passage 4)	5 770	305	Twin Otter	29	802	69 (194)	3 (6)

Année	Date	Strate	Superficie de la strate (km ²)	Altitude cible (m)	Type d'aéronef	Nombre de transects	Longueur totale de la trace (km)	Nombre de groupes (individus)	Groupes sans distance (individus)
	2019-08-15	En aval (passage 1)	6 246	305	Partenavia	16	839	0 (0)	0 (0)
	2019-08-21	En aval (passage 2)	6 245	305	Partenavia	16	811	1 (6)	0 (0)
2020	2020-07-22	Principale (passage 1)	5 770	243	Cessna 337	28	767	98 (206)	0 (0)
2021	2021-07-03	Principale (passage 1)	5 787	305	Cessna 337 et Partenavia	28	767	99 (146)	7 (9)
	2021-07-03	En aval (passage 1)	6 265	305	Cessna 337 et Partenavia	16	854	24 (79)	3 (4)
2022	2022-08-20 et 2022-09-04	Principale (passage 1)	5 770	305	Cessna 337 et Partenavia	28	764	42 (70)	0 (0)
	2022-08-25 et 2022-09-04	En aval (passage 1)	6 265	305	Cessna 337 et Partenavia	16	851	3 (17)	0 (0)

Tableau 3. Résumé par année de relevé du nombre de groupes observés (tous les passages de relevé et strates combinés) avec et sans mesures de distance ainsi que des paramètres de la fonction de détection et des covariables associées. Les covariables incluses dans le modèle de détection ont été sélectionnées à la suite de la procédure par étapes de Marques et Buckland (2003), appliquée séparément durant chaque année de relevé.

Année	Nombre de groupes (individus)	Groupes sans distance (individus)	Distance de troncature droite (m)	Groupes restants après la troncature	Fonction clé (terme d'ajustement)	Covariables	Demi-largeur de bande effective (m)	Probabilité de détection P
2001	88 (177)	0 (0)	Aucune	88	Gamma (S. O.)	Beaufort	705	0,329
2003	350 (962)	11 (37)	1 970	326	Gamma (poly.)	S. O.	805	0,409
2005 (305 m)	635 (1 371)	1 (5)	2 165	597	Gamma (poly.)	Observateur	1 027	0,474
2005 (457 m)	659 (1 408)	5 (26)	3 300	653	Gamma (poly.)	Beaufort + observateur	1 433	0,434
2007	201 (453)	0 (0)	Aucune	201	Gamma (poly.)	Observateur + couleur de l'eau	1 127	0,324
2008	140 (352)	10 (40)	1 750	126	Gamma (S. O.)	S. O.	1 074	0,614
2009	379 (910)	20 (90)	Aucune	359	Gamma (poly.)	Intensité des reflets + taille de la grappe	1 001	0,340
2014	837 (2 017)	122 (354)	2 580	709	Gamma (poly.)	Observateur + intensité des reflets	1 221	0,337
2015	258 (641)	13 (37)	2 700	236	Gamma (S. O.)	Observateur + Beaufort	1 217	0,451
2016	201 (476)	3 (11)	Aucune	198	Gamma (poly.)	Observateur	834	0,308
2018	292 (1 493)	2 (31)	1 661	261	Gamma (S. O.)	Intensité des reflets	773	0,465
2019	305 (849)	11 (32)	1 910	279	Taux de risque (S. O.)	Observateur + couverture nuageuse	1 066	0,558
2020	98 (206)	0 (0)	1 350	94	Gamma (S. O.)	Beaufort	951	0,704
2021	123 (225)	10 (13)	2 155	101	Gamma (S. O.)	Beaufort	1 090	0,506
2022	45 (87)	0 (0)	1 600	44	Taux de risque (S. O.)	S. O.	920	0,575

Tableau 4. Densité individuelle moyenne, taux de rencontre, taille de groupe prévue, probabilité de détection et demi-largeur de bande effective (DLBE) pour tous les passages de relevé, selon les résultats de la méthode bootstrap (voir Méthodes). Les nombres entre parenthèses représentent les intervalles inférieurs et supérieurs de confiance à 95 % pour chaque valeur.

Année (altitude)	Année (altitude) et strate	Densité moyenne des individus		Taux moyen de rencontre		Taille moyenne prévue du groupe		Probabilité moyenne de détection (P)		DLBE moyenne	
2001	Principale (passage 1)	0,45	(0,41-0,49)	0,63	(0,57-0,69)	4,58	(4,18-5,04)	0,33	(0,33-0,33)	705	(705-705)
	Principale (passage 1)	0,30	(0,27-0,33)	0,48	(0,44-0,53)	6,83	(6,24-7,51)	0,41	(0,40-0,42)	805	(790-822)
2003	Principale (passage 2)	0,40	(0,37-0,44)	0,65	(0,60-0,71)	5,72	(5,24-6,26)	0,41	(0,40-0,42)	805	(790-822)
	Principale (passage 3)	0,39	(0,36-0,43)	0,63	(0,58-0,68)	5,87	(5,39-6,39)	0,41	(0,40-0,42)	805	(790-822)
	Principale (passage 4)	0,56	(0,51-0,61)	0,90	(0,82-0,98)	6,85	(6,31-7,48)	0,41	(0,40-0,42)	805	(790-822)
	Principale (passage 5)	0,28	(0,25-0,30)	0,45	(0,41-0,49)	7,89	(7,25-8,61)	0,41	(0,40-0,42)	805	(790-822)
	Principale (passage 1)	0,29	(0,27-0,31)	0,58	(0,54-0,63)	4,39	(4,07-4,73)	0,47	(0,47-0,48)	1 027	(1 025-1 030)
2005 (305 m)	Principale (passage 2)	0,40	(0,37-0,44)	0,83	(0,75-0,91)	4,89	(4,45-5,39)	0,47	(0,47-0,48)	1 027	(1 025-1 030)
	Principale (passage 3)	0,29	(0,27-0,32)	0,58	(0,54-0,63)	6,16	(5,67-6,70)	0,47	(0,47-0,48)	1 027	(1 025-1 030)
	Principale (passage 4)	0,28	(0,26-0,31)	0,57	(0,52-0,62)	5,52	(5,07-6,04)	0,47	(0,47-0,48)	1 027	(1 025-1 030)
	Principale (passage 5)	0,16	(0,14-0,17)	0,31	(0,28-0,35)	3,40	(3,08-3,76)	0,47	(0,47-0,48)	1 027	(1 025-1 030)
	Principale (passage 6)	0,15	(0,14-0,17)	0,31	(0,28-0,34)	3,08	(2,81-3,37)	0,47	(0,47-0,48)	1 027	(1 025-1 030)
	Principale (passage 7)	0,25	(0,23-0,28)	0,51	(0,46-0,56)	4,30	(3,90-4,76)	0,47	(0,47-0,48)	1 027	(1 025-1 030)
	Principale (passage 1)	0,21	(0,19-0,23)	0,57	(0,52-0,63)	4,89	(4,45-5,39)	0,43	(0,43-0,44)	1 433	(1 425-1 445)
2005 (457 m)	Principale (passage 2)	0,14	(0,12-0,15)	0,42	(0,38-0,46)	5,29	(4,81-5,86)	0,43	(0,43-0,44)	1 433	(1 425-1 445)
	Principale (passage 3)	0,27	(0,25-0,30)	0,75	(0,68-0,83)	4,76	(4,30-5,28)	0,43	(0,43-0,44)	1 433	(1 425-1 445)
	Principale (passage 4)	0,20	(0,19-0,22)	0,58	(0,55-0,62)	4,31	(4,06-4,57)	0,43	(0,43-0,44)	1 433	(1 425-1 445)
	Principale (passage 5)	0,26	(0,23-0,28)	0,70	(0,64-0,76)	4,23	(3,88-4,62)	0,43	(0,43-0,44)	1 433	(1 425-1 445)
	Principale (passage 6)	0,18	(0,16-0,20)	0,51	(0,46-0,56)	3,56	(3,25-3,91)	0,43	(0,43-0,44)	1 433	(1 425-1 445)
	Principale (passage 7)	0,11	(0,10-0,13)	0,32	(0,29-0,36)	3,73	(3,34-4,19)	0,43	(0,43-0,44)	1 433	(1 425-1 445)
	Principale (passage 1)	0,27	(0,24-0,29)	0,62	(0,58-0,67)	4,80	(4,42-5,19)	0,33	(0,32-0,34)	1 155	(1 127-1 180)
2007	En aval (passage 1)	0,05	(0,04-0,06)	0,13	(0,11-0,15)	2,57	(2,15-3,19)	0,33	(0,32-0,34)	1 155	(1 127-1 180)
2008	Principale (passage 1)	0,23	(0,21-0,26)	0,50	(0,47-0,54)	5,32	(4,95-5,74)	0,61	(0,59-0,64)	1 074	(1 038-1 118)
2009	Principale (passage 1)	0,16	(0,14-0,17)	0,36	(0,33-0,40)	3,99	(3,67-4,37)	0,34	(0,34-0,35)	1 010	(992-1 036)
	Principale (passage 2)	0,19	(0,17-0,21)	0,44	(0,41-0,48)	5,83	(5,36-6,36)	0,34	(0,34-0,35)	1 010	(992-1 036)
	Principale (passage 3)	0,33	(0,30-0,37)	0,71	(0,67-0,76)	5,09	(4,69-5,63)	0,34	(0,34-0,35)	1 010	(992-1 036)
	Principale (passage 4)	0,06	(0,06-0,07)	0,13	(0,12-0,14)	4,21	(3,81-4,68)	0,34	(0,34-0,35)	1 010	(992-1 036)
	Principale (passage 5)	0,19	(0,17-0,21)	0,39	(0,36-0,43)	4,59	(4,18-5,05)	0,34	(0,34-0,35)	1 010	(992-1 036)
	Principale (passage 6)	0,24	(0,22-0,27)	0,53	(0,49-0,58)	4,91	(4,50-5,39)	0,34	(0,34-0,35)	1 010	(992-1 036)
	En aval (passage 1)	0,001	(0,001-0,001)	0,002	(0,001-0,003)	1,50	(1,17-1,99)	0,34	(0,34-0,35)	1 010	(992-1 036)

Année (altitude)	Année (altitude) et strate	Densité moyenne des individus		Taux moyen de rencontre		Taille moyenne prévue du groupe		Probabilité moyenne de détection (P)		DLBE moyenne	
		S. O.	—	S. O.	—	S. O.	—	S. O.	—	S. O.	—
2014	En aval (passage 2)	S. O.	—	S. O.	—	S. O.	—	S. O.	—	S. O.	—
	Principale (passage 1)	0,30	(0,27-0,33)	0,67	(0,61-0,73)	5,17	(4,73-5,64)	0,34	(0,33-0,36)	1 233	(1 192-1 293)
	Principale (passage 2)	0,41	(0,37-0,45)	0,99	(0,9-1,09)	5,11	(4,68-5,61)	0,34	(0,33-0,36)	1 233	(1 192-1 293)
	Principale (passage 3)	0,18	(0,17-0,20)	0,43	(0,39-0,48)	6,12	(5,56-6,74)	0,34	(0,33-0,36)	1 233	(1 192-1 293)
	Principale (passage 4)	0,21	(0,18-0,24)	0,44	(0,40-0,49)	4,92	(4,41-5,51)	0,34	(0,33-0,36)	1 233	(1 192-1 293)
	Principale (passage 5)	0,36	(0,33-0,39)	0,86	(0,80-0,93)	4,71	(4,38-5,09)	0,34	(0,33-0,36)	1 233	(1 192-1 293)
	Principale (passage 6)	0,13	(0,12-0,14)	0,34	(0,32-0,38)	4,20	(3,87-4,60)	0,34	(0,33-0,36)	1 233	(1 192-1 293)
	Principale (passage 7)	0,32	(0,28-0,35)	0,85	(0,78-0,94)	5,35	(4,88-5,89)	0,34	(0,33-0,36)	1 233	(1 192-1 293)
	Principale (passage 8)	0,34	(0,31-0,38)	0,93	(0,86-1,00)	6,14	(5,71-6,62)	0,34	(0,33-0,36)	1 233	(1 192-1 293)
2015	En aval (passage 1)	S. O.	-	S. O.	-	S. O.	-	S. O.	-	S. O.	-
	En aval (passage 2)	S. O.	-	S. O.	-	S. O.	-	S. O.	-	S. O.	-
2015	Principale (passage 1)	0,58	(0,53-0,65)	1,22	(1,11-1,34)	7,54	(6,86-8,31)	0,45	(0,44-0,47)	1 222	(1 191-1 258)
	Principale (passage 2)	0,19	(0,17-0,20)	0,55	(0,51-0,6)	3,60	(3,34-3,90)	0,45	(0,44-0,47)	1 222	(1 191-1 258)
2016	Principale (passage 1)	0,34	(0,31-0,38)	0,66	(0,59-0,73)	5,46	(4,91-6,08)	0,31	(0,30-0,31)	836	(826-854)
	Principale (passage 2)	0,50	(0,45-0,55)	0,77	(0,70-0,83)	5,34	(4,89-5,84)	0,31	(0,30-0,31)	836	(826-854)
	En aval (passage 1)	S. O.	-	S. O.	-	S. O.	-	S. O.	-	S. O.	-
2018	Principale (passage 1)	0,52	(0,46-0,58)	0,78	(0,7-0,88)	15,10	(13,46-17,00)	0,47	(0,46-0,47)	773	(769-781)
	Principale (passage 2)	0,61	(0,54-0,68)	0,90	(0,8-1,01)	10,43	(9,33-11,69)	0,47	(0,46-0,47)	773	(769-781)
	Principale (passage 3)	0,39	(0,35-0,43)	0,61	(0,55-0,67)	7,90	(7,15-8,74)	0,47	(0,46-0,47)	773	(769-781)
	Principale (passage 4)	0,37	(0,33-0,42)	0,59	(0,53-0,67)	11,05	(9,88-12,46)	0,47	(0,46-0,47)	773	(769-781)
	Principale (passage 5)	0,57	(0,50-0,64)	0,83	(0,72-0,93)	15,24	(13,42-17,02)	0,47	(0,46-0,47)	773	(769-781)
	En aval (passage 1)	S. O.	-	S. O.	-	S. O.	-	S. O.	-	S. O.	-
	En aval (passage 2)	0,29	(0,16-0,55)	0,45	(0,25-0,86)	61,79	(33,58-116,48)	0,47	(0,46-0,47)	773	(769-781)
	En aval (passage 3)	0,003	(0,002-0,004)	0,004	(0,003-0,005)	3,16	(2,25-4,39)	0,47	(0,46-0,47)	773	(769-781)
	En aval (passage 4)	0,01	(0,01-0,02)	0,02	(0,01-0,04)	8,38	(5,08-15,18)	0,47	(0,46-0,47)	773	(769-781)
2019	Principale (passage 1)	0,13	(0,13-0,14)	0,29	(0,27-0,31)	4,12	(3,88-4,40)	0,56	(0,55-0,57)	1 067	(1 051-1 085)
	Principale (passage 2)	0,20	(0,19-0,21)	0,41	(0,39-0,43)	3,88	(3,69-4,11)	0,56	(0,55-0,57)	1 067	(1 051-1 085)
	Principale (passage 3)	0,16	(0,15-0,17)	0,39	(0,37-0,41)	3,74	(3,55-3,94)	0,56	(0,55-0,57)	1 067	(1 051-1 085)
	Principale (passage 4)	0,19	(0,17-0,20)	0,33	(0,31-0,35)	4,05	(3,83-4,30)	0,56	(0,55-0,57)	1 067	(1 051-1 085)
	En aval (passage 1)	S. O.	-	S. O.	-	S. O.	-	S. O.	-	S. O.	-
	En aval (passage 2)	0,002	(0,002-0,003)	0,008	(0,007-0,008)	6,18	(6,01-6,66)	0,56	(0,55-0,57)	1 067	(1 051-1 085)
2020	Principale (passage 1)	0,31	(0,29-0,34)	0,59	(0,54-0,64)	4,85	(4,44-5,31)	0,70	(0,70-0,70)	951	(951-951)
2021	Principale (passage 1)	0,20	(0,18-0,22)	0,43	(0,38-0,48)	3,44	(3,09-3,85)	0,51	(0,49-0,54)	1 099	(1 051-1 166)
	En aval (passage 1)	0,06	(0,04-0,07)	0,15	(0,12-0,19)	8,31	(6,57-10,65)	0,51	(0,49-0,54)	1 099	(1 051-1 166)

Année (altitude)	Année (altitude) et strate	Densité moyenne des individus		Taux moyen de rencontre		Taille moyenne prévue du groupe		Probabilité moyenne de détection (P)		DLBE moyenne	
2022	Principale (passage 1)	0,12	(0,11-0,13)	0,21	(0,19-0,23)	3,93	(3,61-4,28)	0,57	(0,57-0,57)	920	(920-920)
	En aval (passage 1)	0,02	(0,02-0,03)	0,04	(0,03-0,06)	12,51	(8,89-17,77)	0,57	(0,57-0,57)	920	(920-920)

Tableau 5. Résultats de l'analyse d'échantillonnage de distance par marquage-recapture, appliquée aux données recueillies à l'aide de deux plateformes. Seules les observations de bélugas effectuées pendant que les deux observateurs du côté droit étaient à l'œuvre (p. ex. en observation active) et à l'extérieur de la rivière Saguenay ont été prises en compte. Notez que le nombre total de points de données utilisés par le modèle EDVM est deux fois plus élevé que le nombre d'observations uniques.

Année	Nombre d'observations				EDVM		Covariables EDVM			p(0) (CV)	
	Unique	Par observateur primaire	Par observateur secondaire	Par les deux	Fonction clé (ajustement)	Covariables	Covariables	Nombre de paramètres	Valeurs résiduelles <i>fd</i>	Observateur primaire	Combinés
2015	73	56	46	29	Gamma (S. O.)	S. O.	S. O.	2	144	0,593 (0,199)	0,834 (0,106)
2016	120	107	27	14	Gamma (poly.)	Intensité des reflets	Couverture nuageuse	8	237	0,142 (0,473)	0,257 (0,444)
2019	277	154	212	89	Taux de risque (S. O.)	Couverture nuageuse	Visibilité + couleur de l'eau	10	547	0,514 (0,128)	0,748 (0,090)
2021	3	0	1	2	S. O.	S. O.	S. O.	S. O.	S. O.	S. O.	S. O.
2022	15	12	10	7	Demi-normale (S. O.)	S. O.	S. O.	3	28	0,748 (0,232)	0,936 (0,093)

Tableau 6. Indices d'abondance obtenus à l'aide de la méthode bootstrap après le retrait des valeurs aberrantes qui tombaient hors des limites prédéterminées (voir la section Méthodes). Les abondances par strate représentent la moyenne de tous les passages de relevé pour une strate donnée, tandis que l'abondance annuelle est la somme de la moyenne des strates (lorsque plus d'une strate fait l'objet de relevés au cours d'une année donnée).

Année et strates	Strate (passage)	Abondance de bootstrap avec correction du biais de disponibilité seulement		Dénombrements dans le Saguenay	Abondance avec correction des biais de disponibilité et de perception et dénombrements dans le Saguenay			
		Médiane	IC		Valeur	CV	IC	
2001	Par passage de relevé	Principale (1)	2 029	(1 852-2 233)	15	3 042	0,404	(1 419-6 519)
	Par strate (relevés combinés)	Principale	–	–	–	3 042	0,404	(1 419-6 519)
	Annuel (toutes les strates combinées)					3 042	0,404	(1 419-6 519)
2003	Par passage de relevé	Principale (1)	1 618	(1 476-1 780)	2	2416	0,433	(1 071-5 446)
		Principale (2)	2 171	(1 985-2 380)	0	3239	0,415	(1 482-7 080)
		Principale (3)	2 097	(1 920-2 288)	0	3129	0,378	(1 527-6 408)
		Principale (4)	3 000	(2 740-3 277)	7	4484	0,405	(2 089-9 623)
		Principale (5)	1 499	(1 371-1 640)	25	2262	0,446	(982-5 211)
	Par strate (passages combinés)	Principale	–	–	–	3 106	0,189	(2 151-4 484)
	Annuel (toutes les strates combinées)					3 106	0,189	(2 151-4 484)
2005 (305 m)	Par passage de relevé	Principale (1)	1 550	(1 438-1 674)	55	2 367	0,350	(1 217-4 605)
		Principale (2)	2 168	(1 968-2 390)	59	3 294	0,352	(1 687-6 433)
		Principale (3)	1 573	(1 448-1 710)	24	2 371	0,412	(1 092-5 148)
		Principale (4)	1 507	(1 385-1 646)	35	2 283	0,380	(1 112-4 690)
		Principale (5)	842	(762-931)	28	1 285	0,427	(576-2 867)
		Principale (6)	824	(753-903)	39	1 268	0,370	(628-2 559)
		Principale (7)	1 351	(1 223-1 493)	18	2 034	0,389	(975-4 241)
	Par strate (passages combinés)	Principale	-	-	-	2 129	0,146	(1 602-2 828)
Annuel (toutes les strates combinées)					2 129	0,146	(1 602-2 828)	
2005 (457 m)	Par passage de relevé	Principale (1)	1 144	(1 043-1 263)	52	1 760	0,433	(781-3 966)
		Principale (2)	727	(659-805)	0	1 085	0,490	(437-2 694)
		Principale (3)	1 462	(1 320-1 620)	12	2 193	0,449	(947-5 077)
		Principale (4)	1 094	(1 032-1 162)	73	1 705	0,473	(706-4 117)
		Principale (5)	1 373	(1 262-1 499)	94	2 143	0,427	(961-4 778)
		Principale (6)	965	(882-1 061)	40	1 480	0,462	(625-3 506)

Année et strates	Strate (passage)	Abondance de bootstrap avec correction du biais de disponibilité seulement		Dénombrements dans le Saguenay	Abondance avec correction des biais de disponibilité et de perception et dénombrements dans le Saguenay			
		Médiane	IC		Valeur	CV	IC	
2005	Par strate (passages combinés)	Principale (7)	613	(549-689)	19	934	0,479	(384-2 275)
		Principale	–	–	–	1 614	0,174	(1 151-2 263)
	Annuel (toutes les strates combinées)					1 614	0,174	(1 151-2 263)
	Moyenne pour 2005 (altitudes combinées)					1 872	0,112	(1 505-2 328)
2007	Par passage de relevé	Principale (1)	1 398	(1 274-1 530)	29	2 115	0,387	(1 018-4 396)
		En aval (1)	337	(282-420)	S. O.	504	0,532	(189-1 340)
	Par strate (passages combinés)	Principale	–	–	–	2 115	0,387	(1 018-4 396)
		En aval	–	–	–	504	0,532	(189-1 340)
Annuel (toutes les strates combinées)					2 619	0,329	(1 398-4 905)	
2008	Par passage de relevé	Principale (1)	1 259	(1 155-1 374)	11	1 890	0,400	(889-4 019)
	Par strate (relevé combiné)	Principale				1 890	0,400	(889-4 019)
	Annuel (toutes les strates combinées)					1 890	0,400	(889-4 019)
2009	Par passage de relevé	Principale (1)	902	(828-989)	15	1 361	0,406	(634-2 925)
		Principale (2)	1 097	(1 007-1 199)	3	1 640	0,399	(772-3 483)
		Principale (3)	1 916	(1 745-2 150)	11	2 870	0,433	(1 273-6 469)
		Principale (4)	358	(323-398)	22	556	0,530	(209-1 475)
		Principale (5)	1 102	(1 002-1 216)	33	1 678	0,465	(705-3 996)
		Principale (6)	1 403	(1 283-1 539)	20	2 114	0,371	(1 045-4 276)
	Par strate (passages combinés)	En aval (1)	5	(4-7)	S. O.	8	1,030	(1-40)
		En aval (2)	0	(0-0)	S. O.	0	0,000	(0-0)
		Principale	–	–	–	1 703	0,185	(1 188-2 442)
Annuel (toutes les strates combinées)					1 707	0,185	(1 191-2 446)	
2014	Par passage de relevé	Principale (1)	1 721	(1 550-1 897)	S. O.	2 568	0,414	(1 177-5 603)
		Principale (2)	2 354	(2 132-2 597)	17	3 529	0,390	(1 688-7 379)
		Principale (3)	1 064	(958-1 179)	48	1 636	0,429	(731-3 662)
		Principale (4)	1 209	(1 057-1 366)	38	1 841	0,605	(616-5 501)
		Principale (5)	2 083	(1 902-2 271)	26	3 134	0,480	(1 283-7 658)

Année et strates	Strate (passage)	Abondance de bootstrap avec correction du biais de disponibilité seulement		Dénombrements dans le Saguenay	Abondance avec correction des biais de disponibilité et de perception et dénombrements dans le Saguenay		
		Médiane	IC		Valeur	CV	IC
	Principale (6)	741	(671-818)	49	1 154	0,539	(429-3 108)
	Principale (7)	1 832	(1 644-2 046)	22	2 756	0,425	(1 241-6 121)
	Principale (8)	1 978	(1 789-2 190)	0	2 952	0,566	(1 050-8 296)
	En aval (1)	–	–	S. O.	0	0,000	–
	En aval (2)	–	–	S. O.	0	0,000	–
	Principale	–	–	–	2 450	0,174	(1 748-3 434)
	En aval	–	–	–	0	0,000	–
	Annuel (toutes les strates combinées)				2 450	0,174	(1 748-3 434)
2015	Principale (1)	3 383	(3 057-3 760)	10	5 717	0,443	(2 493-13 112)
	Principale (2)	1 089	(1 009-1 181)	S. O.	1 836	0,355	(935-3 604)
	Principale	–	–	–	3 782	0,346	(1 957-7 309)
	Annuel (toutes les strates combinées)				3 782	0,346	(1 957-7 309)
2016	Principale (1)	1 980	(1 779-2 208)	S. O.	2 955	0,465	(1 241-7 038)
	Principale (2)	2 868	(2 615-3 149)	S. O.	4 279	0,454	(1 833-9 990)
	En aval (1)	0	(0-0)	S. O.	0	0,000	(0-0)
	Principale	–	–	–	3 617	0,329	(1 930-6 778)
	En aval	–	–	–	0	0,000	–
	Annuel (toutes les strates combinées)				3 617	0,329	(1 930-6 778)
2018	Principale (1)	2 979	(2 653-3 358)	61	4 507	0,274	(2 662-7 630)
	Principale (2)	3 504	(3 136-3 925)	22	5 251	0,424	(2 366-11 651)
	Principale (3)	2 226	(2 014-2 466)	25	3 346	0,389	(1 603-6 985)
	Principale (4)	2 136	(1 907-2 410)	92	3 279	0,460	(1 389-7 736)
	Principale (5)	3 305	(2 866-3 701)	0	4 932	0,438	(2 170-11 209)
	En aval (1)	0	(0-0)	S. O.	0	0,000	(0-0)
	En aval (2)	1 827	(990-3 436)	S. O.	2 727	1,009	(528-14 093)
	En aval (3)	16	(11-22)	S. O.	24	98,889	(0-8 961)
	En aval (4)	84	(50-152)	S. O.	125	0,919	(27-578)
	Principale	–	–	–	4 263	0,182	(2 990-6 077)

Année et strates	Strate (passage)	Abondance de bootstrap avec correction du biais de disponibilité seulement		Dénombrements dans le Saguenay	Abondance avec correction des biais de disponibilité et de perception et dénombrements dans le Saguenay		
		Médiane	IC		Valeur	CV	IC
	En aval	-	-	-	719	1,255	(107-4 834)
	Annuel (toutes les strates combinées)				4 981	0,239	(3 138-7 907)
2019	Principale (1)	776	(724-831)	15	1 525	0,332	(810-2 874)
	Principale (2)	1 132	(1 072-1 202)	49	2 252	0,340	(1 178-4 305)
	Principale (3)	925	(864-983)	15	1 814	0,282	(1 055-3 119)
	Principale (4)	1 077	(1 009-1 152)	85	2 180	0,356	(1 108-4 289)
	En aval (1)	0	(0-0)	S. O.	0	0,000	(0-0)
	En aval (2)	15	(12-16)	S. O.	28	1,085	(5-159)
	Principale	-	-	-	1 943	0,168	(1 401-2 694)
	En aval	-	-	-	14	1,085	(3-80)
		Annuel (toutes les strates combinées)				1 957	0,167
2020	Par passage de relevé Principale (1)	1 802	(1 652-1 975)	40	2 729	0,414	(1 252-5 948)
	Par strate (relevés combinés) Principale	-	-	-	2 729	0,414	(1 252-5 948)
		Annuel (toutes les strates combinées)				2 729	0,414
2021	Par passage de relevé Principale (1)	1 148	(1 014-1 302)	26	1 740	0,408	(806-3 755)
	En aval (1)	353	(277-456)	S. O.	527	0,705	(152-1 832)
	Principale	-	-	-	1 740	0,408	(806-3 755)
	En aval	-	-	-	527	0,705	(152-1 832)
		Annuel (toutes les strates combinées)				2 267	0,354
2022	Par passage de relevé Principale (1)	666	(613-726)	163	1 054	0,323	(569-1 954)
	En aval (1)	151	(108-215)	S. O.	203	1,039	(38-1 083)
	Principale	-	-	-	1 054	0,323	(569-1 954)
	En aval	-	-	-	203	1,039	(38-1 083)
		Annuel (toutes les strates combinées)				1 257	0,318

Tableau 7. Estimations des relevés visuels (avec erreurs-types entre parenthèses) obtenues tout en appliquant diverses corrections aux indices de surface calculés à partir de la taille brute du groupe. On a corrigé les indices d'abondance sur le plan du biais de disponibilité uniquement en utilisant le facteur de correction fixe de 0,478, comme dans Kingsley et Gauthier (2002), ou les modèles de durées à la surface et en plongée de Lesage et al. (2023), soit sur le plan du biais de disponibilité à l'aide de la méthode de Lesage et al. (2023) et du biais de perception au moyen de la méthode mise au point dans la présente étude.

Année	Passages de relevé dans la strate principale	Passages de relevé dans la strate en aval	Abondance de surface	Abondance avec correction du biais de disponibilité seulement et facteur de correction fixe	Abondance avec correction du biais de disponibilité seulement	Abondance avec correction des biais de disponibilité et de perception
2001	1	0	887 (346)	1 855 (763)	2 029 (607)	3 042 (1 229)
2003	5	0	849 (120)	1 777 (273)	2 077 (292)	3 106 (587)
2005 (305 m)	7	0	673 (74)	1 407 (171)	1 402 (147)	2 129 (310)
2005 (457 m)	7	0	516 (77)	1 079 (171)	1 054 (154)	1 614 (280)
2007	1	1	816 (160)	1 707 (380)	1 736 (420)	2 619 (860)
2008	1	0	521 (153)	1 090 (351)	1 259 (370)	1 890 (755)
2009	6	2	469 (61)	981 (139)	1 132 (161)	1 707 (316)
2014	8	2	627 (31)	1 312 (92)	1 623 (232)	2 450 (425)
2015	2	0	939 (270)	1 963 (597)	2 236 (691)	3 782 (1 308)
2016	2	1	1 012 (263)	2 118 (584)	2 424 (637)	3 617 (1 189)
2018	5	4	1 306 (238)	2 732 (520)	3 312 (704)	4 981 (1 191)
2019	4	2	686 (111)	1 435 (252)	985 (156)	1 957 (327)
2020	1	0	766 (222)	1 603 (509)	1 802 (572)	2 729 (1 129)
2021	1	1	597 (175)	1 249 (389)	1 502 (424)	2 267 (802)
2022	1	1	354 (108)	741 (241)	818 (254)	1 257 (400)

FIGURES

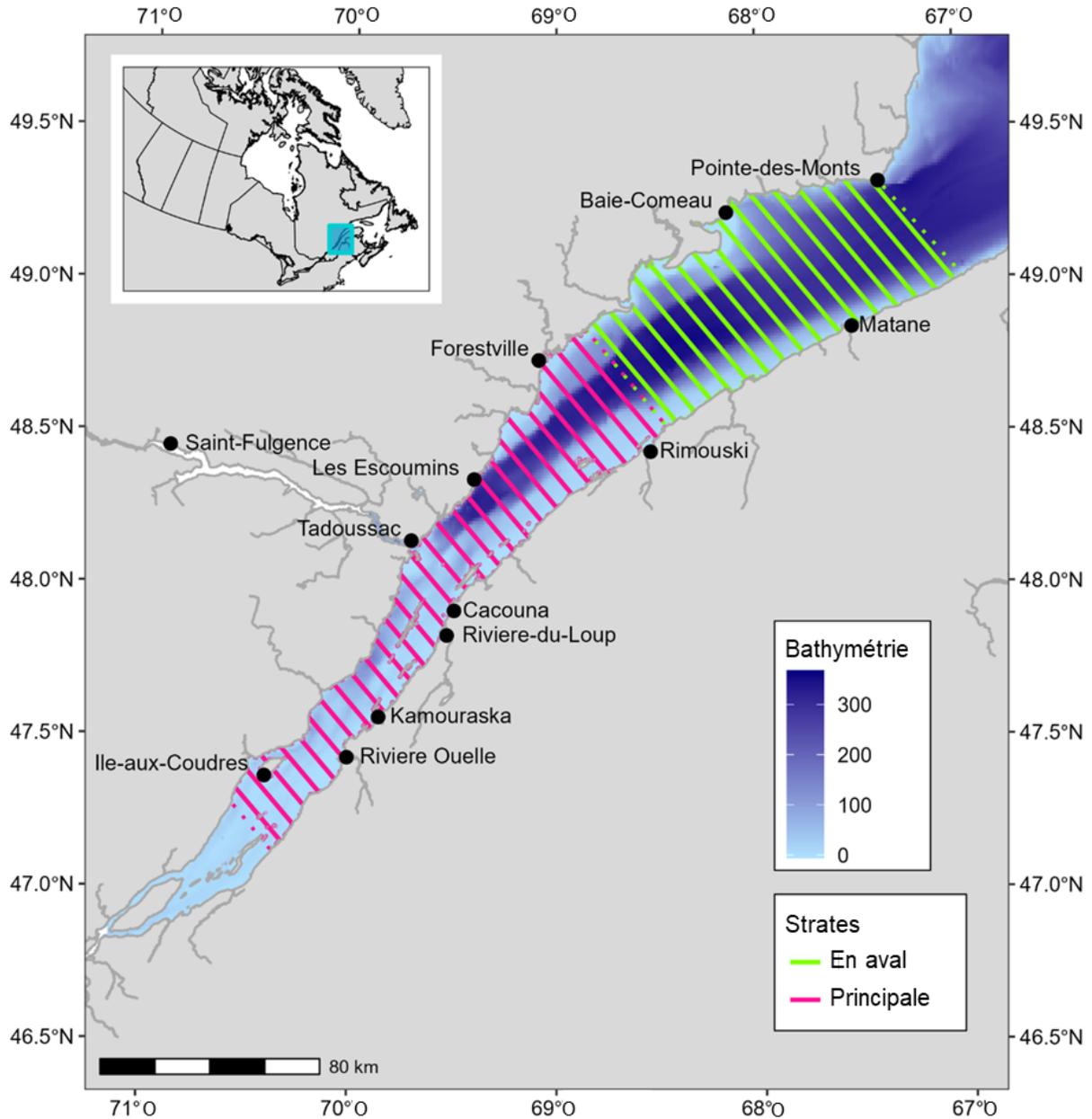


Figure 1. Étendue de la zone d'étude et exemple de la méthodologie de relevés systématiques avec exemple de placement aléatoire utilisé pour les relevés visuels des transects linéaires. Les lignes continues représentent les transects linéaires survolés tous les 4 milles marins et les lignes pointillées indiquent les extrémités des strates principale et en aval. Les relevés photographiques effectués en 2019 ont couvert la partie principale de l'estuaire et ont utilisé des transects linéaires espacés de 4 milles marins, comme on le voit ici.

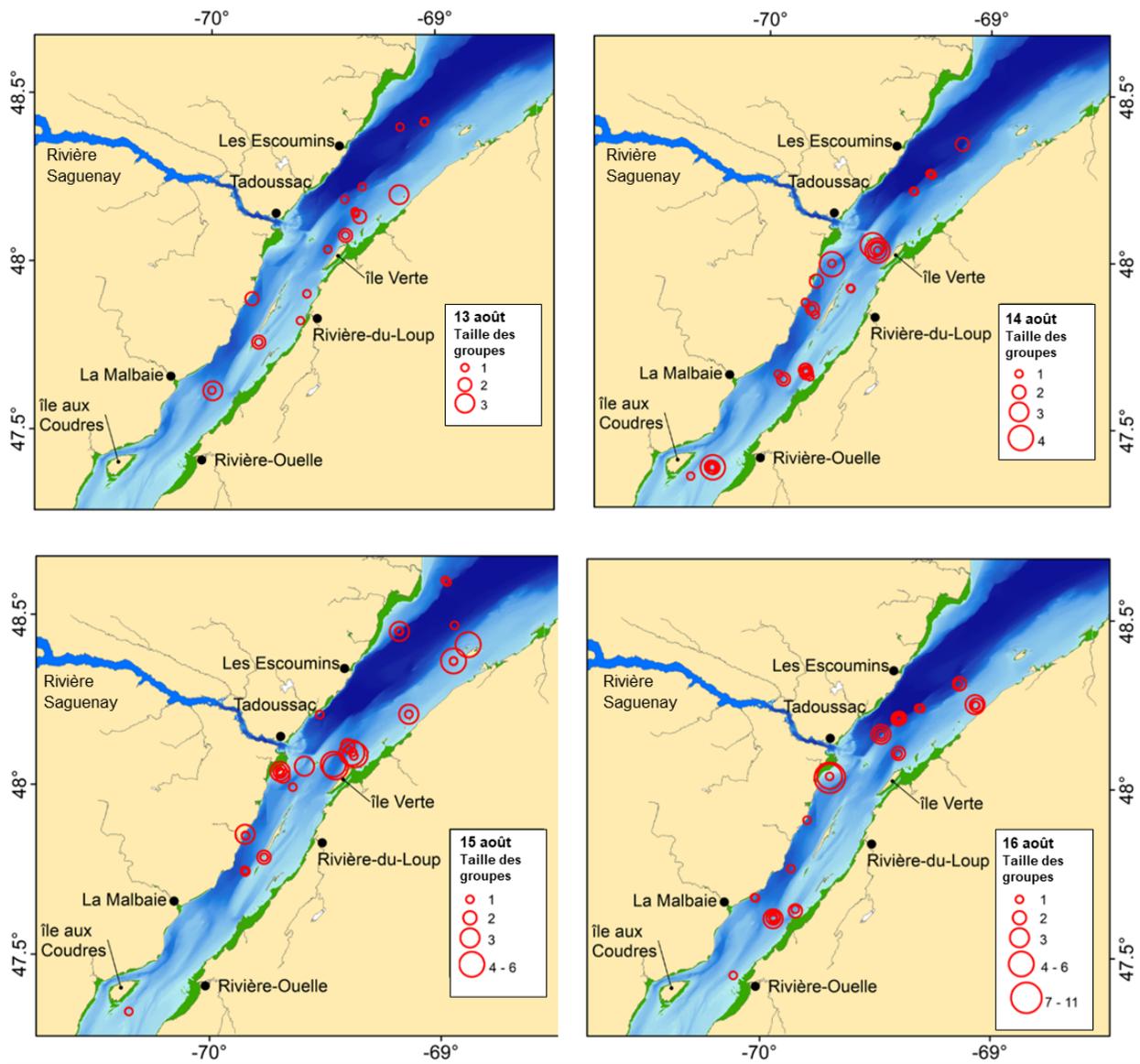


Figure 2. Distribution des observations faites au cours des quatre relevés photographiques des bélugas de l'estuaire du Saint-Laurent réalisés du 13 au 16 août 2019.

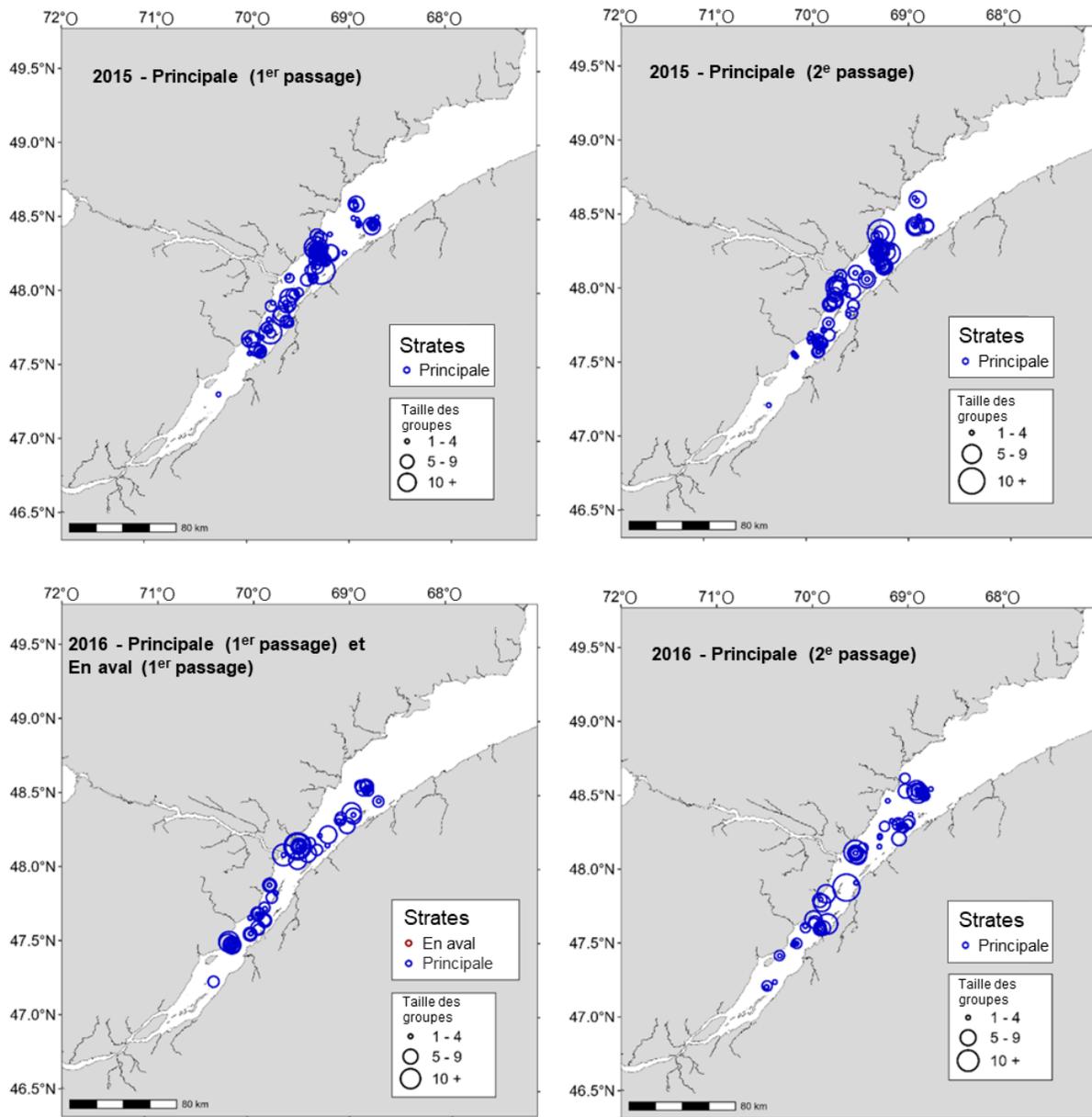


Figure 3. Emplacements et tailles des groupes de bélugas détectés le long des transects linéaires pendant les deux passages de relevés de 2015 (en haut) et 2016 (en bas). Suite de la figure aux pages suivantes.

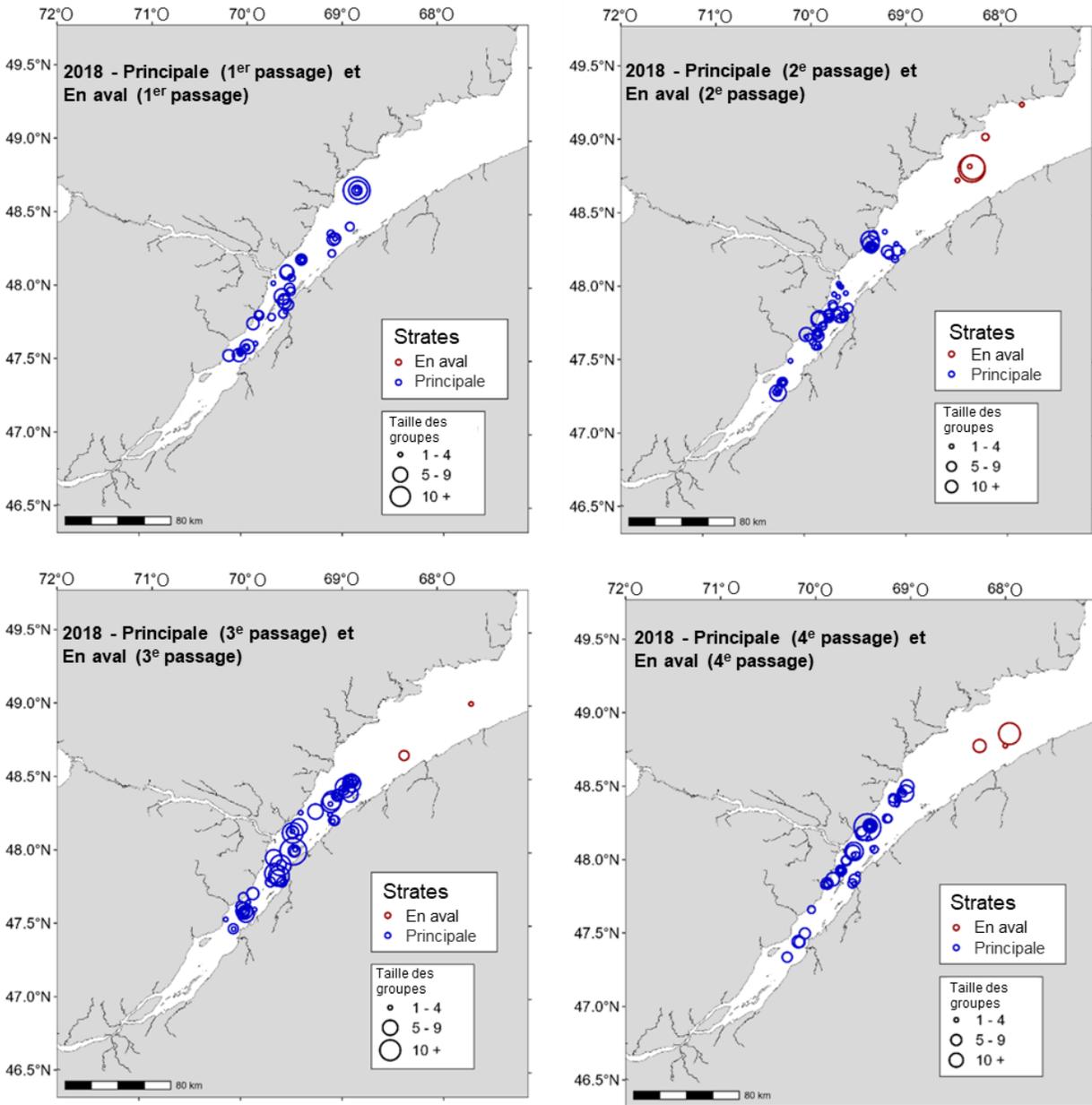


Figure 3. (suite) Emplacements et tailles des groupes de bélugas détectés le long des transects linéaires au cours des quatre premiers passages de relevé de 2018. Suite de la figure aux pages suivantes.

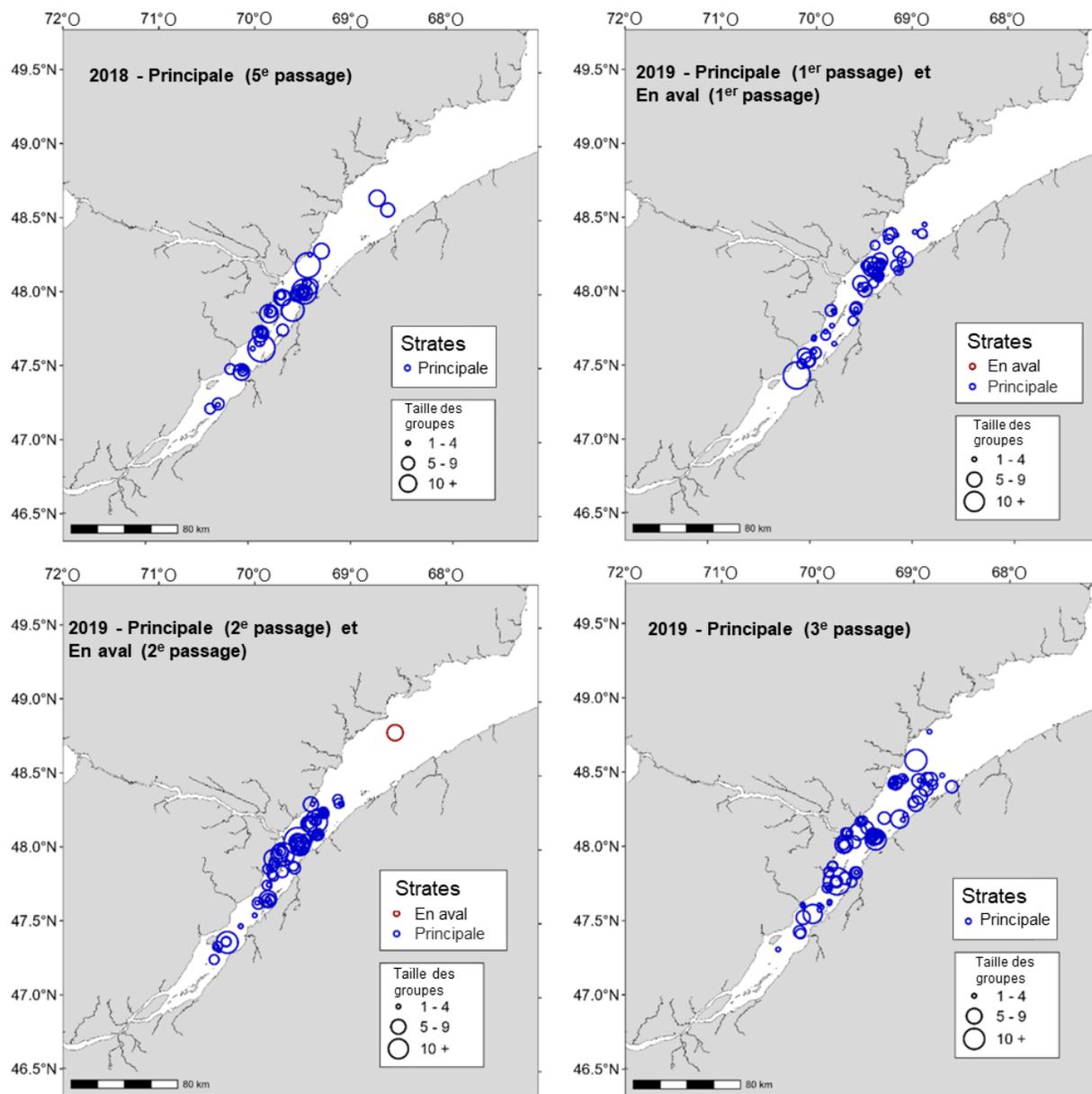


Figure 3. (suite) Emplacements et tailles des groupes de bélugas détectés le long des transects linéaires pendant le cinquième passage de relevé de 2018 (en haut à gauche) et 2019 (en haut à droite et en bas). Suite de la figure aux pages suivantes.

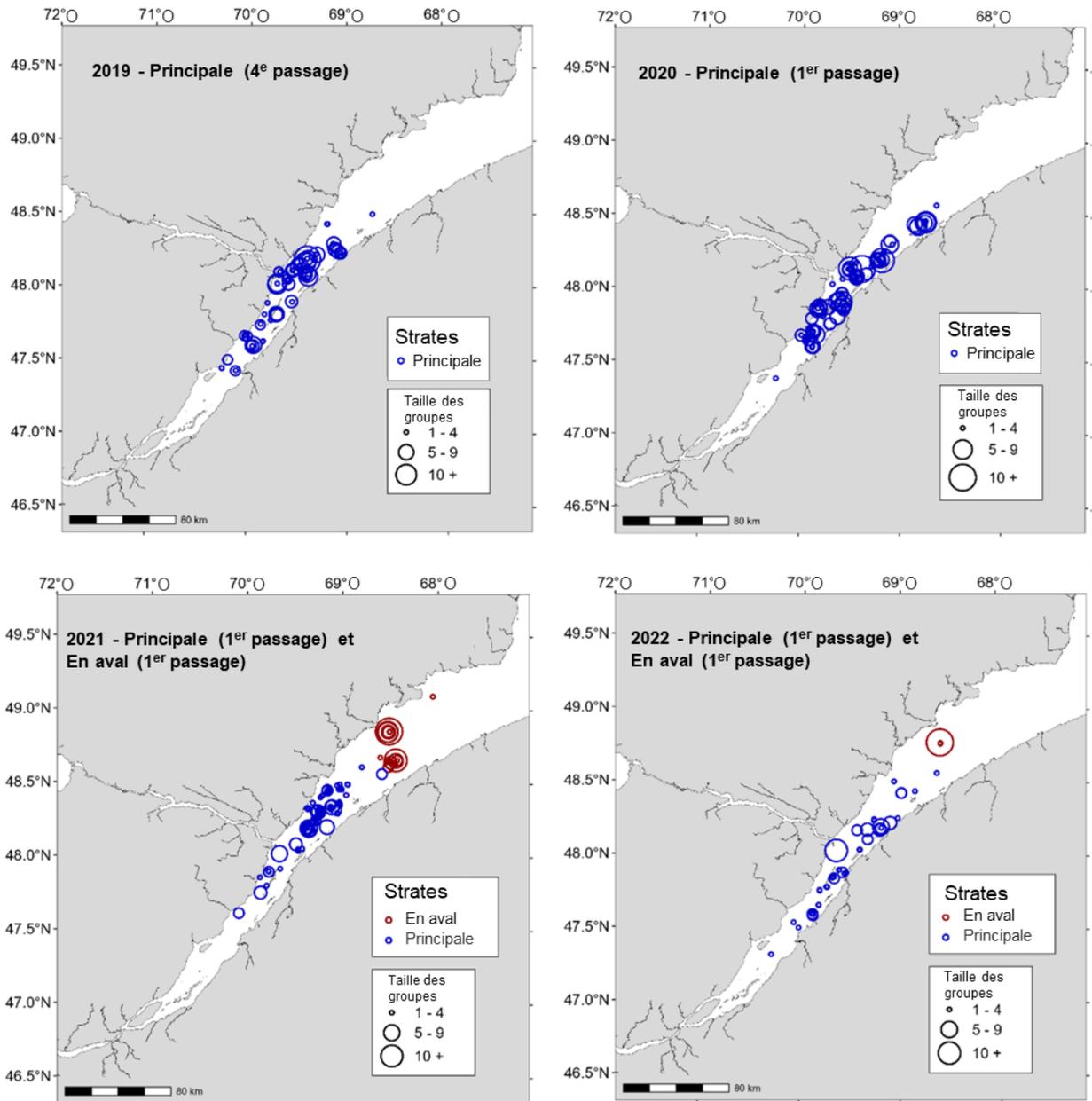


Figure 3. (suite) Emplacements et tailles des groupes de bélugas détectés le long des transects linéaires pendant le quatrième passage de relevé de 2019 (en haut à gauche), du relevé de 2020 (en haut à droite), du relevé de 2021 (en bas à gauche) et du relevé de 2022 (en bas à droite).

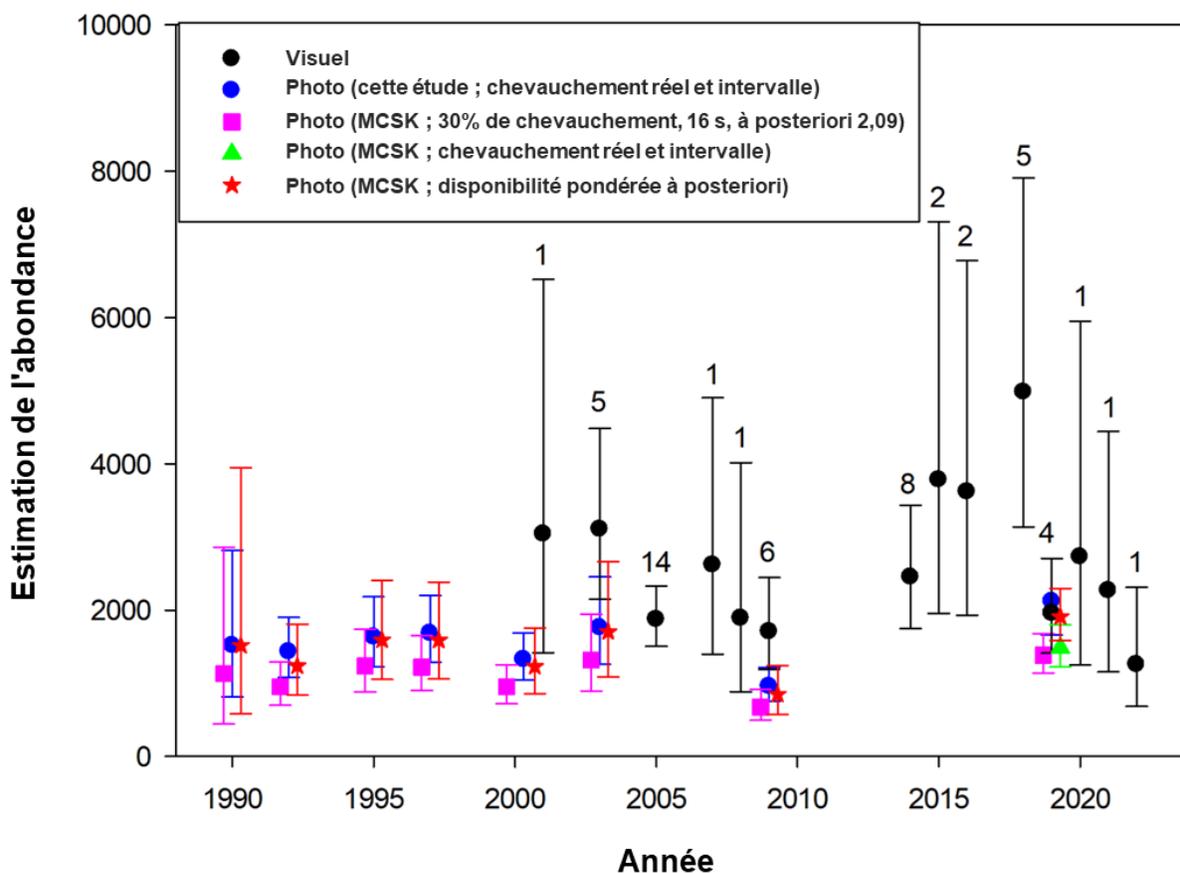


Figure 4. Estimations d'abondance corrigées (et ET) des relevés photographiques (cercles bleus) et visuels (cercles noirs) effectués entre 1990 et 2022 dans l'estuaire du Saint-Laurent (présente étude). Les estimations d'abondance obtenues pour les relevés photographiques de 2019 en appliquant divers facteurs de correction a posteriori du biais de disponibilité sont également présentées : en utilisant la disponibilité moyenne pondérée avec un seuil de turbidité de 4 m chez les 27 bélugas portant une balise (0,367; ET = 0,019), tout en tenant compte du chevauchement des photographies et de l'intervalle de prise de vue (étoiles rouges), et en utilisant le facteur de correction a posteriori du biais de disponibilité accepté précédemment (Kingsley et Gauthier 2002), ajusté (de 2,21 à 2,26; triangle vert) et non ajusté (2,09; carré rose) en fonction des différents chevauchements des photographies (de 29 à 39 % c. 30 %) et de l'intervalle de prise de vue (de 3 à 6 s c. 16 s).

ANNEXE 1. ZONE DE CHEVAUCEMENT POUR LES RELEVÉS PHOTOGRAPHIQUES DE 2019

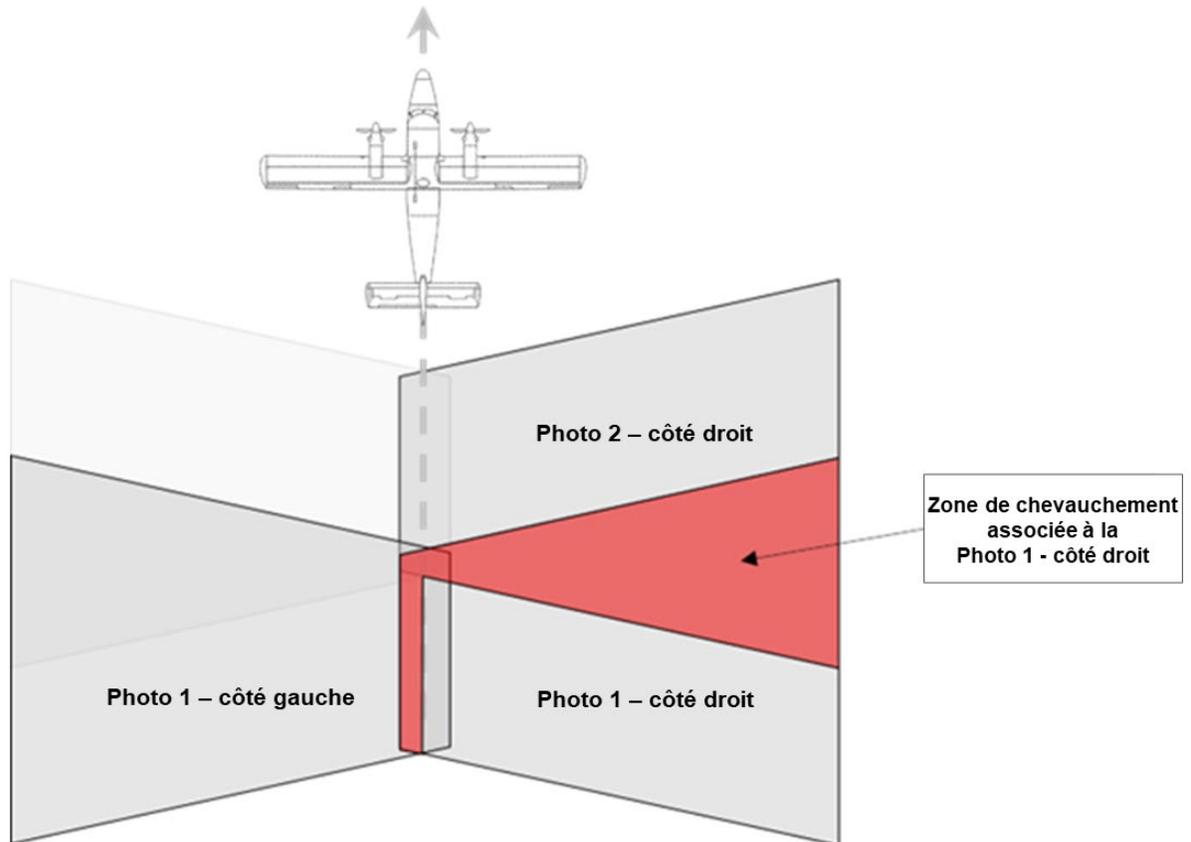
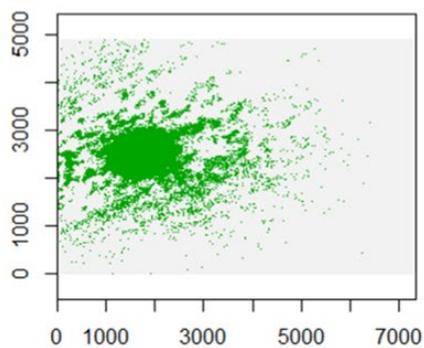


Figure A1.1. Représentation de la zone couverte par les images subséquentes prises depuis l'avion pendant le relevé photographique et de leur zone de chevauchement.

ANNEXE 2. DÉTECTION DES REFLETS SUR LES PHOTOS



Prop. occupée par le reflet = 14%



Prop. occupée par le reflet = 20.4%

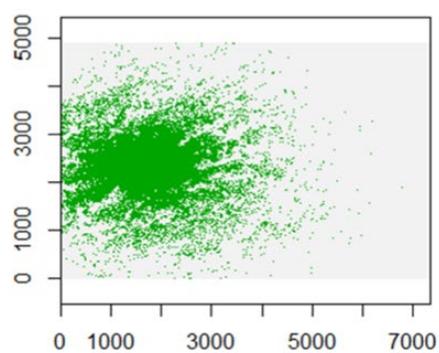


Figure A2.1. Illustration de la méthode de détection des reflets sur les photos utilisant une valeur minimale de 200 sur chacune des couches rouge, verte et bleue du spectre de couleurs primaires RVB pour détecter la proportion d'une photo dans laquelle la détection des bélugas est compromise en raison de la réflexion du soleil.

ANNEXE 3. CONCEPTION DÉTAILLÉE DES RELEVÉS PHOTOGRAPHIQUES

Tableau A3.1. Paramètres d'estimation du biais de disponibilité et de l'abondance pour les relevés photographiques effectués de 1990 à 2019.

Année	Référence	Espacement des lignes de vol (milles marins)	Intervalle entre les photos (s)	Chevauchement des photos (%)	Altitude (m)
1990	Kingsley et Hammill 1991	variable	~18 ^c	20 ^{a,b}	Strate 1 : 1 219 Strate 2 : 914 Strate 3 : 914
1992	Kingsley 1993	2	15 à 20 (18)	20 ^a	1 219
1995	Kingsley 1996	2	14 à 17 (16)	33 ^a	1 219
1997	Kingsley 1999	2	~16 ^c	30 ^a	1 219
2000	Gosselin <i>et al.</i> 2001	2	~16 ^c	29	1 223
2003	Gosselin <i>et al.</i> 2007	2	~16 ^c	31	1 219
2009	Gosselin <i>et al.</i> 2014	2	~19	17	1 219
2019	St-Pierre <i>et al.</i> sous presse	4	6 s passage 1; 3 s passages 2 à 4;	29 % passage 1; 37 à 39 % passages 2 à 4; 36 % dans l'ensemble	334 à 337

^a Chevauchement cible; chevauchement non atteint

^b Le chevauchement a été jugé « minime », mais a été estimé à partir de photos utilisant des repères a posteriori ou des secteurs riverains et des débris à environ 20 %.

^c Estimé à partir du chevauchement et de l'altitude de vol

ANNEXE 4. COUVERTURE OBTENUE PENDANT LES RELEVÉS PHOTOGRAPHIQUES, DU 13 AU 16 AOÛT 2019

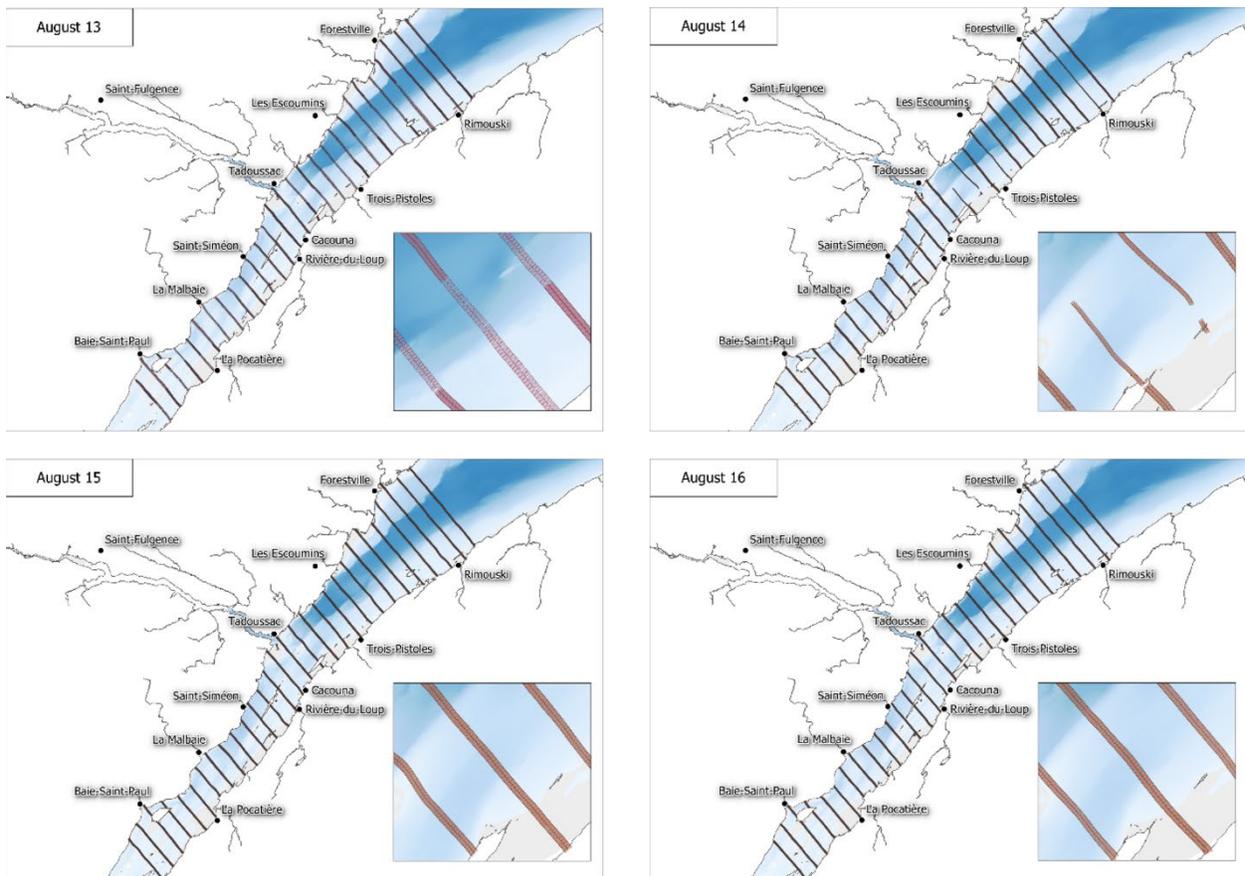


Figure A4.1. Illustration des photographies prises le long des transects linéaires survolés pendant les relevés de 2019.

**ANNEXE 5. DÉNOMBREMENTS DES BÉLUGAS SUR LES PHOTOGRAPHIES
PRISES PENDANT LES RELEVÉS AÉRIENS DES TRANSECTS PAR BANDES, DU
13 AU 16 AOÛT 2019**

Tableau A5.1. Pourcentage d'éblouissement, chevauchement et nombre de bélugas comptés sur 6 700 images numériques le 13 août 2019 après le retrait des doublons sur le chevauchement des photographies adjacentes le long des transects.

Numéro de ligne	N ^{bre} de clichés	Dénombrement	% de chevauchement	% d'éblouissement
1	500	–	40,1	0,0
2	421	–	29,9	0,1
3	520	–	37,1	0,1
4	296	–	27,5	0,0
5	247	–	18,3	0,1
6	252	2	18,0	0,2
7	273	1	27,0	0,3
8	219	–	22,3	0,3
9	234	3	28,7	0,2
10	125	4	4,5	0,6
11	158	8	8,4	1,0
12	221	3	27,8	0,9
13	203	1	28,9	1,2
14	289	–	32,2	3,4
15	363	1	51,2	2,7
16	239	2	30,3	1,1
17	214	4	34,6	1,5
18	194	3	25,4	3,3
19	194	–	38,7	5,1
20	146	–	23,5	11,5
21	133	4	8,6	5,4
22	113	–	5,0	2,8
23	151	–	25,0	11,1
24	168	–	25,5	10,9
25	204	–	35,6	18,9
26	147	–	22,2	14,3
27	247	–	31,1	16,6
28	229	–	36,5	6,8

Tableau A5.2. Pourcentage d'éblouissement, chevauchement et nombre de bélugas comptés sur 8 835 images numériques le 14 août 2019 après le retrait des doublons sur le chevauchement des photographies adjacentes le long des transects.

Numéro de ligne	N ^{bre} de clichés	Dénombrement	% de chevauchement	% d'éblouissement
1	640	—	41,6	0,1
2	374	—	37,3	0,2
3	616	—	41,9	0,1
4	482	—	39,6	0,2
5	437	—	42,6	0,2
6	451	—	41,2	0,2
7	406	2	42,3	0,3
8	369	—	40,9	0,3
9	236	5	39,2	0,5
10	325	3	40,7	0,3
11	128	—	44,2	0,3
12	126	—	37,3	0,2
13	319	15	43,8	0,6
14	287	—	35,1	0,9
15	311	8	39,5	0,0
16	288	2	39,0	0,1
17	280	7	40,7	1,0
18	231	—	37,1	0,7
19	238	13	37,8	2,8
20	205	5	36,6	1,8
21	262	—	36,0	1,9
22	217	—	34,6	4,2
23	232	—	47,1	9,2
24	228	—	36,9	10,1
25	276	21	39,3	13,0
26	239	1	35,1	9,0
27	322	—	37,3	9,7
28	310	—	34,8	6,2

Tableau A5.3. Pourcentage d'éblouissement, chevauchement et nombre de bélugas comptés sur 10 062 images numériques le 15 août 2019 après le retrait des doublons sur le chevauchement des photographies adjacentes le long des transects.

Numéro de ligne	N ^{bre} de clichés	Dénombrement	% de chevauchement	% d'éblouissement
0	625	—	41,2	0,3
2	557	—	32,5	0,2
3	661	—	40,4	0,2
4	522	6	33,7	0,2
5	449	1	40,2	0,9
6	462	6	38,3	0,2
7	433	5	42,2	0,5
8	380	—	37,3	0,1
9	346	7	36,8	0,3
10	346	—	40,4	0,3
11	310	—	38,7	0,3
12	338	15	43,1	0,2
13	284	10	37,7	0,5
14	311	3	39,4	1,0
15	325	10	39,1	5,1
16	312	—	41,1	4,1
17	268	—	39,2	8,9
18	270	9	40,3	5,0
19	230	3	38,9	5,6
20	254	—	41,6	2,9
21	231	—	41,5	5,7
22	261	—	43,0	3,1
23	213	—	36,3	4,6
24	234	—	37,2	5,9
25	253	—	39,3	10,2
26	247	—	38,1	5,2
27	302	1	39,6	6,2
28	336	—	42,6	4,0
29	302	—	38,1	6,5

Tableau A5.4. Pourcentage d'éblouissement, chevauchement et nombre de bélugas comptés sur 9 846 images numériques le 16 août 2019 après le retrait des doublons sur le chevauchement des photographies adjacentes le long des transects.

Numéro de ligne	N ^{bre} de clichés	Dénombrement	% de chevauchement	% d'éblouissement
1	541	—	34,6	0,0
2	619	—	37,5	0,1
3	605	—	35,6	0,6
4	541	—	39,0	0,0
5	406	—	34,3	0,9
6	478	—	37,2	2,1
7	416	—	35,7	0,0
8	379	12	38,5	0,1
9	315	—	35,4	0,1
10	372	6	43,8	0,0
11	297	16	33,2	2,3
12	351	9	41,9	0,1
13	275	—	34,8	0,4
14	325	—	39,4	0,1
15	311	16	34,6	27,0
16	300	—	34,8	3,9
17	264	1	37,4	1,3
18	262	—	36,9	15,7
19	222	1	40,3	3,4
20	240	3	37,0	0,2
21	227	13	39,3	0,3
22	254	—	42,3	19,9
23	213	—	39,4	1,0
24	225	1	33,3	0,3
25	247	—	39,8	15,0
26	240	—	40,1	31,6
27	310	—	38,0	32,1
28	325	—	41,8	46,8
29	286	—	41,4	85,8

ANNEXE 6. DISTRIBUTION DES BÉLUGAS DÉTECTÉS DANS LES RELEVÉS DE 2001 À 2014

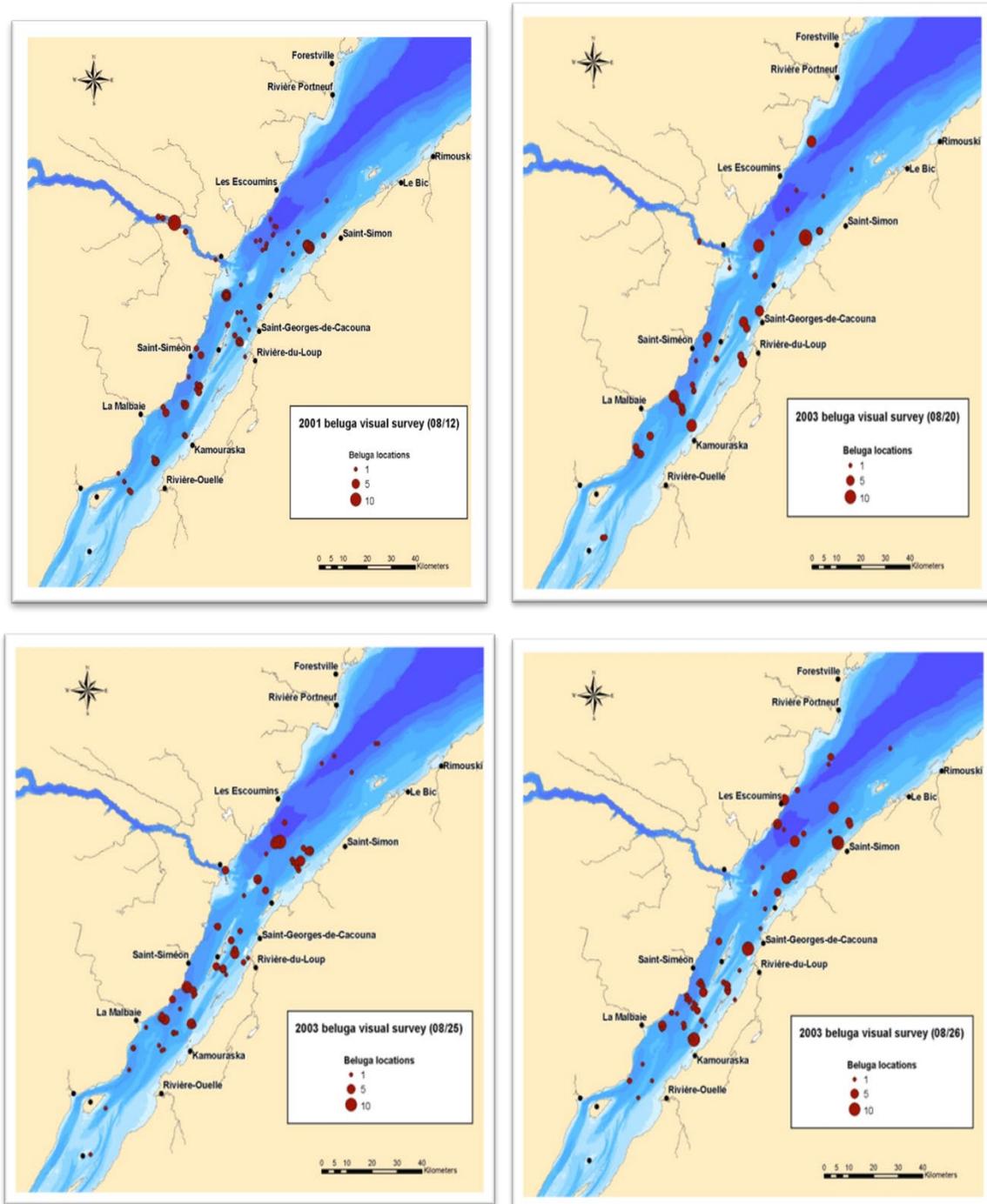


Figure A6.1. Emplacements et tailles des groupes de bélugas détectés le long des transects linéaires survolés le 12 août (en haut à gauche), le 20 août (en haut à droite), le 25 août (en bas à gauche) et le 26 août 2003 (en bas à droite). Tiré de Gosselin et al. 2014.

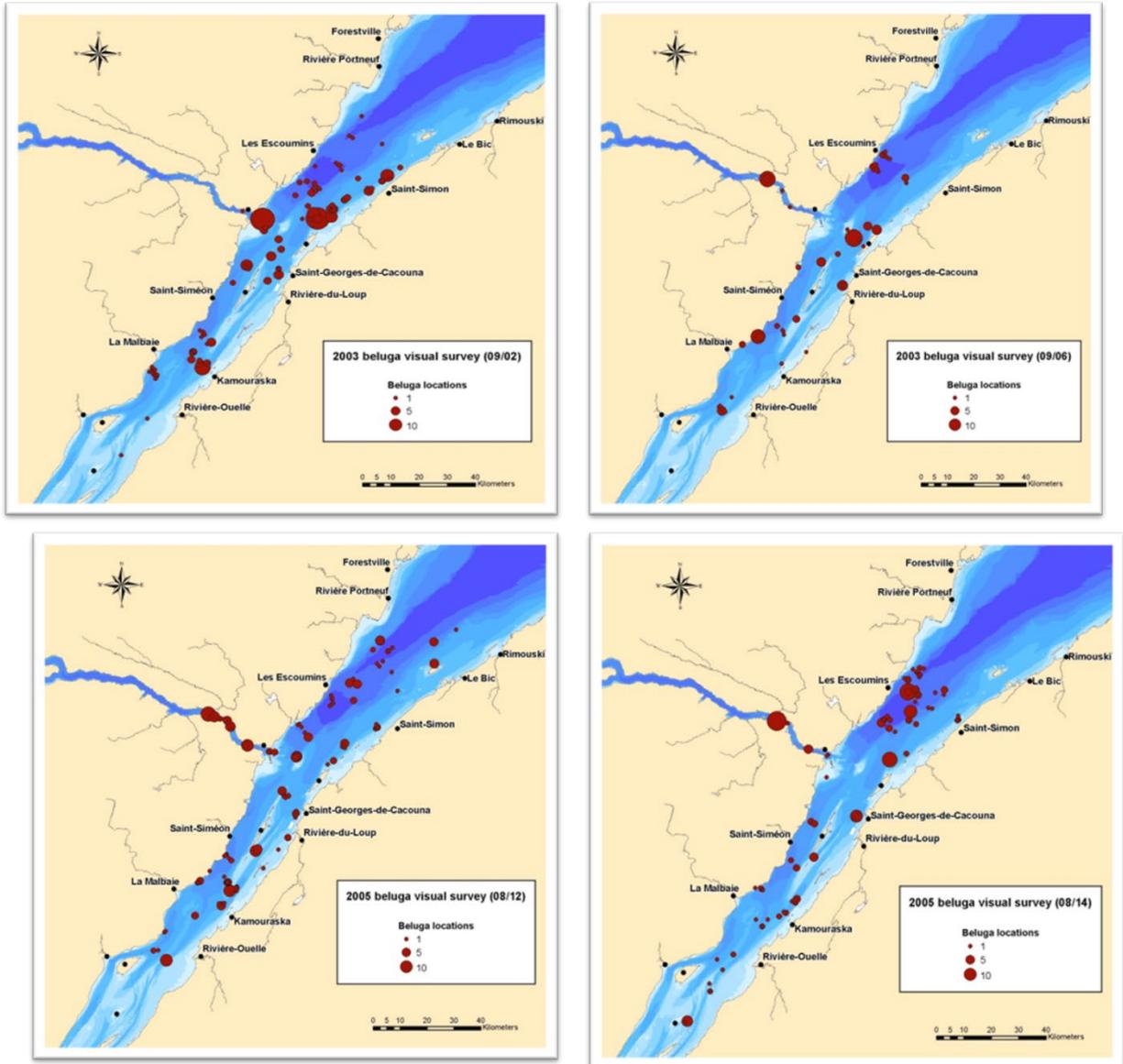


Figure A6.2. Emplacements et tailles des groupes de bélugas détectés le long des transects linéaires survolés le 2 septembre 2003 (en haut à gauche), le 4 septembre 2003 (en haut à droite), le 12 août 2005 (en bas à gauche) et le 14 août 2005 (en bas à droite). Tiré de Gosselin et al. 2014.

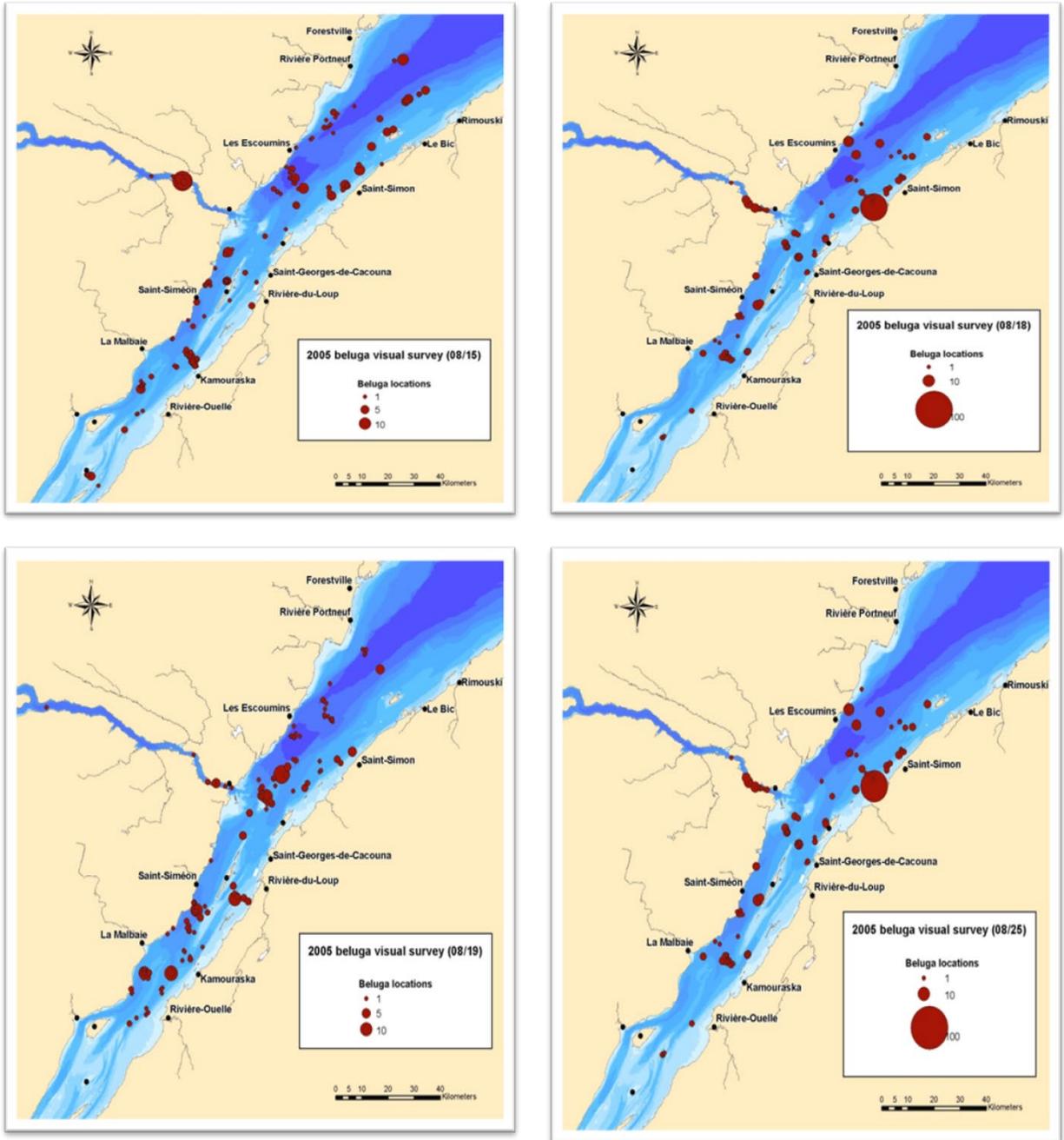


Figure A6.3. Emplacements et tailles des groupes de bélugas détectés le long des transects linéaires survolés le 15 août 2005 (en haut à gauche), le 18 août 2005 (en haut à droite), le 19 août 2005 (en bas à gauche) et le 25 août 2005 (en bas à droite). Tiré de Gosselin et al. 2014.

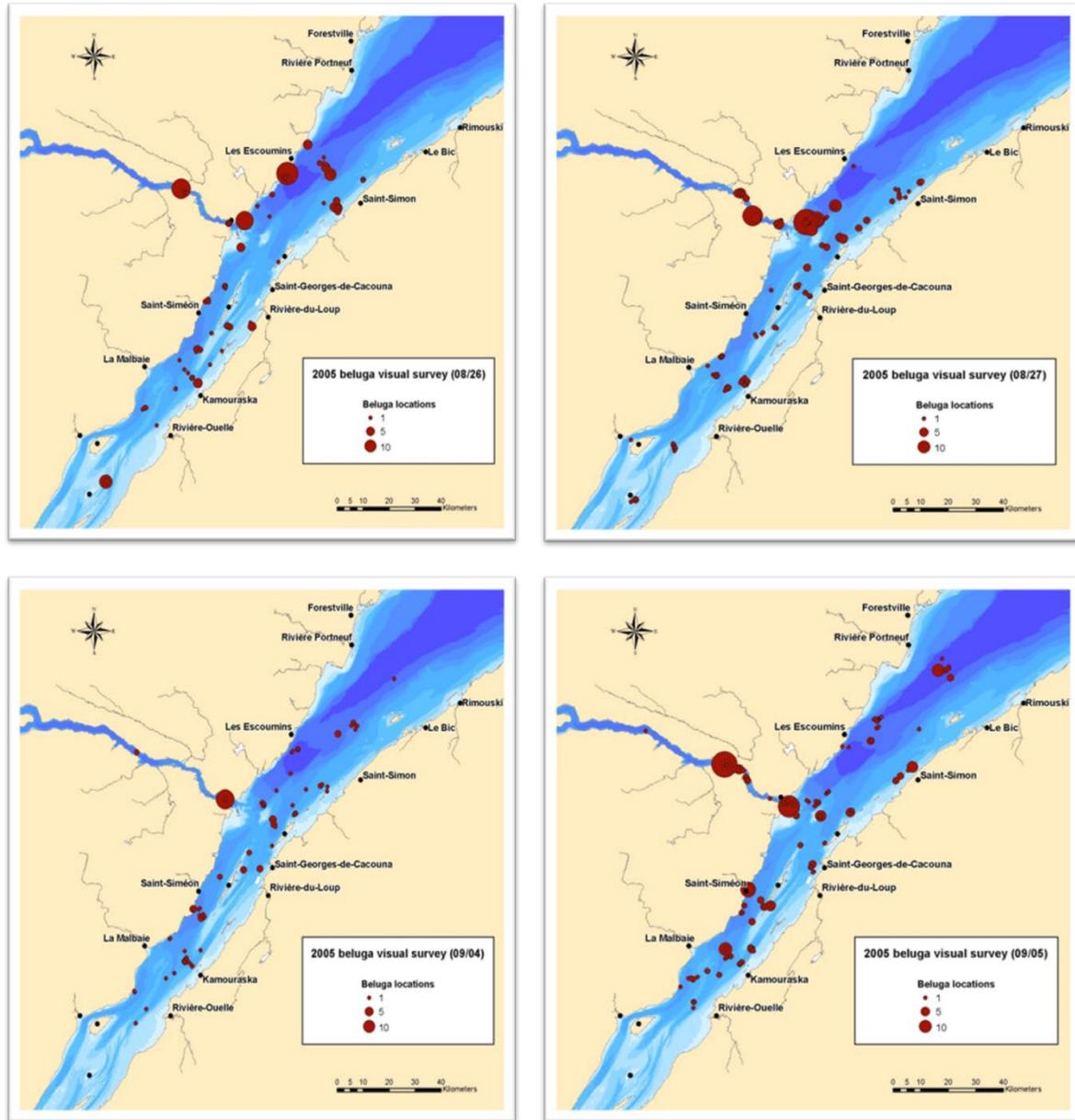


Figure A6.4. Emplacements et tailles des groupes de bélugas détectés le long des transects linéaires survolés le 26 août 2005 (en haut à gauche), le 27 août 2005 (en haut à droite), le 4 septembre 2005 (en bas à gauche) et le 5 septembre 2005 (en bas à droite). Tiré de Gosselin et al. 2014.

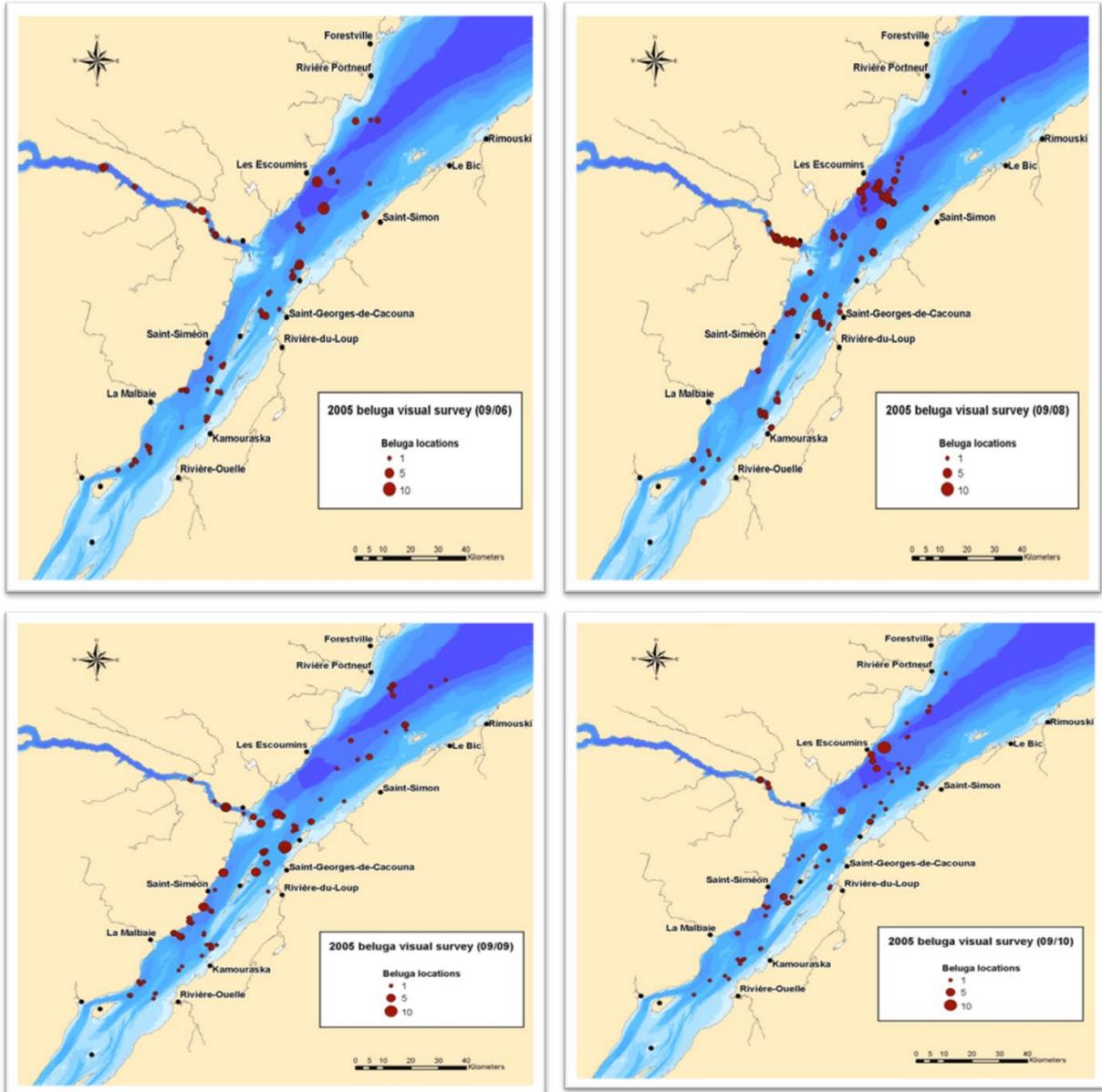


Figure A6.5. Emplacements et tailles des groupes de bélugas détectés le long des transects linéaires survolés le 6 septembre 2005 (en haut à gauche), le 8 septembre 2005 (en haut à droite), le 9 septembre 2005 (en bas à gauche) et le 10 septembre 2005 (en bas à droite). Tiré de Gosselin et al. 2014.

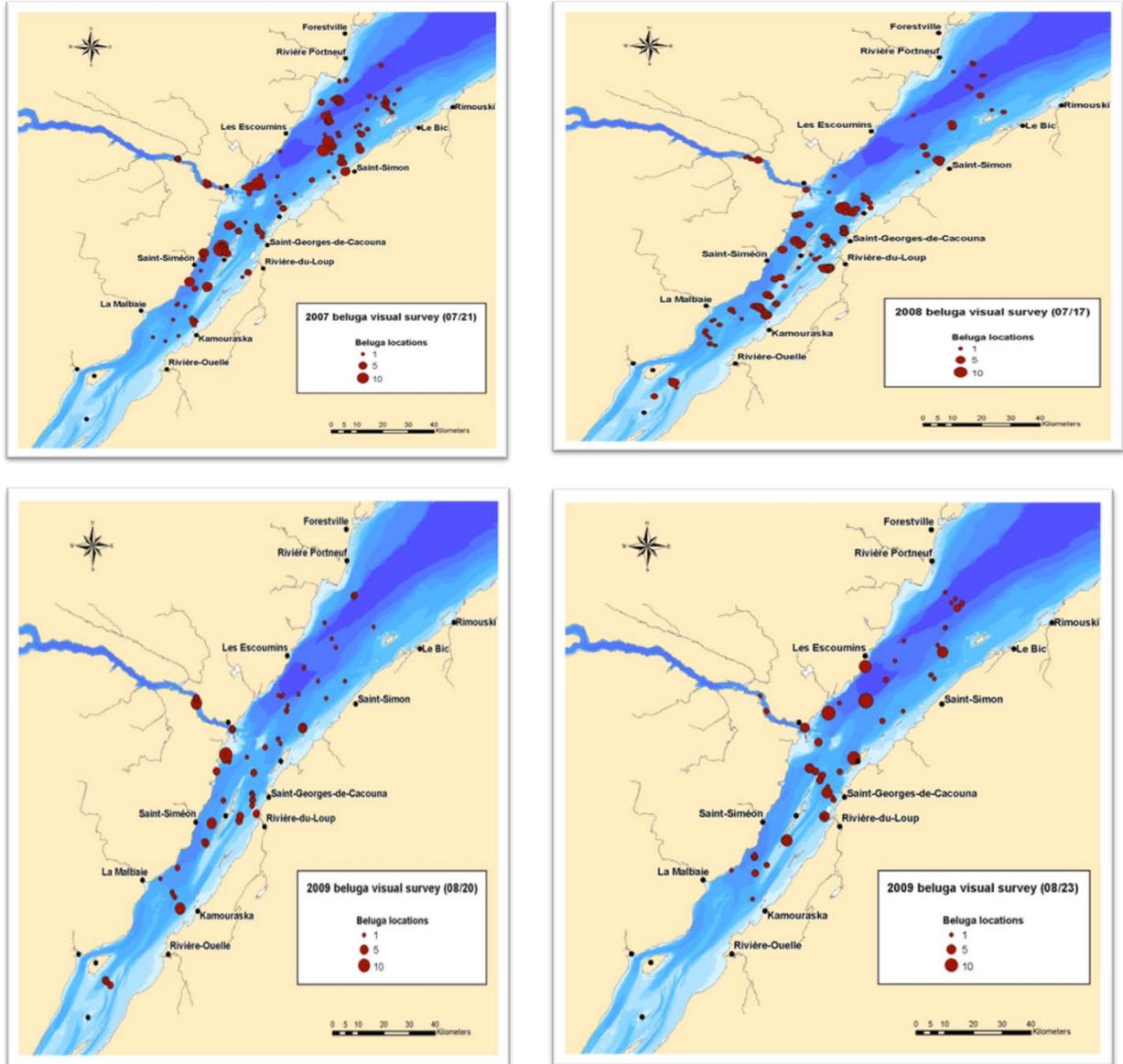


Figure A6.6. Emplacements et tailles des groupes de bélugas détectés le long des transects linéaires survolés le 21 juillet 2007 (en haut à gauche), le 17 juillet 2008 (en haut à droite), le 20 août 2009 (en bas à gauche) et le 23 août 2009 (en bas à droite). Tiré de Gosselin et al. 2014.

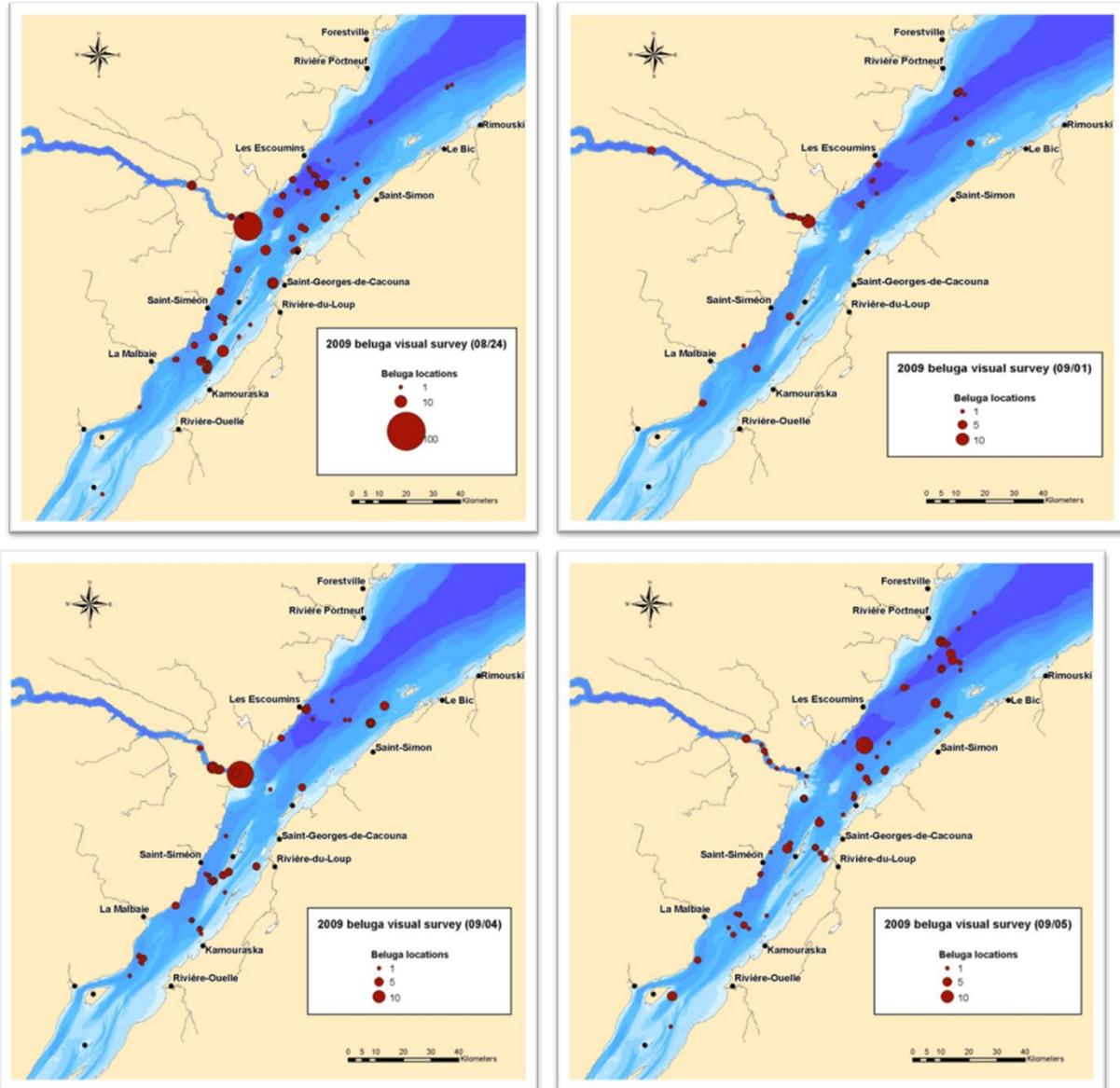


Figure A6.7. Emplacements et tailles des groupes de bélugas détectés le long des transects linéaires survolés le 24 août 2009 (en haut à gauche), le 1^{er} septembre 2009 (en haut à droite), le 4 septembre 2009 (en bas à gauche) et le 5 septembre 2009 (en bas à droite). Tiré de Gosselin et al. 2014.

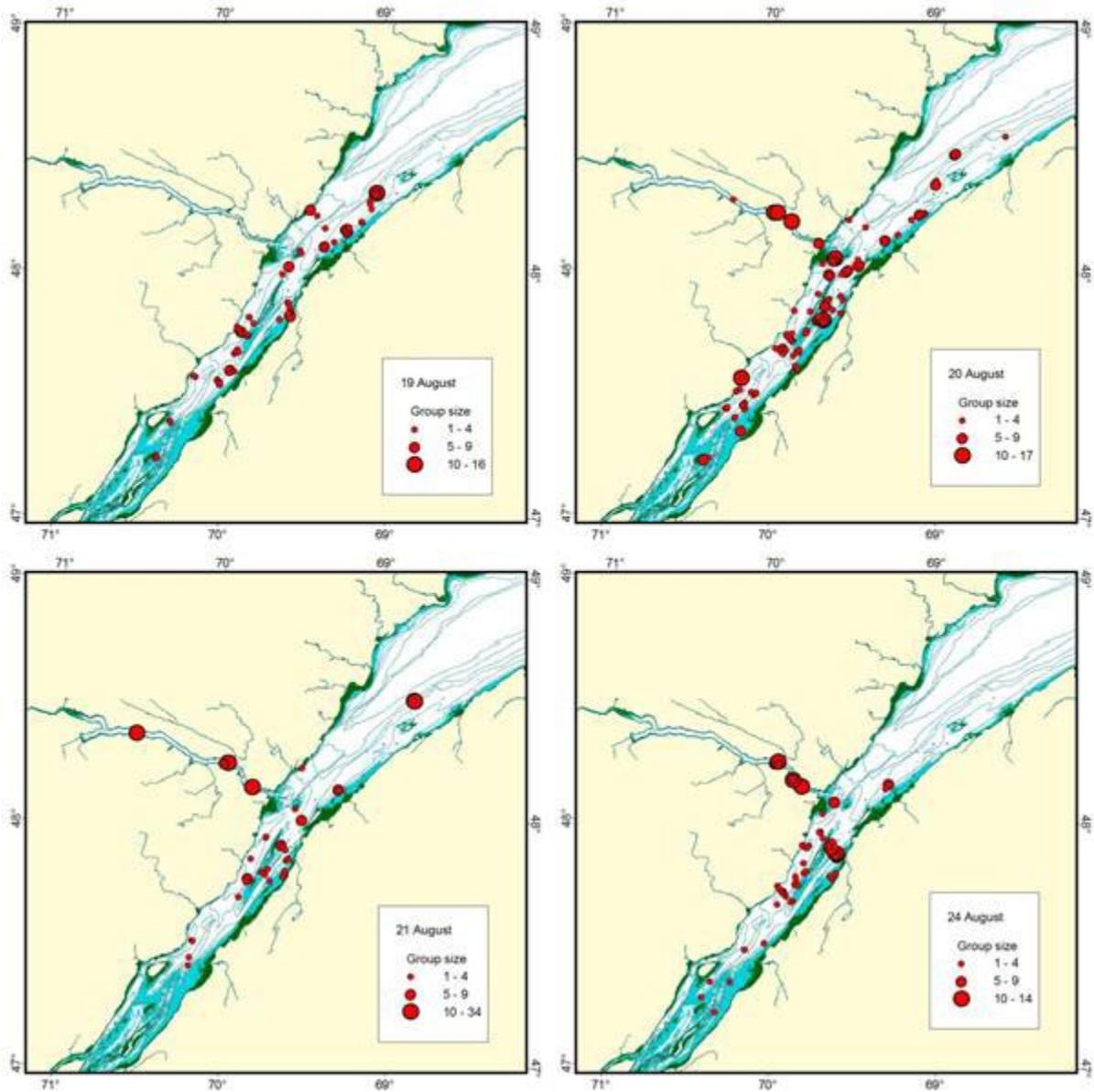


Figure A6.8. Emplacements et tailles des groupes de bélugas détectés le long des transects linéaires survolés dans l'estuaire du Saint-Laurent et la rivière Saguenay du 19 août au 10 septembre 2014. La rivière Saguenay n'a pas fait l'objet de relevés le 19 août. Tiré de Gosselin et al. 2017.

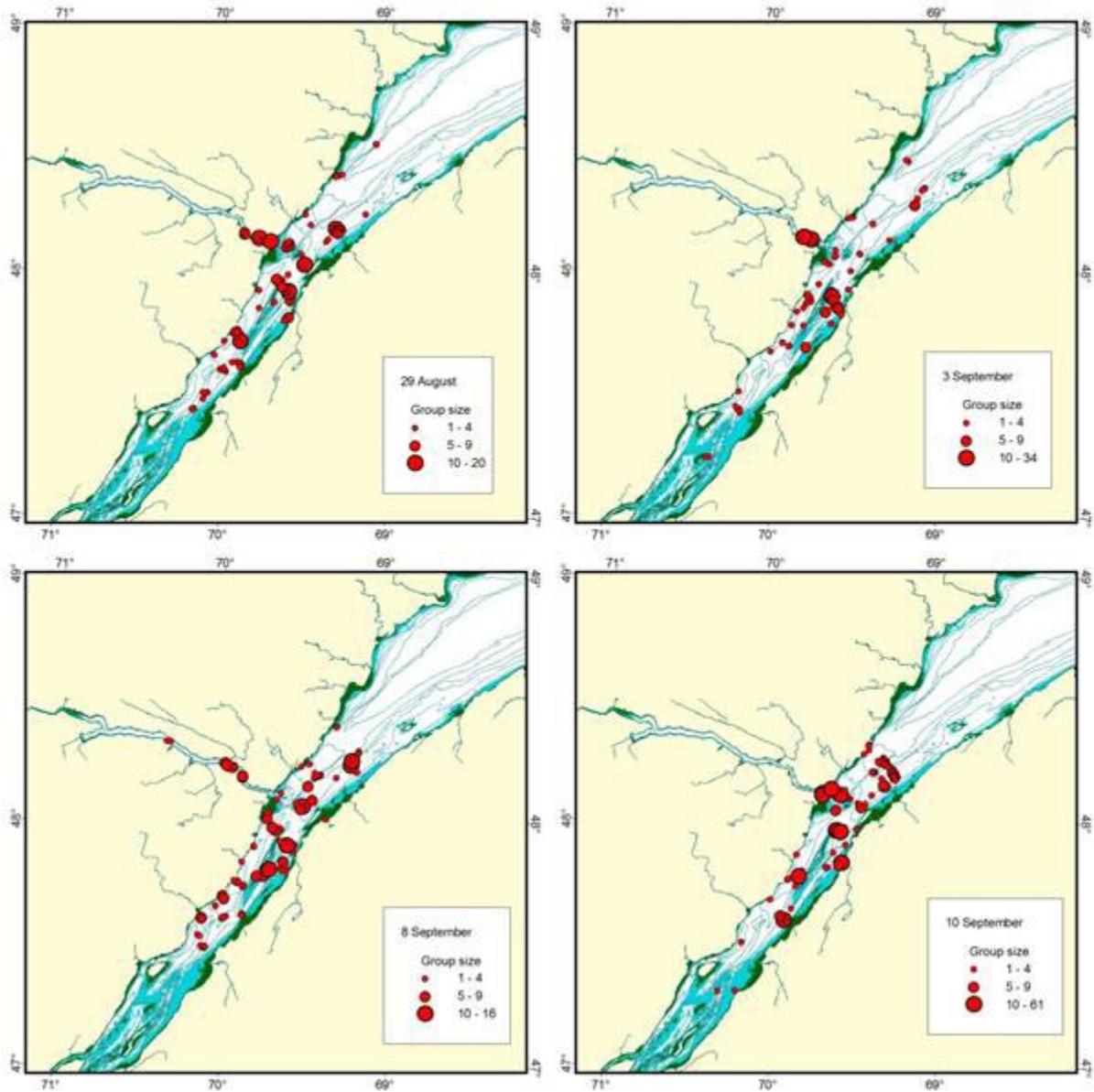


Figure A6.9. Emplacements et tailles des groupes de bélugas détectés le long des transects linéaires survolés dans l'estuaire du Saint-Laurent et la rivière Saguenay du 19 août au 10 septembre 2014. Tiré de Gosselin et al. 2017.

ANNEXE 7. COURBES DE DÉTECTION TIRÉES DES RELEVÉS VISUELS

Reportez-vous au tableau 3 pour obtenir de plus amples renseignements sur les distances de troncature droite, les fonctions clés et les covariables appliqués à chaque courbe.

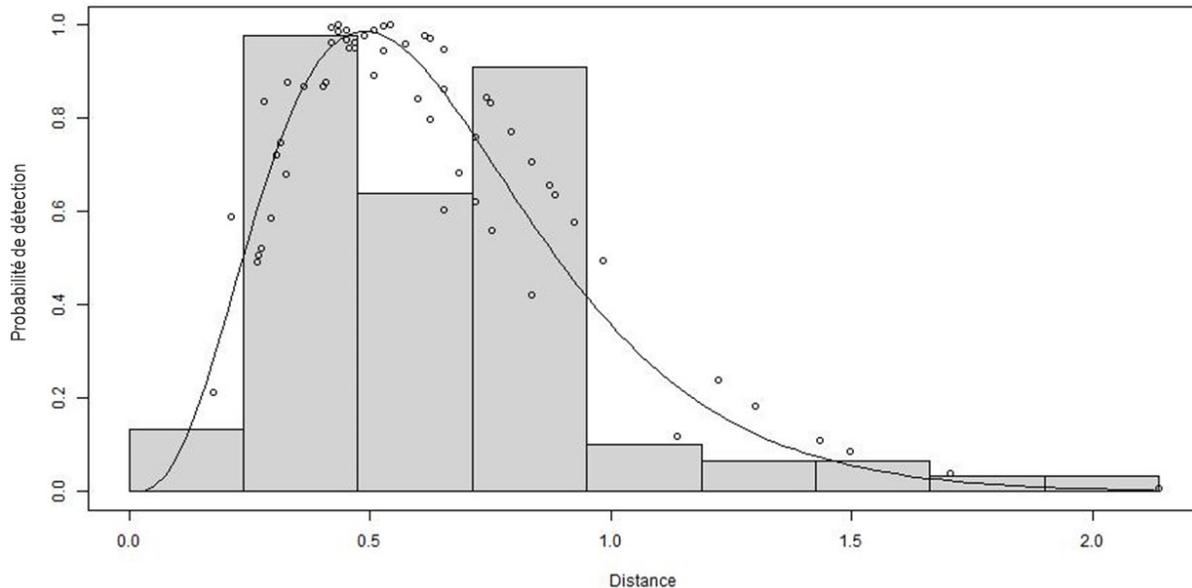


Figure A7.1. Courbe de détection du relevé de 2001. Cette analyse a utilisé une distance de troncature droite à la distance observée la plus éloignée et une fonction gamma clé (sans terme d'ajustement) avec l'échelle de Beaufort comme covariable. Le nombre d'observations utilisé dans la courbe de détection était de 88 et la demi-largeur de bande effective (DLBE) était de 705 m. Les distances sur l'axe des X sont en kilomètres.

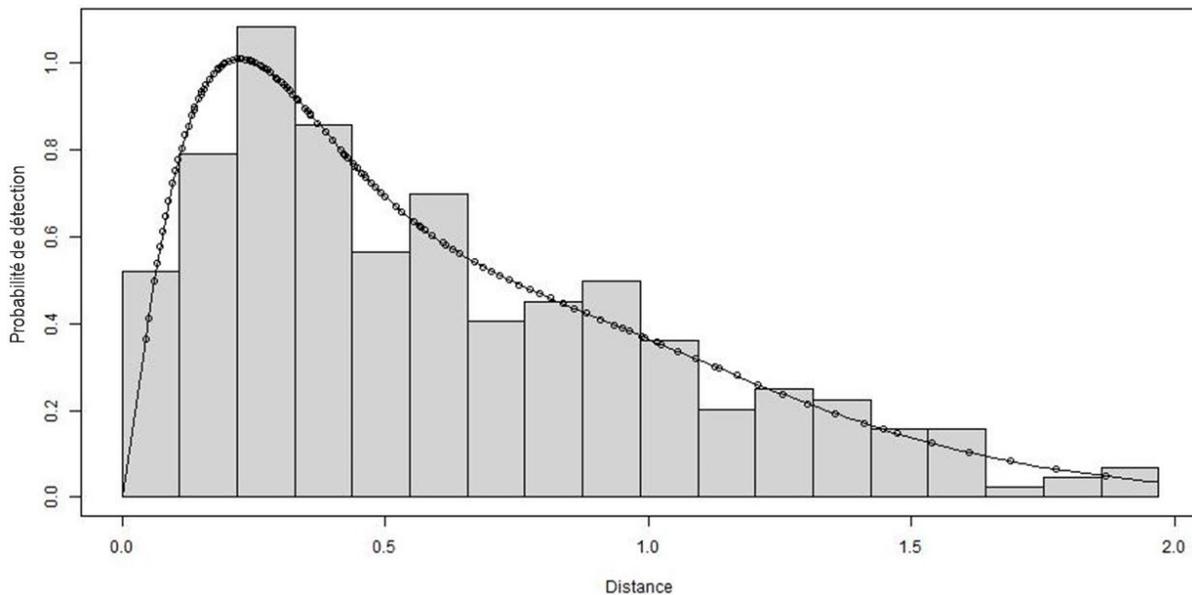


Figure A7.2. Courbe de détection du relevé de 2003. Cette analyse a utilisé une distance de troncature droite de 1 970 m et une fonction gamma clé (avec un terme d'ajustement polynomial) sans covariables. Le nombre d'observations utilisé dans la courbe de détection était de 326 et la demi-largeur de bande effective (DLBE) était de 805 m. Les distances sur l'axe des X sont en kilomètres.

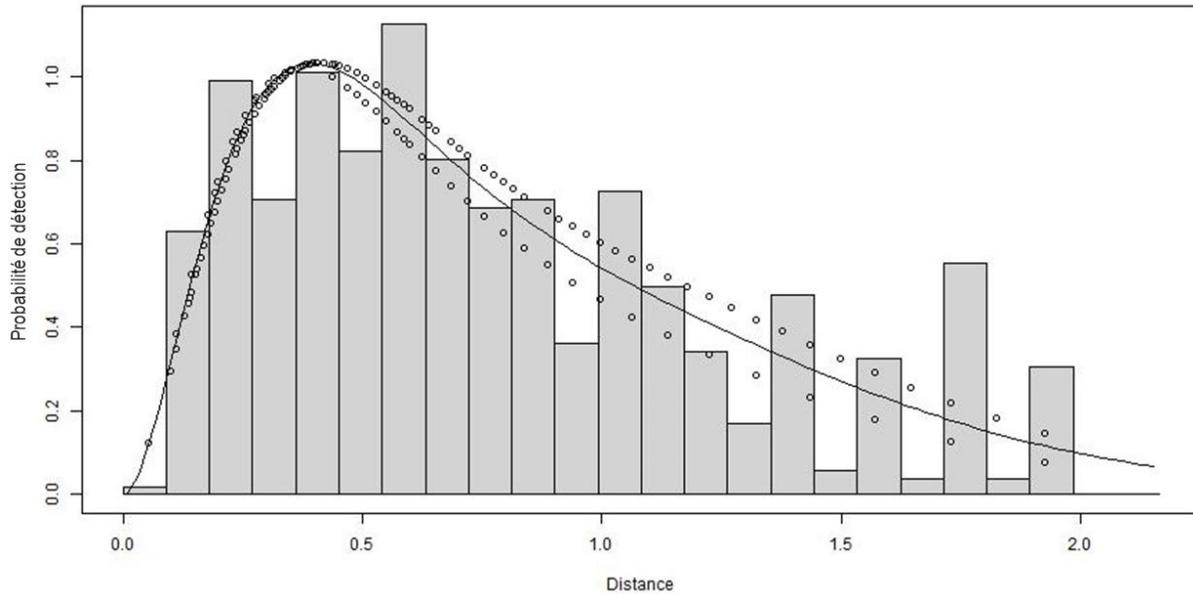


Figure A7.3. Courbe de détection du relevé de 2005 effectuée à 305 m d'altitude. Cette analyse a utilisé une distance de troncature droite de 2 165 m et une fonction gamma clé (avec un terme d'ajustement polynomial) avec l'identité de l'observateur comme covariable. Le nombre d'observations utilisé dans la courbe de détection était de 597 et la demi-largeur de bande effective (DLBE) était de 1 027 m. Les distances sur l'axe des X sont en kilomètres.

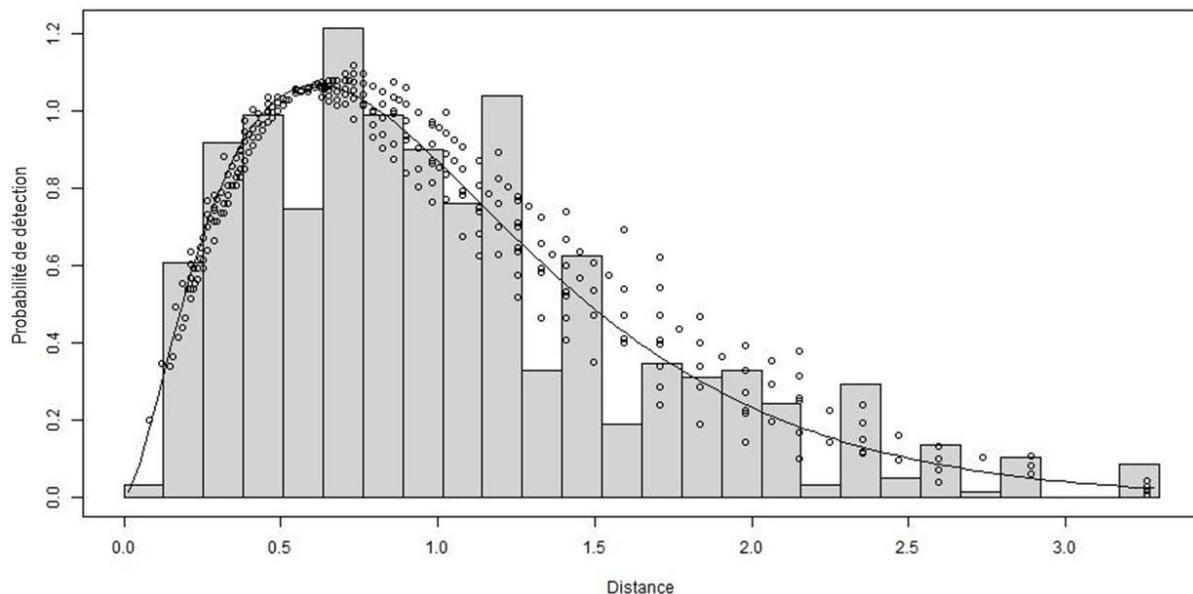


Figure A7.4. Courbe de détection du relevé de 2005 effectuée à 457 m d'altitude. Cette analyse a utilisé une distance de troncature droite de 3 300 m et une fonction gamma clé (avec un terme d'ajustement polynomial) avec l'échelle de Beaufort et l'identité de l'observateur comme covariables. Le nombre d'observations utilisé dans la courbe de détection était de 653 et la demi-largeur de bande effective (DLBE) était de 1 433 m. Les distances sur l'axe des X sont en kilomètres.

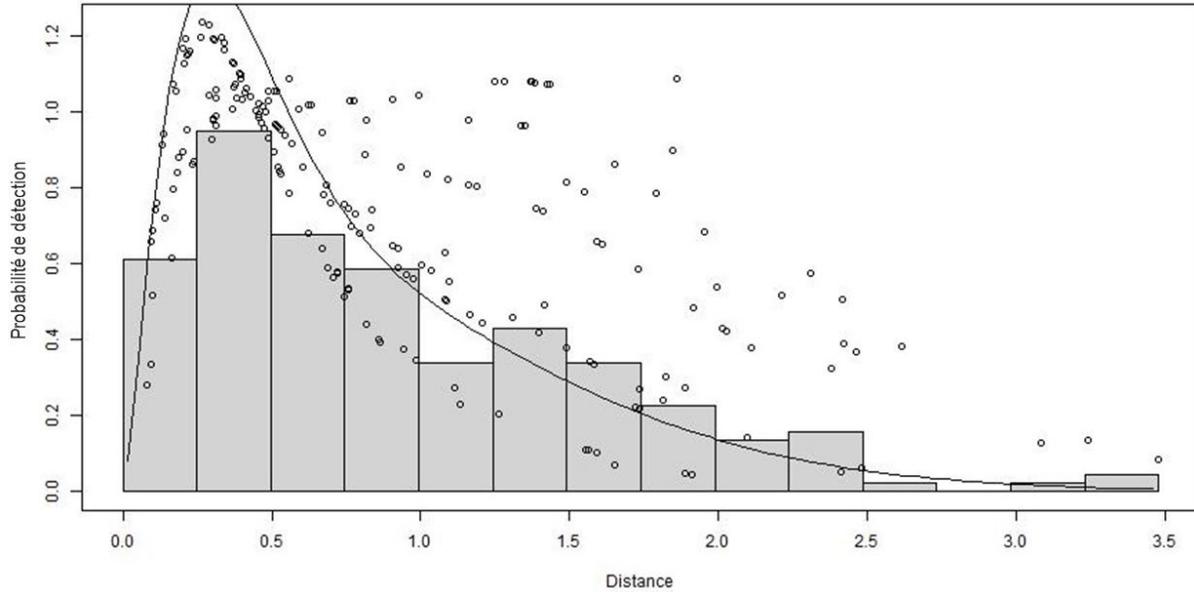


Figure A7.5. Courbe de détection du relevé de 2007. Cette analyse a utilisé une distance de troncature droite à la distance observée la plus éloignée et une fonction gamma clé (avec un terme d'ajustement polynomial) avec l'identité de l'observateur et la couleur de l'eau comme covariables. Le nombre d'observations utilisé dans la courbe de détection était de 201 et la demi-largeur de bande effective (DLBE) était de 1 127 m. Les distances sur l'axe des X sont en kilomètres.

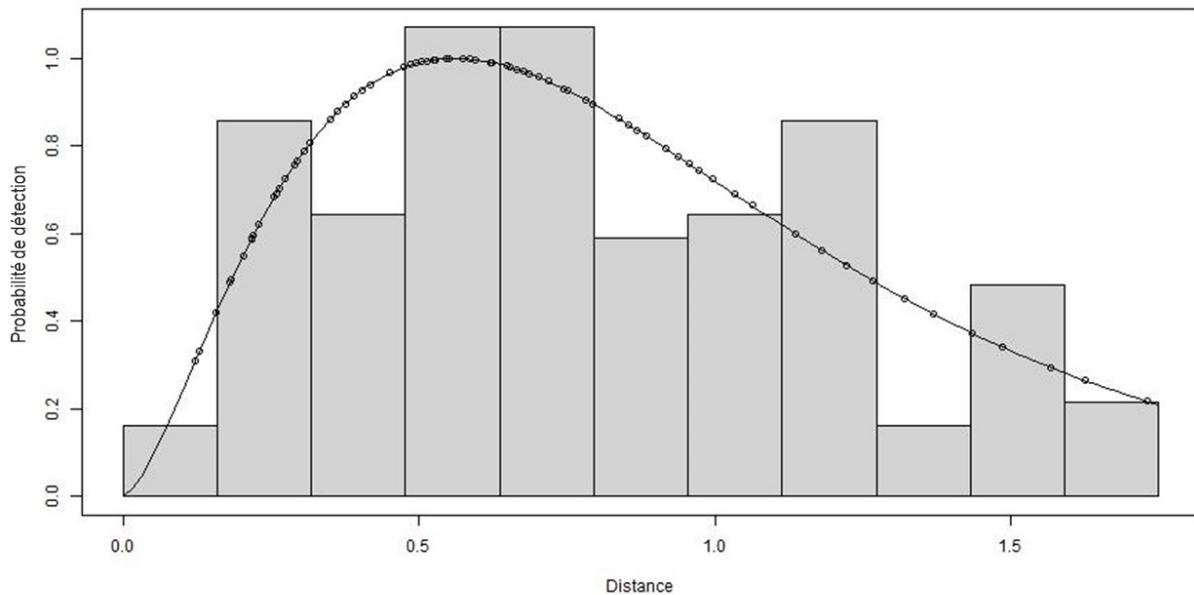


Figure A7.6. Courbe de détection du relevé de 2008. Cette analyse a utilisé une distance de troncature droite de 1 750 m et une fonction gamma clé (sans terme d'ajustement) sans covariables. Le nombre d'observations utilisé dans la courbe de détection était de 126 et la demi-largeur de bande effective (DLBE) était de 1 074 m. Les distances sur l'axe des X sont en kilomètres.

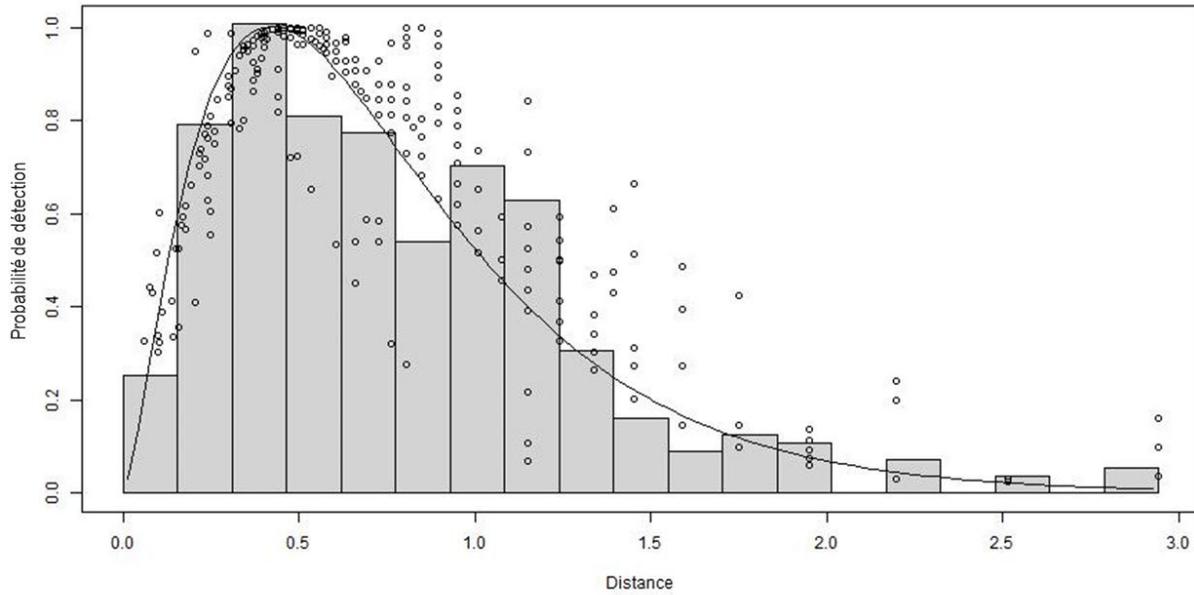


Figure A7.7. Courbe de détection du relevé de 2009. Cette analyse a utilisé une distance de troncature droite à la distance observée la plus éloignée et une fonction gamma clé (avec un terme d'ajustement polynomial) avec l'intensité des reflets et la taille non corrigée de la grappe comme covariables. Le nombre d'observations utilisé dans la courbe de détection était de 359 et la demi-largeur de bande effective (DLBE) était de 1 001 m. Les distances sur l'axe des X sont en kilomètres.

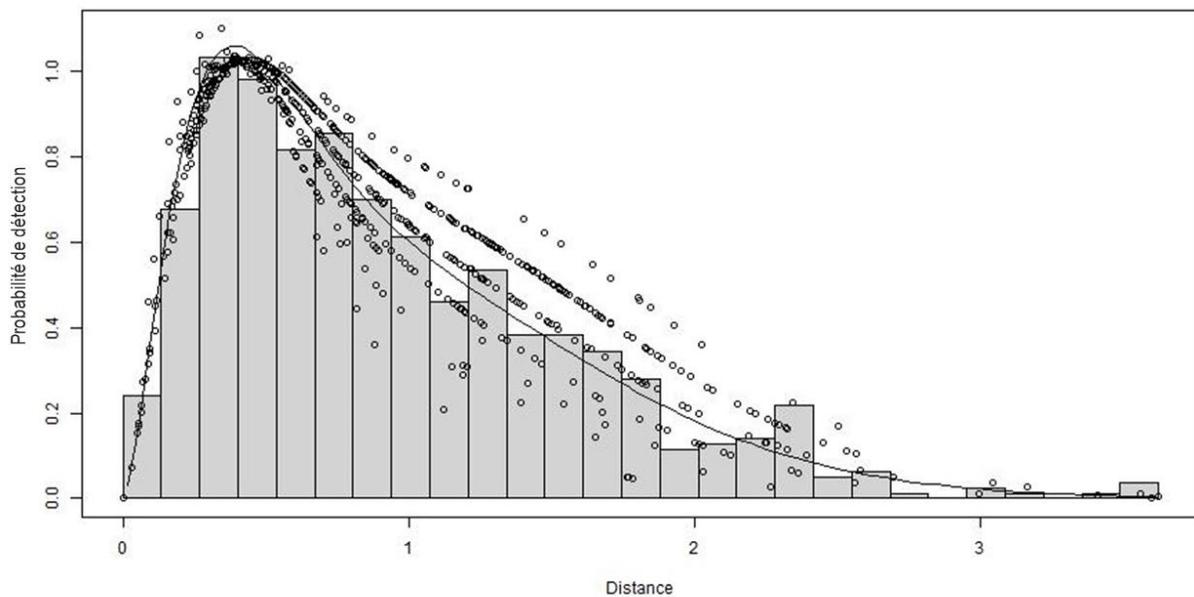


Figure A7.8. Courbe de détection du relevé de 2014. Cette analyse a utilisé une distance de troncature droite de 2 580 m et une fonction gamma clé (avec un terme d'ajustement polynomial) avec l'identité de l'observateur et l'intensité des reflets comme covariables. Le nombre d'observations utilisé dans la courbe de détection était de 709 et la demi-largeur de bande effective (DLBE) était de 1 221 m. Les distances sur l'axe des X sont en kilomètres.

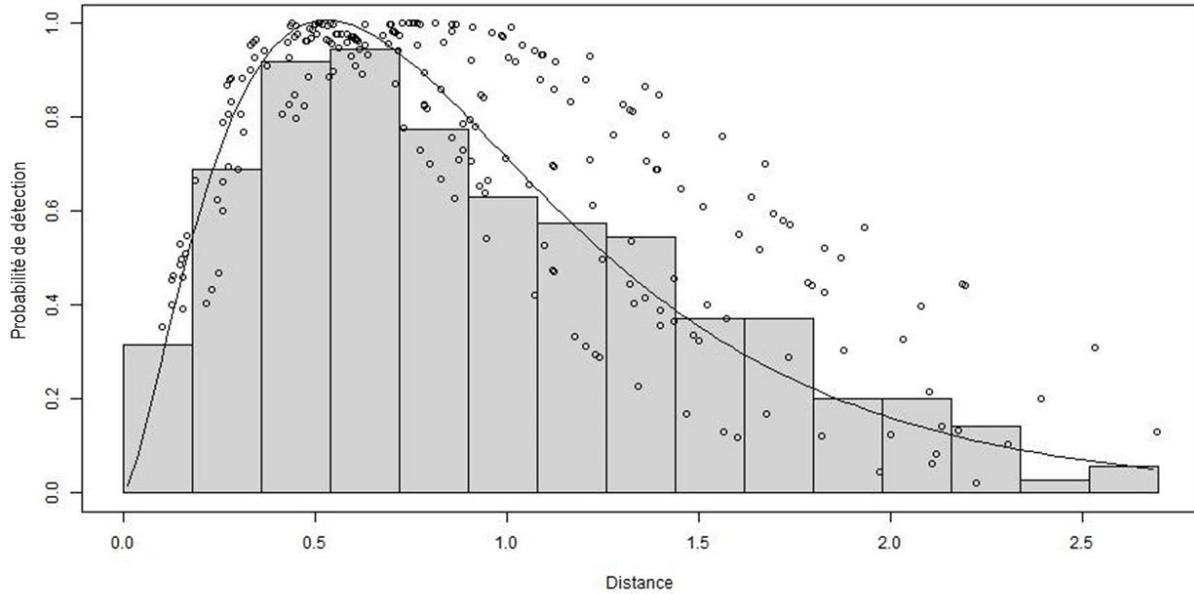


Figure A7.9. Courbe de détection du relevé de 2015. Cette analyse a utilisé une distance de troncature droite de 2 700 m et une fonction gamma clé (sans terme d'ajustement) avec l'identité de l'observateur et l'échelle de Beaufort comme covariables. Le nombre d'observations utilisé dans la courbe de détection était de 236 et la demi-largeur de bande effective (DLBE) était de 1 217 m. Les distances sur l'axe des X sont en kilomètres.

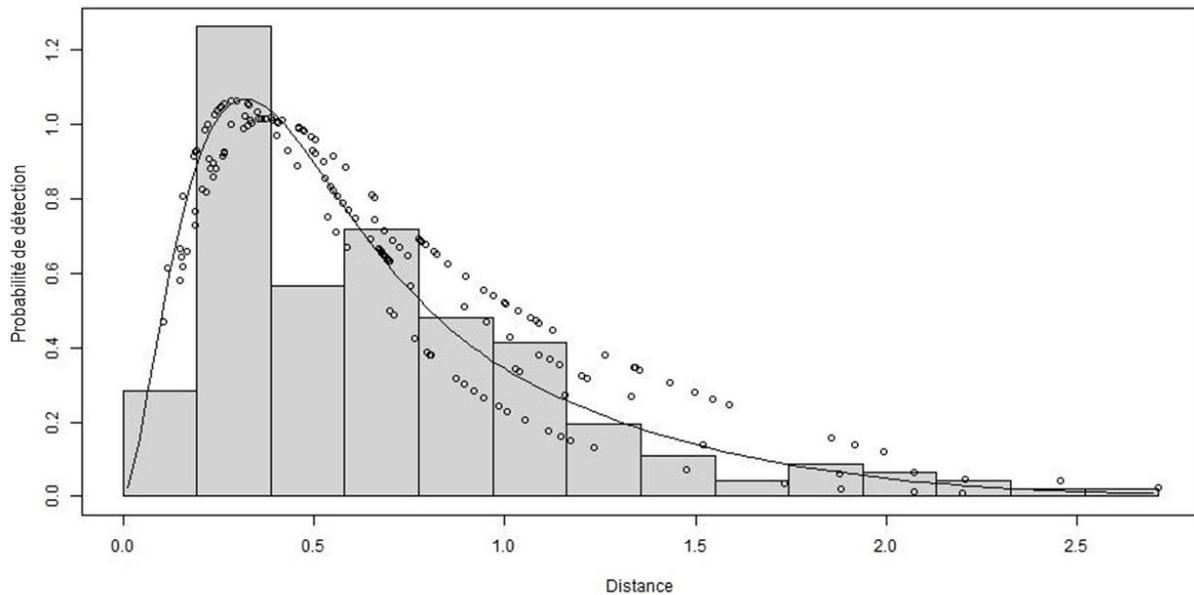


Figure A7.10. Courbe de détection du relevé de 2016. Cette analyse a utilisé une distance de troncature droite à la distance observée la plus éloignée et une fonction gamma clé (avec un terme d'ajustement polynomial) avec l'identité de l'observateur comme covariable. Le nombre d'observations utilisé dans la courbe de détection était de 198 et la demi-largeur de bande effective (DLBE) était de 834 m. Les distances sur l'axe des X sont en kilomètres.

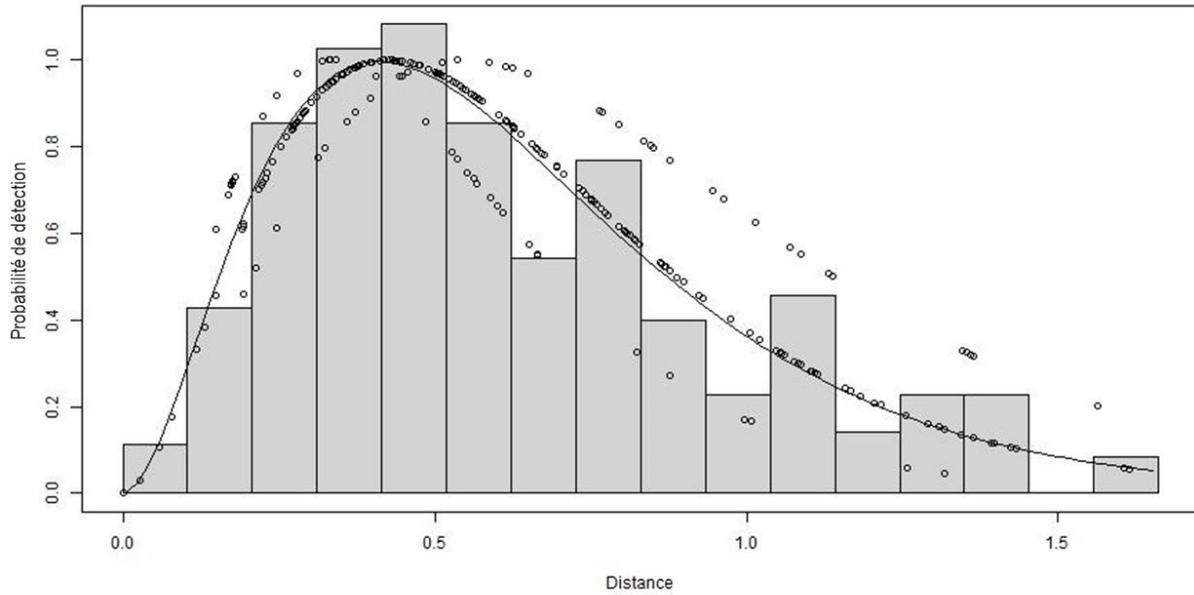


Figure A7.11. Courbe de détection du relevé de 2018. Cette analyse a utilisé une distance de troncature droite de 1 661 m et une fonction gamma clé (sans terme d'ajustement) avec l'intensité des reflets comme covariable. Le nombre d'observations utilisé dans la courbe de détection était de 261 et la demi-largeur de bande effective (DLBE) était de 773 m. Les distances sur l'axe des X sont en kilomètres.

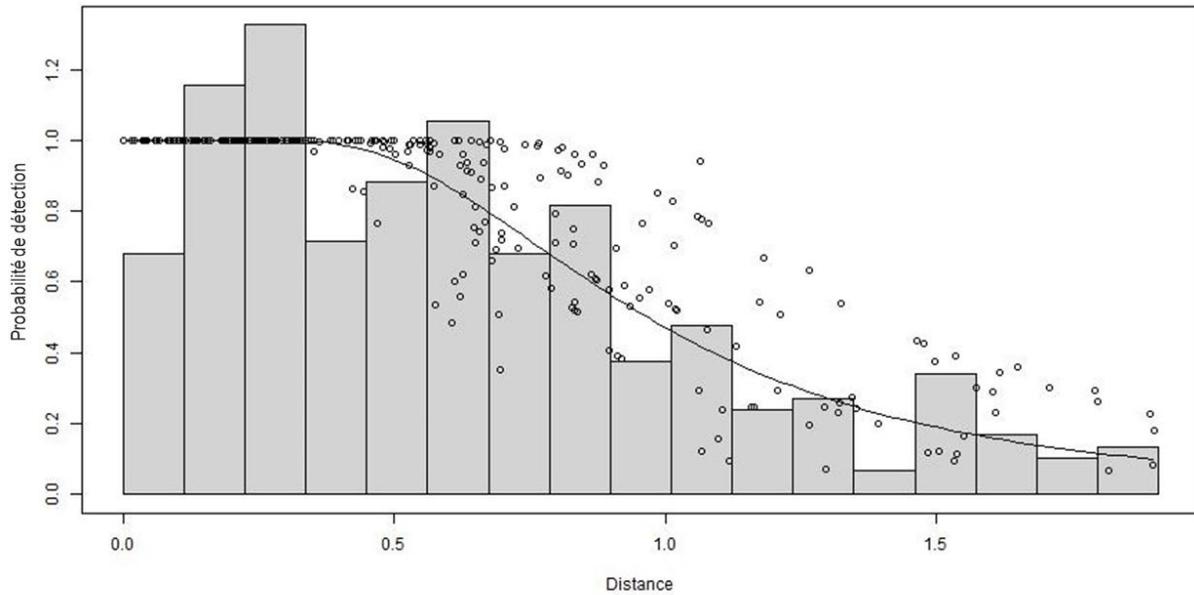


Figure A7.12. Courbe de détection du relevé de 2019. Cette analyse a utilisé une distance de troncature droite de 1 910 m et une fonction taux de risque clé (sans terme d'ajustement) avec l'identité de l'observateur et la couverture nuageuse comme covariables. Le nombre d'observations utilisé dans la courbe de détection était de 279 et la demi-largeur de bande effective (DLBE) était de 1 066 m. Les distances sur l'axe des X sont en kilomètres.

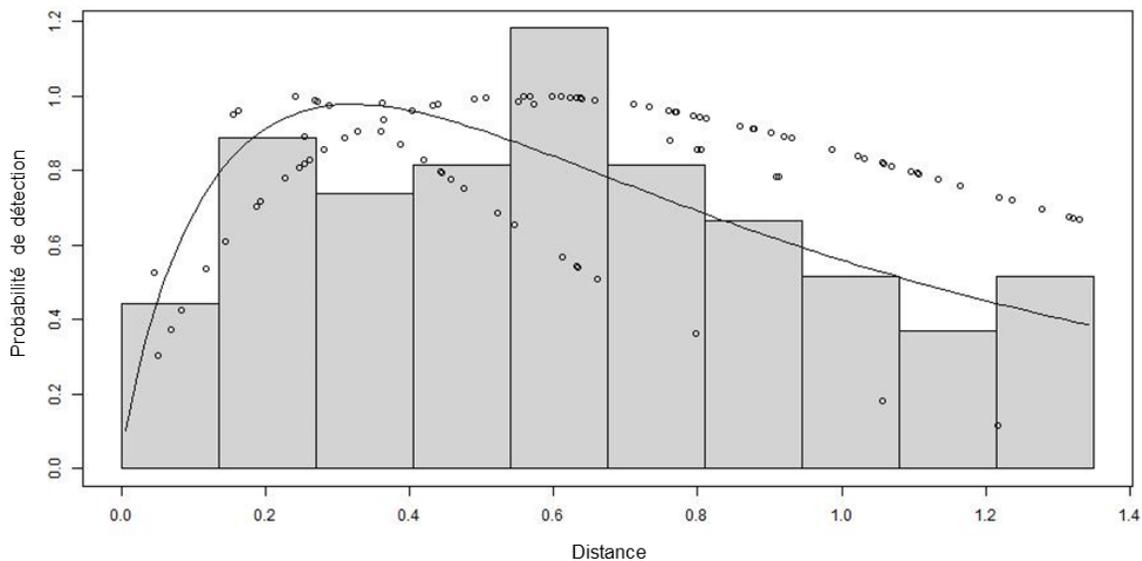


Figure A7.13. Courbe de détection du relevé de 2020. Cette analyse a utilisé une distance de troncature droite de 1 350 m et une fonction gamma clé (sans terme d'ajustement) avec l'échelle de Beaufort comme covariable. Le nombre d'observations utilisé dans la courbe de détection était de 94 et la demi-largeur de bande effective (DLBE) était de 951 m. Les distances sur l'axe des X sont en kilomètres.

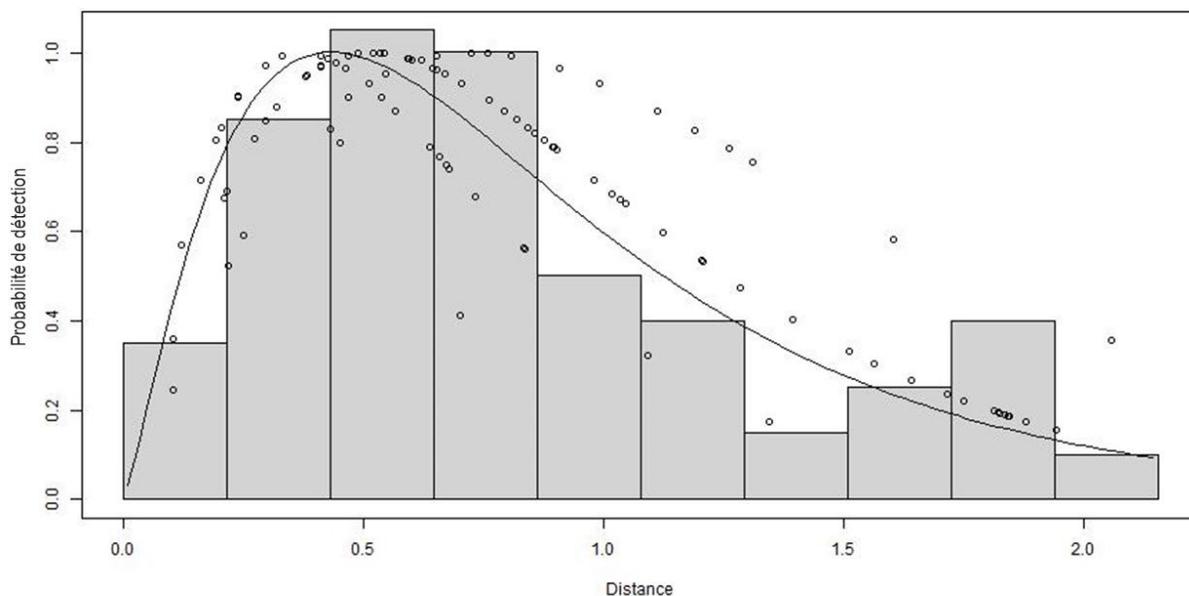


Figure A7.14. Courbe de détection du relevé de 2021. Cette analyse a utilisé une distance de troncature droite de 2 155 m et une fonction gamma clé (sans terme d'ajustement) avec l'échelle de Beaufort comme covariable. Le nombre d'observations utilisé dans la courbe de détection était de 101 et la demi-largeur de bande effective (DLBE) était de 1 090 m. Les distances sur l'axe des X sont en kilomètres.

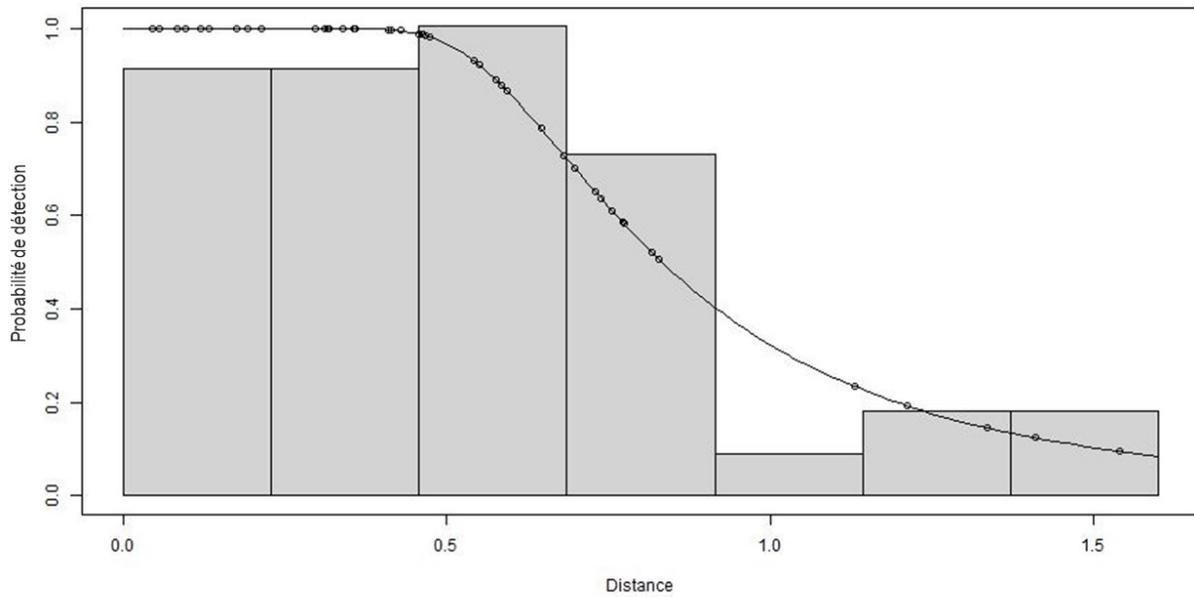


Figure A7.15. Courbe de détection du relevé de 2022. Cette analyse a utilisé une distance de troncature droite de 1 600 m et une fonction taux de risque clé (sans terme d'ajustement) avec l'identité de l'observateur et la couverture nuageuse comme covariables. Le nombre d'observations utilisé dans la courbe de détection était de 44 et la demi-largeur de bande effective (DLBE) était de 920 m. Les distances sur l'axe des X sont en kilomètres.

ANNEXE 8. DISTRIBUTION DE LA TAILLE DU GROUPE OBSERVÉ (CONSIGNÉE PAR LES OBSERVATEURS PRIMAIRES) PAR ANNÉE DE RELEVÉ

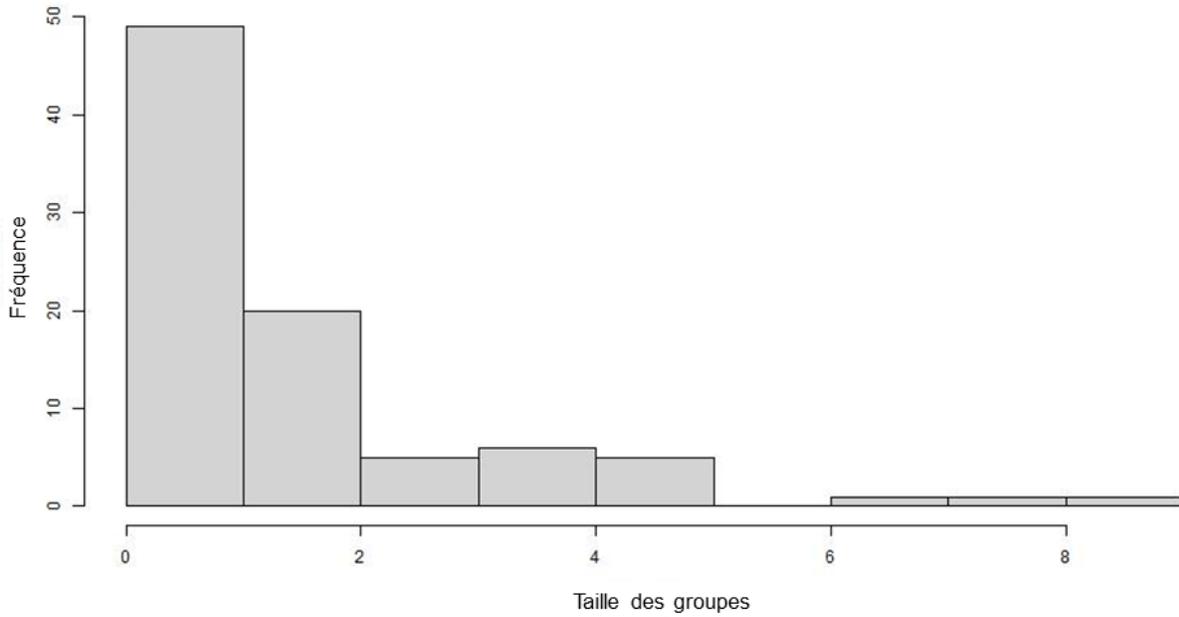


Figure A8.1. Distribution de la taille du groupe observé (sans correction du biais de disponibilité) en 2001.

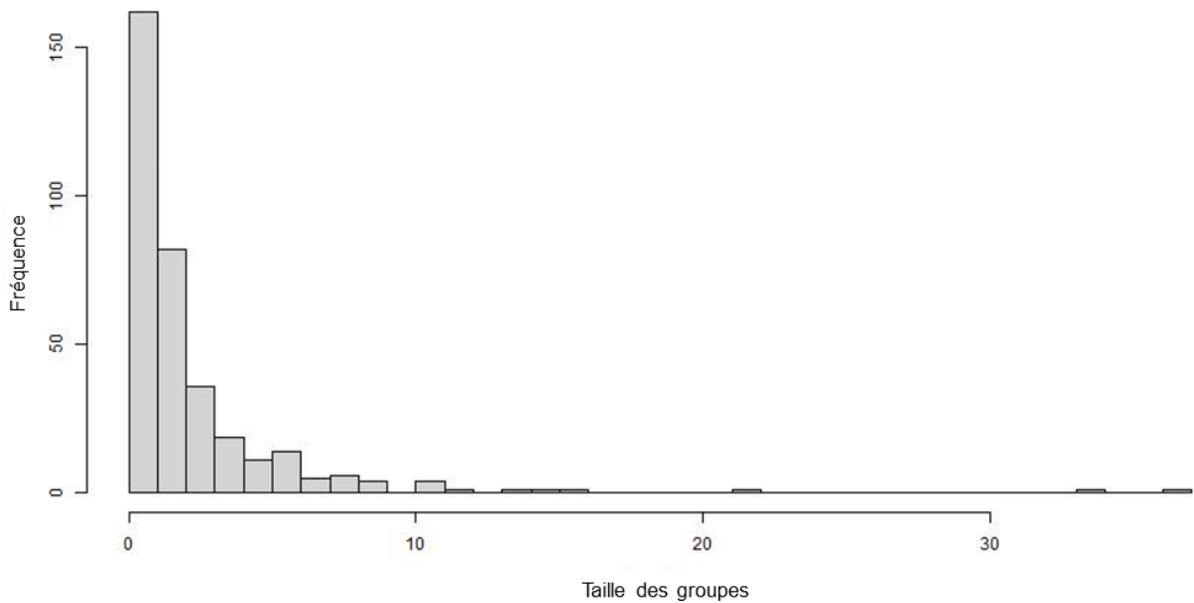


Figure A8.2. Distribution de la taille du groupe observé (sans correction du biais de disponibilité) en 2003.

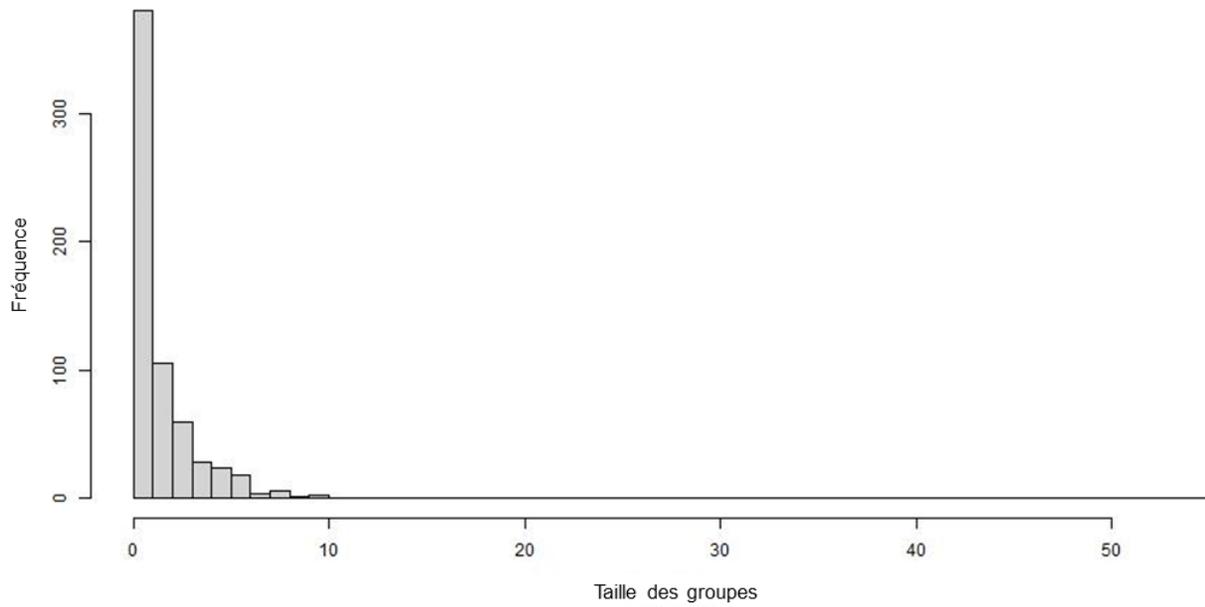


Figure A8.3. Distribution de la taille du groupe observé (sans correction du biais de disponibilité) en 2005, lors des relevés effectués à 305 m d'altitude.

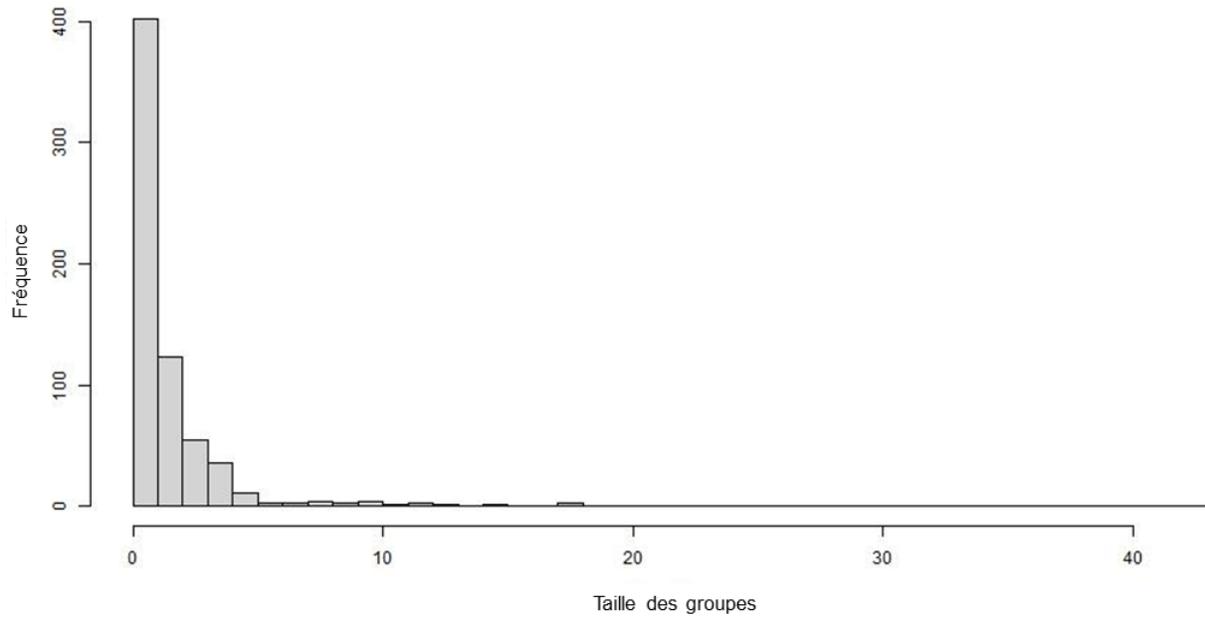


Figure A8.4. Distribution de la taille du groupe observé (sans correction du biais de disponibilité) en 2005, lors des relevés effectués à 457 m d'altitude.

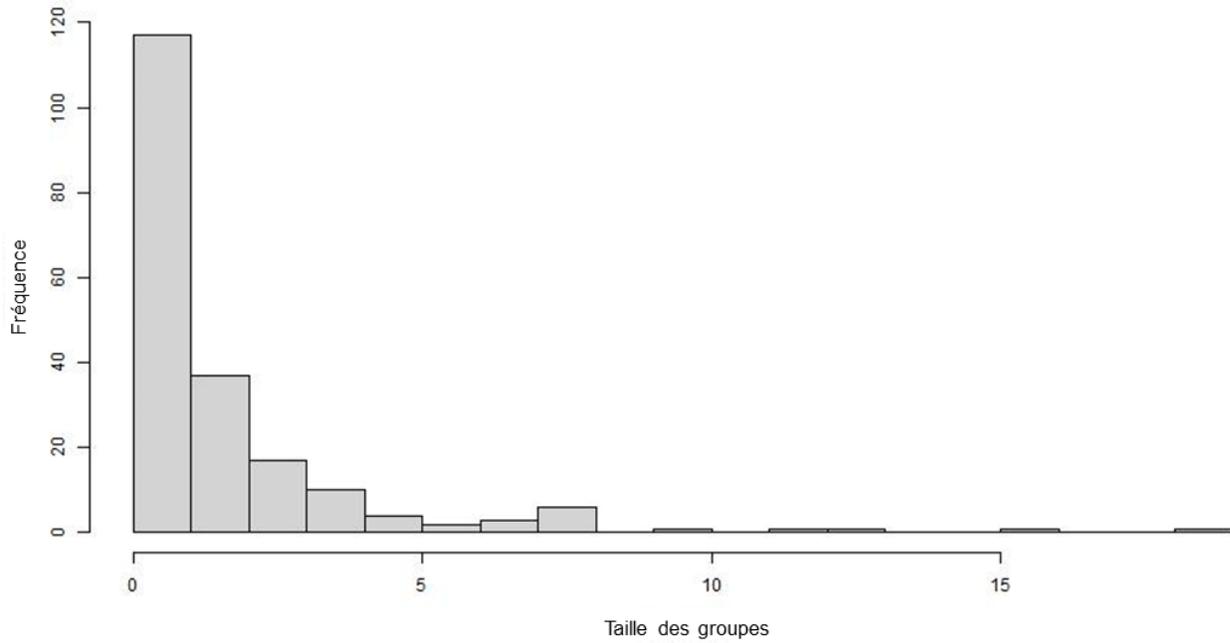


Figure A8.5. Distribution de la taille du groupe observé (sans correction du biais de disponibilité) en 2007.

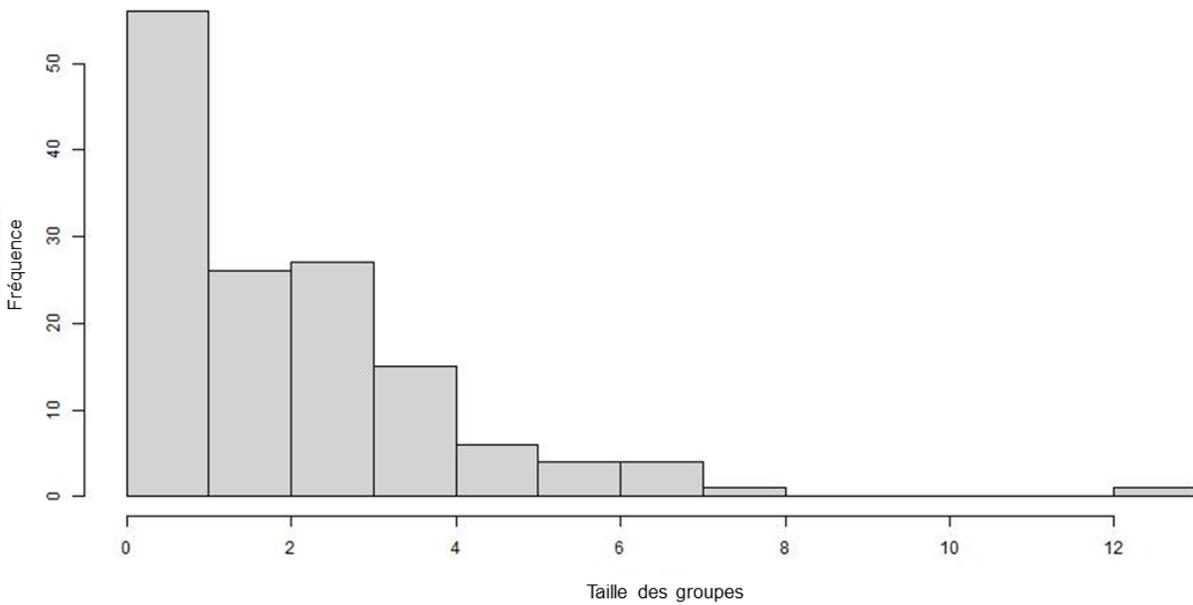


Figure A8.6. Distribution de la taille du groupe observé (sans correction du biais de disponibilité) en 2008.

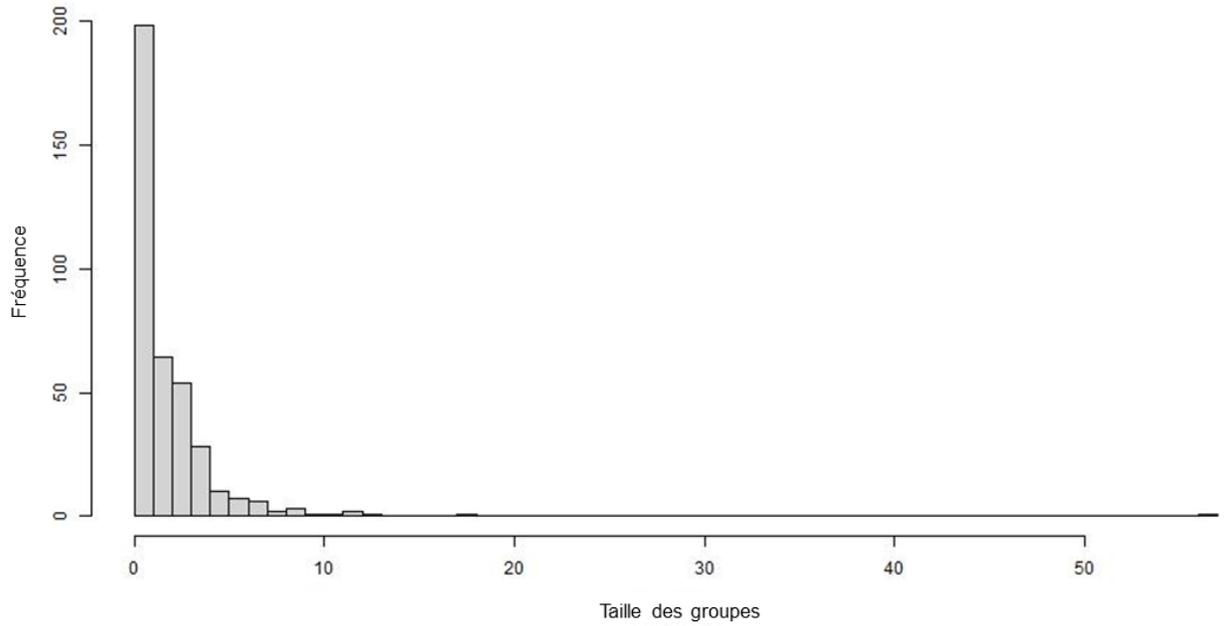


Figure A8.7. Distribution de la taille du groupe observé (sans correction du biais de disponibilité) en 2009.

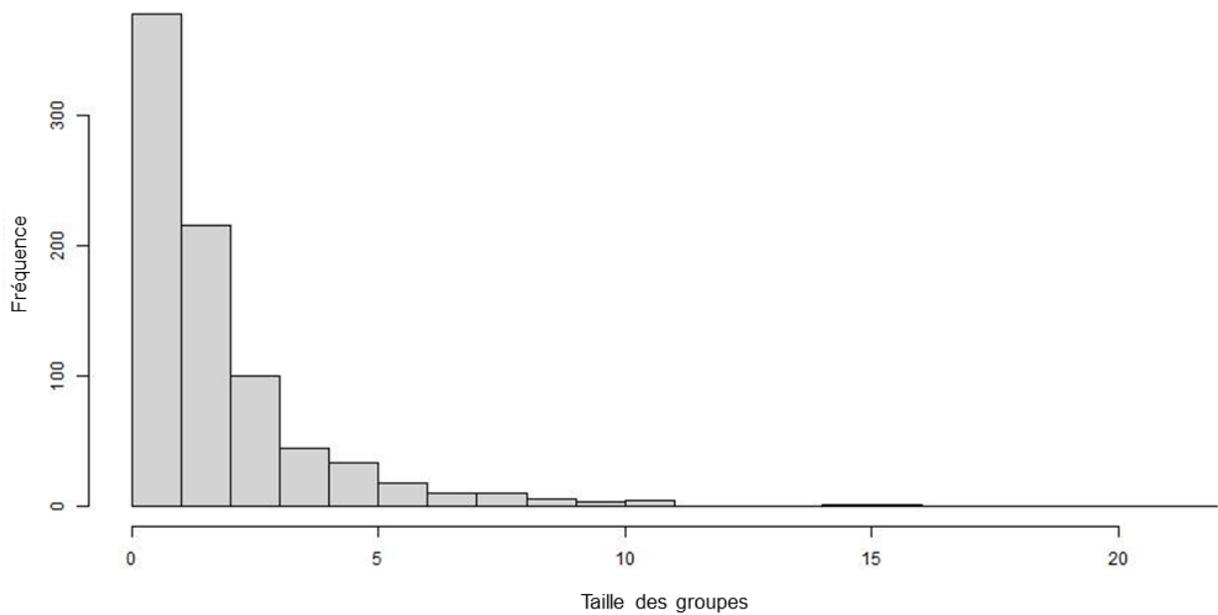


Figure A8.8. Distribution de la taille du groupe observé (sans correction du biais de disponibilité) en 2014.

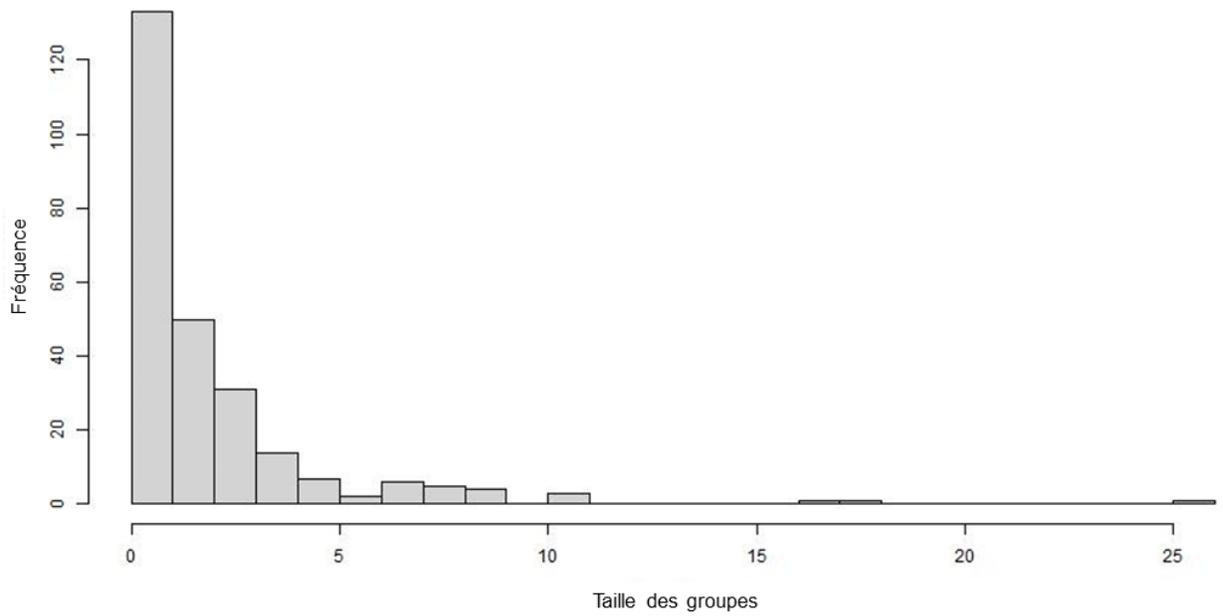


Figure A8.9. Distribution de la taille du groupe observé (sans correction du biais de disponibilité) en 2015.

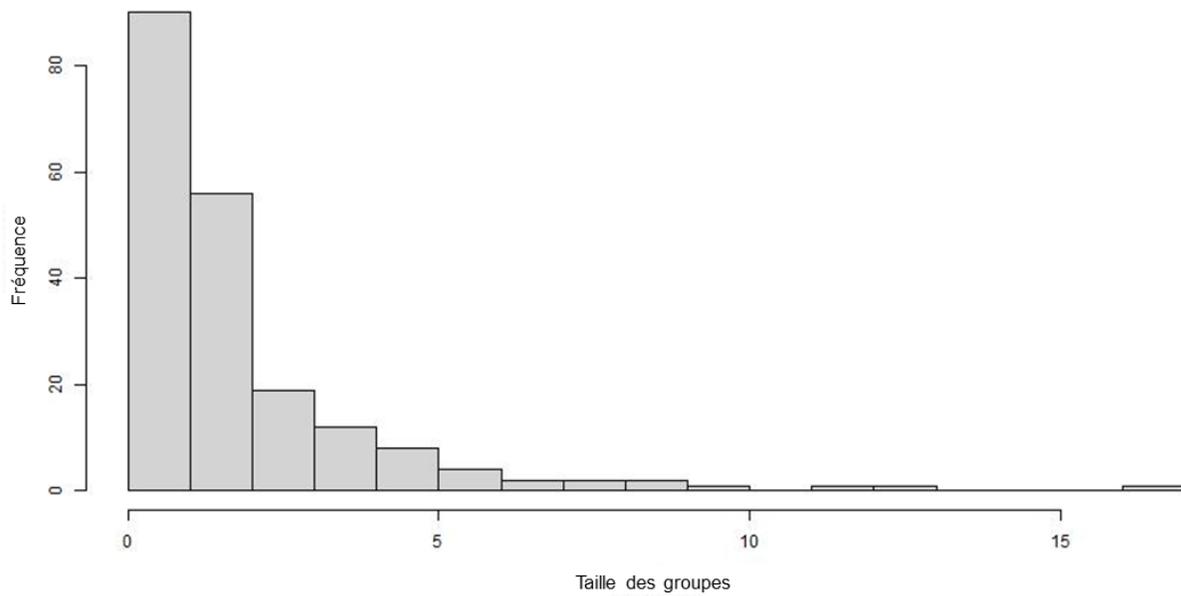


Figure A8.10. Distribution de la taille du groupe observé (sans correction du biais de disponibilité) en 2016.

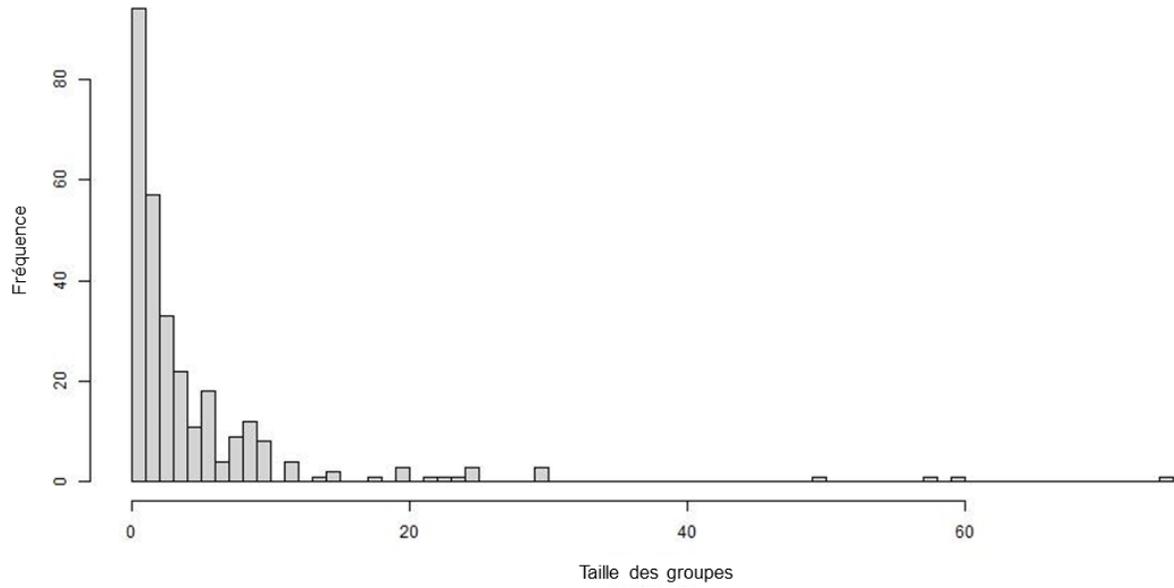


Figure A8.11. Distribution de la taille du groupe observé (sans correction du biais de disponibilité) en 2018.

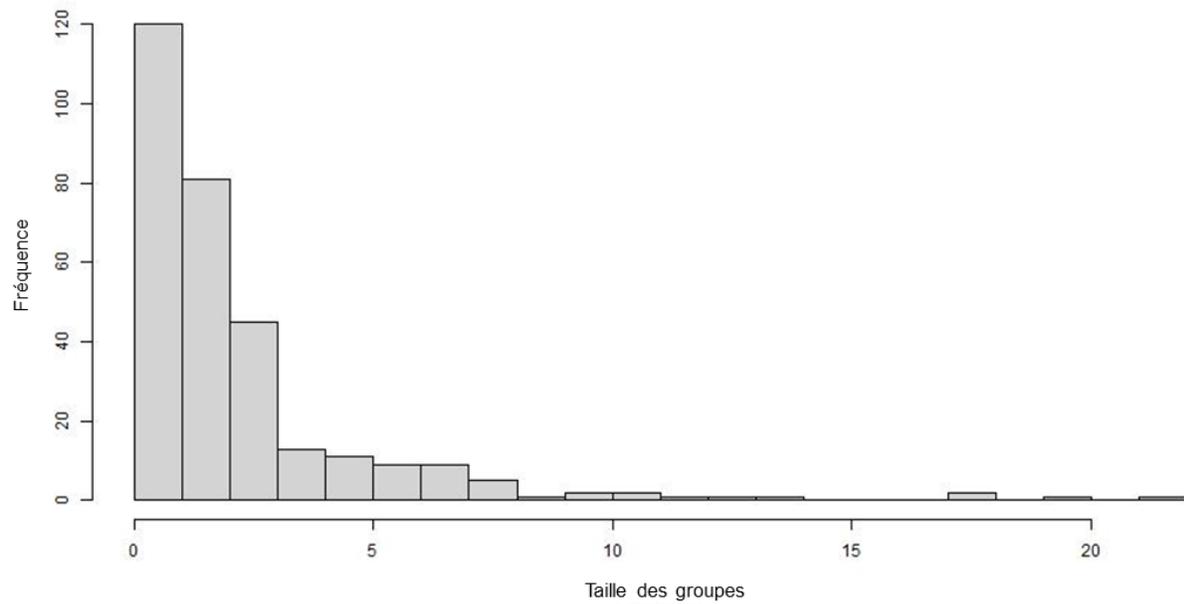


Figure A8.12. Distribution de la taille du groupe observé (sans correction du biais de disponibilité) en 2019.

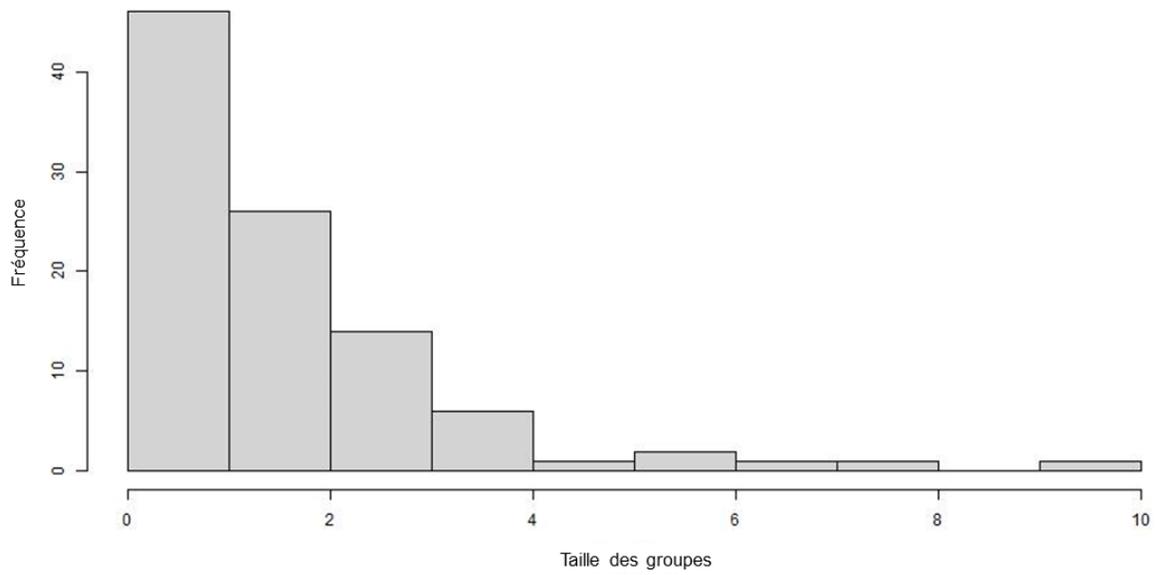


Figure A8.13. Distribution de la taille du groupe observé (sans correction du biais de disponibilité) en 2020.

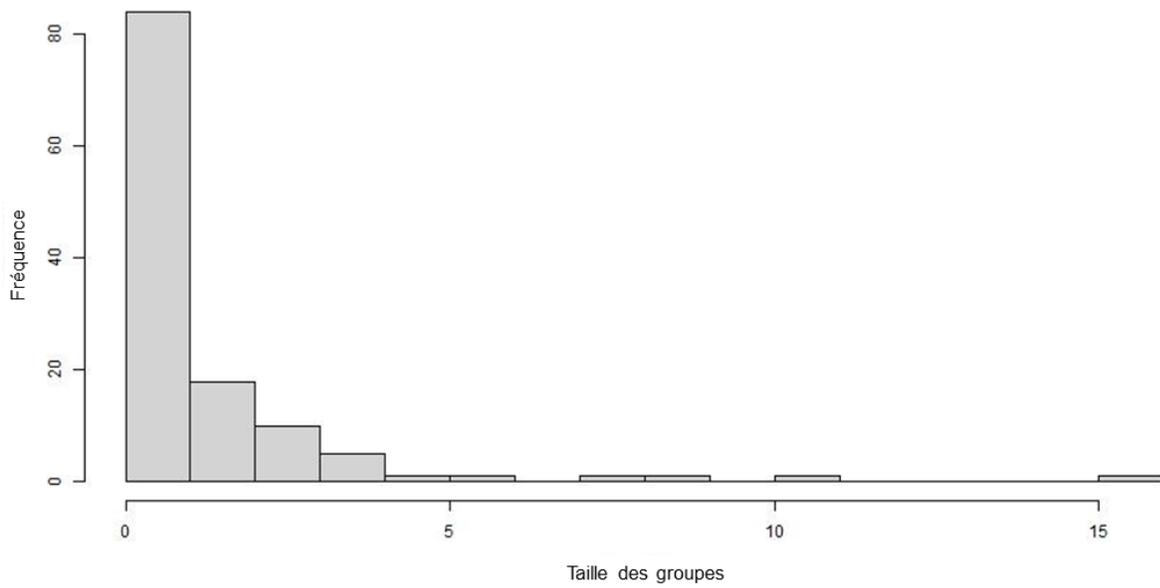


Figure A8.14. Distribution de la taille du groupe observé (sans correction du biais de disponibilité) en 2021.

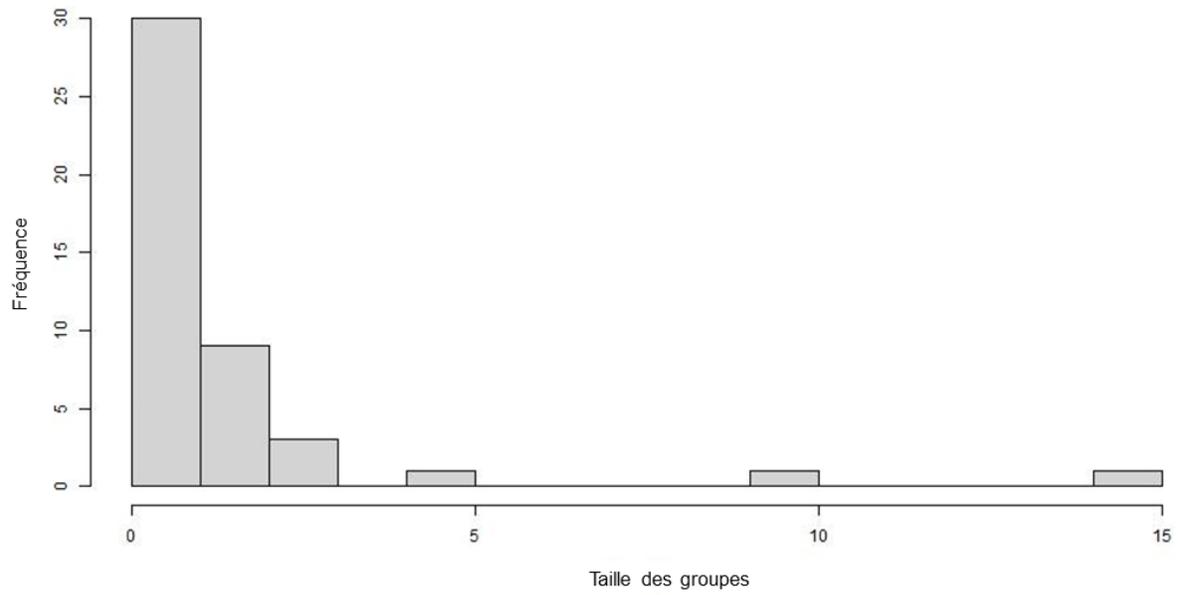


Figure A8.15. Distribution de la taille du groupe observé (sans correction du biais de disponibilité) en 2022.