



Pêches et Océans
Canada

Fisheries and Oceans
Canada

Sciences des écosystèmes
et des océans

Ecosystems and
Oceans Science

Secrétariat canadien de consultation scientifique (SCCS)

Document de recherche 2021/049

Région du Pacifique

**Modèles spatiaux de la densité des cétacés dans les eaux canadiennes du
Pacifique fondés sur un relevé effectué par navire en 2018**

Brianna M. Wright, Linda M. Nichol et Thomas Doniol-Valcroze

Station biologique du Pacifique
Pêches et Océans Canada
3190, chemin Hammond Bay
Nanaimo (C.-B.) V9R 4C8

Avant-propos

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

Publié par :

Pêches et Océans Canada
Secrétariat canadien de consultation scientifique
200, rue Kent
Ottawa (Ontario) K1A 0E6

<http://www.dfo-mpo.gc.ca/csas-sccs/>
csas-sccs@dfo-mpo.gc.ca



© Sa Majesté la Reine du chef du Canada, 2021
ISSN 2292-4272
ISBN 978-0-660-40172-0 N° cat. Fs70-5/2021-049F-PDF

La présente publication doit être citée comme suit :

Wright, B.M., Nichol, L.M., et Doniol-Valcroze, T. 2021. Modèles spatiaux de la densité des cétacés dans les eaux canadiennes du Pacifique fondés sur un relevé effectué par navire en 2018. Secr. can. de consult. sci. du MPO. Doc. de rech. 2021/049. viii + 49 p.

Also available in English:

Wright, B.M., Nichol, L.M., Doniol-Valcroze, T. 2021. Spatial density models of cetaceans in the Canadian Pacific estimated from 2018 ship-based surveys. DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2021/049. viii + 46 p.

TABLE DES MATIÈRES

RÉSUMÉ.....	viii
INTRODUCTION	1
MÉTHODES.....	2
RELEVÉ EFFECTUÉ PAR NAVIRE.....	2
FONCTIONS DE DÉTECTION.....	2
MODÈLES DE DENSITÉ EN SURFACE (MDS).....	3
Stratification de la zone d'étude	3
Covariables environnementales	4
Ajustement des modèles	5
Sélection et validation des modèles	6
Prédictions de la densité et estimations de l'abondance	7
RÉSULTATS.....	7
EFFORT DE RELEVÉ VISUEL ET OBSERVATIONS.....	7
FONCTIONS DE DÉTECTION.....	8
MODÈLES DE DENSITÉ EN SURFACE (MDS).....	8
Rorqual à bosse.....	8
Rorqual commun.....	9
Marsouin de Dall.....	10
Marsouin commun	11
DISCUSSION.....	11
LIMITES DES MODÈLES ET SOURCES D'INCERTITUDE.....	12
ABONDANCE ET RÉPARTITIONS PRÉVUES.....	13
Rorqual à bosse.....	13
Rorqual commun.....	16
Marsouin de Dall.....	17
Marsouin commun	18
CONCLUSIONS.....	20
REMERCIEMENTS	20
RÉFÉRENCES CITÉES	20
TABLEAUX	24
FIGURES	26
ANNEXE A. MODÈLES DE DENSITÉ EN SURFACE POSSIBLES.....	41
ANNEXE B. TOPONYMES PERTINENTS SUR LA CÔTE DU PACIFIQUE.....	47

LISTE DES TABLEAUX

- Tableau 1. Nombre d'observations, nombre d'individus et taille moyenne de groupe (\pm écart-type) pour chaque espèce détectée visuellement pendant le relevé PRISMM.24
- Tableau 2. Modèles de densité en surface les mieux ajustés par espèce et par strate, montrant les covariables du modèle (chaque terme non linéaire est indiqué par un « s » minuscule avec la covariable entre parenthèses), la distribution des réponses du modèle le mieux ajusté (Bn = binomiale négative, Tw = Tweedie, Qp = quasi-Poisson) et les estimations de l'abondance associées avec les intervalles de confiance (IC) à 95 %. Le coefficient de variation (CV) a été calculé à l'aide de la méthode delta et se décompose en trois composantes, le CV de la fonction de détection (dfd), le CV du modèle spatial (mds) et le CV total. Pour les covariables du modèle, l'astérisque suivant le nom d'un lisseur indique qu'une spline de Duchon a été utilisée au lieu d'une spline de régression en plaques minces pénalisée.25

LISTE DES FIGURES

- Figure 1. Zone d'étude du relevé PRISMM en Colombie-Britannique, au Canada, divisée en trois strates de relevé : côte nord (en rose), mer des Salish (en bleu) et zone extracôtière (en jaune).26
- Figure 2. Transects de relevé visuel sur le terrain (en rose) et observations (points de couleur) pour chaque espèce de cétacé pour laquelle des estimations de l'abondance ont été générées par la modélisation de la densité en surface. La taille relative des points dans chaque graphique indique la taille du groupe pour chaque observation. La profondeur de l'eau (m) est indiquée par un ombrage bleu.27
- Figure 3. Histogrammes des distances perpendiculaires observées et des fonctions de détection ajustées pour les observations de rorquals à bosse, de rorquals communs, de marsouins de Dall et de marsouins communs. Toutes les fonctions de détection ont été ajustées à l'aide de la clé du taux de probabilité, à l'exception de la fonction de détection du marsouin de Dall, qui a utilisé la clé semi-normale pour compenser l'impact du comportement d'attraction de cette espèce vers le navire de relevé (sur la vague d'étrave). La (demi-)largeur effective de la bande (esw), le nombre d'observations (N, après troncature à droite) et la formule (covariables) du modèle de fonction de détection le mieux ajusté sont indiqués dans l'angle supérieur droit de chaque graphique. La fonction de détection du marsouin commun la mieux ajustée ne contenait pas de covariable, mais incluait un terme d'ajustement cosinus(2,3).28
- Figure 4. Densités estimées (la couleur du remplissage indique le nombre d'individus par cellule de grille de 25 km²) du rorqual à bosse dans la strate extracôtière, d'après les prédictions du MAG de Tweedie le mieux ajusté. Les covariables environnementales incluses dans le MAG étaient la distance jusqu'à l'isobathe de 1 000 m (rupture du plateau continental, mesurée de manière directionnelle) et l'ordonnée (coordonnées Y), modélisées ensemble comme un lisseur bivarié. L'abondance totale estimée pour cette strate est de 4 935 rorquals à bosse (IC à 95 % = 3 865 – 6 303). Les lieux d'observation des rorquals à bosse (N = 370)

utilisés dans le modèle sont indiqués par les cercles ouverts (la taille du groupe est indiquée par la taille relative du cercle). Les transects de l'effort visuel sont indiqués par les lignes magenta.	29
Figure 5. Densités estimées (la couleur du remplissage indique le nombre d'individus par cellule de grille de 25 km ²) du rorqual à bosse dans la strate de la côte nord, d'après les prédictions du MAG de Tweedie le mieux ajusté. La covariable environnementale incluse dans le MAG était un lisseur bivarié de l'abscisse et de l'ordonnée (coordonnées X et Y). L'abondance totale estimée pour cette strate est de 1 816 rorquals à bosse (IC à 95 % = 1 403 – 2 351). Les lieux d'observation des rorquals à bosse (N = 263) utilisés dans le modèle sont indiqués par les cercles ouverts (la taille du groupe est indiquée par la taille relative du cercle). Les transects de l'effort visuel sont indiqués par les lignes magenta. Les encarts cartographiques montrent les détails des densités du rorqual à bosse prévues dans les régions de l'entrée Caamaño (A) et du détroit de Fitz Hugh/inlet Rivers (B).	30
Figure 6. Densités estimées (la couleur du remplissage indique le nombre d'individus par cellule de grille de 25 km ²) du rorqual à bosse dans la strate de la mer des Salish, d'après les prédictions du MAG binomial négatif le mieux ajusté. La covariable environnementale incluse dans le MAG était un lisseur bivarié de l'abscisse et de l'ordonnée (coordonnées X et Y). L'abondance totale estimée pour cette strate est de 279 rorquals à bosse (IC à 95 % = 130 – 596). Les lieux d'observation des rorquals à bosse (N = 38) utilisés dans le modèle sont indiqués par les cercles ouverts (la taille du groupe est indiquée par la taille relative du cercle). Les transects de l'effort visuel sont indiqués par les lignes magenta.	31
Figure 7. Densités estimées (la couleur du remplissage indique le nombre d'individus par cellule de grille de 25 km ²) du rorqual commun dans la strate extracôtère, d'après les prédictions du MAG de Tweedie le mieux ajusté. Les covariables environnementales incluses dans le MAG étaient un lisseur bivarié de l'abscisse et de l'ordonnée (coordonnées X et Y) et un lisseur de la distance (valeurs absolues) jusqu'à l'isobathe de 1 000 m. L'abondance totale estimée pour cette strate est de 2 732 rorquals communs (IC à 95 % = 2 044 – 3 651). Les lieux d'observation des rorquals communs (N = 184) utilisés dans le modèle sont indiqués par les cercles ouverts (la taille du groupe est indiquée par la taille relative du cercle). Les transects de l'effort visuel sont indiqués par les lignes magenta.	32
Figure 8. Fonction de lissage (ligne pleine) avec les IC à 95 % (bandes ombrées) de la distance par rapport à la rupture du plateau continental (isobathe de 1 000 m, calculée en valeurs absolues) du MDS le mieux classé pour le rorqual commun dans la strate extracôtère (d _{lr} = 4,95). Le tracé de tapis sur l'axe des abscisses inférieur indique la distribution des valeurs échantillonnées dans la covariable de la distance jusqu'à la rupture du plateau. Pour faciliter l'interprétation, les valeurs non standardisées (en 10 ³ m) de la covariable sont indiquées le long de l'axe des x supérieur.	33
Figure 9. Densités estimées (la couleur du remplissage indique le nombre d'individus par cellule de grille de 25 km ²) du rorqual commun dans la strate de la côte nord, d'après les prédictions du MAG binomial négatif le mieux ajusté. La covariable	

environnementale incluse dans le MAG était un lisseur bivarié de l'abscisse et de l'ordonnée (coordonnées X et Y). L'abondance totale estimée pour cette strate est de 161 rorquals communs (IC à 95 % = 64 – 407). Les lieux d'observation des rorquals à bosse (N = 29) utilisés dans le modèle sont indiqués par les cercles ouverts (la taille du groupe est indiquée par la taille relative du cercle). Les transects de l'effort visuel sont indiqués par les lignes magenta. 34

Figure 10. Densités estimées (la couleur du remplissage indique le nombre d'individus par cellule de grille de 25 km²) du marsouin de Dall dans la strate extracôtière, d'après les prédictions du MAG de Tweedie le mieux ajusté. La covariable environnementale incluse dans le MAG était un lisseur bivarié de la distance du rivage et de l'ordonnée (coordonnées Y). L'abondance totale estimée pour cette strate est de 17 934 marsouins de Dall (IC à 95 % = 13 818 – 23 275). Les lieux d'observation des marsouins de Dall (N = 100) sont indiqués par les cercles ouverts (la taille du groupe est indiquée par la taille relative du cercle). Les transects de l'effort visuel sont indiqués par les lignes magenta. 35

Figure 11. Densités estimées (la couleur du remplissage indique le nombre d'individus par cellule de grille de 25 km²) du marsouin de Dall dans la strate de la côte nord, d'après les prédictions du MAG de Tweedie le mieux ajusté. La covariable environnementale incluse dans le MAG était un lisseur bivarié de l'abscisse et de l'ordonnée (coordonnées X et Y). L'abondance totale estimée pour cette strate est de 5 178 marsouins de Dall (IC à 95 % = 3 756 – 7 138). Les lieux d'observation des marsouins de Dall (N = 112) sont indiqués par les cercles ouverts (la taille du groupe est indiquée par la taille relative du cercle). Les transects de l'effort visuel sont indiqués par les lignes magenta. Les encarts cartographiques montrent les détails des densités du marsouin de Dall prévues dans les régions de l'inlet Portland/passage Chatham (A) et de l'entrée Laredo/détroit de Milbanke (B). 36

Figure 12. Densités estimées (la couleur du remplissage indique le nombre d'individus par cellule de grille de 25 km²) du marsouin de Dall dans la strate de la mer des Salish, d'après les prédictions du MAG de Tweedie le mieux ajusté. La seule covariable environnementale significative incluse dans le MAG était un lisseur de la distance du rivage le plus proche (spline de Duchon). L'abondance totale estimée pour cette strate est de 580 marsouins de Dall (IC à 95 % = 313 – 1 075). Les lieux d'observation des marsouins de Dall (N = 27) sont indiqués par les cercles ouverts (la taille du groupe est indiquée par la taille relative du cercle). Les transects de l'effort visuel sont indiqués par les lignes magenta. 37

Figure 13. Fonction de lissage (ligne pleine, spline de Duchon) avec les IC à 95 % (bande ombrée) de la distance du rivage le plus proche du MDS le mieux classé pour le marsouin de Dall dans la strate de la mer de Salish (dlr = 1,62). Le tracé de tapis sur l'axe des abscisses inférieur indique la distribution des valeurs échantillonnées dans la covariable de la distance depuis la rupture du plateau. Pour faciliter l'interprétation, les valeurs non standardisées (m) de la covariable sont indiquées le long de l'axe des x supérieur. 38

Figure 14. Densités estimées (la couleur du remplissage indique le nombre d'individus par cellule de grille de 25 km²) du marsouin commun dans la strate de la côte nord,

d'après les prédictions du MAG binomial négatif le mieux ajusté. La seule covariable environnementale significative incluse dans le MAG était un lisseur bivarié de l'abscisse et de l'ordonnée (coordonnées X et Y). L'abondance totale estimée pour cette strate est de 1 314 marsouins communs (IC à 95 % = 648 – 2 664). Les lieux d'observation des marsouins communs (N = 54) utilisés dans le modèle sont indiqués par les cercles ouverts (la taille du groupe est indiquée par la taille relative du cercle). Les transects de l'effort visuel sont indiqués par les lignes magenta. Les encarts cartographiques montrent les détails des densités du marsouin commun prévues dans les régions de l'inlet Portland/passage Chatham (A) et de l'inlet Knight/inlet Bute (B).39

Figure 15. Densités estimées (la couleur du remplissage indique le nombre d'individus par cellule de grille de 25 km²) du marsouin commun dans la strate de la mer des Salish, d'après les prédictions du MAG binomial négatif le mieux ajusté. La seule covariable environnementale significative incluse dans le MAG était un lisseur bivarié de l'abscisse et de l'ordonnée (coordonnées X et Y). L'abondance totale estimée pour cette strate est de 3 893 marsouins communs (IC à 95 % = 1 991 – 7 611). Les lieux d'observation des marsouins communs (N = 161) utilisés dans le modèle sont indiqués par les cercles ouverts (la taille du groupe est indiquée par la taille relative du cercle). Les transects de l'effort visuel sont indiqués par les lignes magenta.40

RÉSUMÉ

De nombreuses espèces de cétacés ont été décimées dans les eaux canadiennes du Pacifique par la chasse commerciale à la baleine, qui a pris fin en 1967. Bien que certaines populations aient depuis montré des signes de rétablissement, nous disposons de peu d'informations sur l'abondance et la répartition géographique actuelles de beaucoup d'espèces, en particulier dans les régions extracôtières où les relevés sont difficiles à effectuer. Ce manque de données de référence entrave les évaluations de l'état de conservation, notamment l'estimation des répercussions des activités anthropiques au niveau des populations. Du mois de juillet au début du mois de septembre 2018, nous avons réalisé un relevé par navire sur les cétacés dans l'ensemble des eaux côtières et extracôtières de la Colombie-Britannique. Nous avons utilisé la modélisation de la densité en surface pour produire des estimations spatialement explicites de l'abondance et des cartes de la répartition pour quatre espèces de cétacés fréquemment rencontrées : le rorqual à bosse (*Megaptera novaeangliae*), le rorqual commun (*Balaenoptera physalus*), le marsouin de Dall (*Phocoenoides dalli*) et le marsouin commun (*Phocoena phocoena*). Selon nos estimations de l'abondance, il y a 7 030 rorquals à bosse (IC à 95 % = 5 733 – 8 620), 2 893 rorquals communs (IC à 95 % = 2 171 – 3 855), 23 692 marsouins de Dall (IC à 95 % = 19 121 – 29 356) et 5 207 marsouins communs (IC à 95 % = 2 769 – 9 793) dans l'ensemble des eaux canadiennes du Pacifique. Nos résultats complètent les estimations de l'abondance fondées sur un plan calculées à partir des mêmes données de relevé et peuvent être comparés à des études antérieures de modélisation de l'habitat et à des données historiques sur les captures de baleines afin d'estimer l'étendue du rétablissement des populations exploitées autrefois. Le retour de ces prédateurs dans les habitats d'où ils étaient auparavant disparus aura d'importantes conséquences au niveau de l'écosystème. Les résultats de la modélisation de la densité en surface peuvent contribuer aux calculs des estimations du prélèvement biologique potentiel pour guider les prises accessoires des pêches et fournir des données spatiales utiles pour évaluer le risque d'empêchement, de collision avec des navires, de perturbation acoustique et d'autres menaces anthropiques.

INTRODUCTION

La conservation efficace des espèces animales nécessite des estimations récentes et précises de l'abondance et de la répartition des populations. Il faut en particulier connaître les densités spatiales des cétacés pour estimer les répercussions au niveau des populations des menaces qui chevauchent certaines parties de leurs aires de répartition, comme l'empêchement dans les engins de pêche, les collisions avec des navires, le bruit dans l'océan et d'autres agents de stress anthropiques.

En Colombie-Britannique, de nombreuses populations de grands cétacés ont été gravement décimées ou ont disparu à cause de la chasse commerciale à la baleine. La chasse à la baleine à partir des stations baleinières a pris fin en 1967 en Colombie-Britannique, mais les navires-usines japonais et soviétiques ont poursuivi la chasse à la baleine jusqu'en 1975 dans le nord-est de l'océan Pacifique, y compris dans des parties des eaux extracôtières canadiennes (Ford 2014). Depuis, les populations de cétacés ont montré des signes de rétablissement, avec des effets potentiellement importants au niveau des écosystèmes.

Nous manquons de données sur les tendances de l'abondance et l'expansion de l'aire de répartition pour la plupart des espèces de mammifères marins. Il est souvent difficile d'obtenir ces données pour les cétacés en raison de leurs vastes domaines vitaux et de leur capacité à se déplacer rapidement dans leurs habitats, ainsi que des défis logistiques associés à la surveillance des zones extracôtières. Pour répondre aux nouvelles exigences de la *Marine Mammal Protection Act* des États-Unis, la Direction des sciences du MPO a procédé au Relevé aérien international de la mégafaune marine dans la région du Pacifique (PRISMM), un relevé à grande échelle des eaux côtières et extracôtières, à l'été 2018. Ses objectifs étaient de fournir des estimations actualisées de l'abondance et des données sur la répartition des grandes espèces marines dans les eaux canadiennes du Pacifique. En outre, les observations et les données sur la densité sont des éléments essentiels des exercices de modélisation de l'habitat utilisés pour soutenir les futures désignations d'habitats essentiels et les zones de protection marine.

Ici, nous fournissons des estimations spatialement explicites de l'abondance actuelle de quatre espèces de cétacés dans toutes les eaux canadiennes du Pacifique, qui complètent les estimations de l'abondance fondées sur le plan obtenues à l'aide des mêmes données de relevés systématiques (Doniol-Valcroze *et al.* sous presse). Nous avons produit des estimations spatialement explicites de l'abondance selon une approche en deux étapes qui consistait à ajuster les fonctions de détection pour modéliser la probabilité d'observer des animaux loin du transect, puis à construire des modèles de densité en surface pour estimer l'abondance à partir des données de dénombrement corrigées en fonction de la détectabilité (Miller *et al.* 2013). Nous avons pris en compte les variables de l'habitat, mais cette analyse ne cherchait pas à produire des prédictions de la qualité de l'habitat pour ces espèces ou à élucider les relations entre les répartitions spatiales des cétacés et les paramètres environnementaux dynamiques qui les déterminent. Nous avons plutôt utilisé cette approche fondée sur un modèle pour produire des cartes des densités de cétacés dans l'ensemble des eaux canadiennes du Pacifique, qui peuvent servir à guider les scénarios de gestion (c.-à-d. estimer le chevauchement spatial des cétacés et des activités humaines). En outre, les modèles de densité en surface permettent souvent d'améliorer la précision des estimations de l'abondance par rapport à une approche fondée sur le plan, car ils peuvent tenir compte d'une partie de la variation entre transects présente dans les données (Miller *et al.* 2013).

MÉTHODES

RELEVÉ EFFECTUÉ PAR NAVIRE

Le Relevé aérien international de la mégafaune marine dans la région du Pacifique (PRISMM), un relevé par transect linéaire pour les cétacés, a été mené entre le mois de juillet et le début du mois de septembre 2018 dans l'ensemble des eaux côtières et extracôtières de la Colombie-Britannique, au Canada, à partir de deux navires, le NGCC *John P. Tully* et le NGCC *Tanu*. Le plan du relevé est décrit de manière détaillée dans Doniol-Valcroze *et al.* (sous presse).

Pendant le relevé, deux observateurs étaient postés sur le pont au-dessus de la passerelle de navigation, chacun effectuant un balayage continu de chaque côté de la ligne du transect à l'aide de jumelles Fujinon 7x50. Les informations sur les observations et tous les changements dans les conditions environnementales étaient relayés par radio à ondes décimétriques à un enregistreur de données sur le pont de navigation, qui saisissait les informations dans un ordinateur portable équipé du logiciel *Mysticetus* (Steckler et Donlan 2018). Les distances radiales des observations étaient déterminées à l'aide des réticules des jumelles (ou en estimant la distance à l'œil si les animaux étaient proches du navire), et les angles radiaux mesurés à l'aide de compteurs d'angles électroniques fabriqués à partir de rapporteurs numériques. Un observateur supplémentaire utilisait des jumelles Fujinon 25x150 MTM montées sur trépied pour aider les deux observateurs primaires à identifier les espèces et à déterminer la taille des groupes après que les observateurs primaires avaient rapporté les observations initiales. La position et la vitesse du navire de recherche étaient transmises à l'ordinateur portable de l'enregistreur de données à l'aide d'un GPS toutes les 10 ou 30 secondes. Les navires se déplaçaient à des vitesses de relevé d'environ 10 nœuds. Les protocoles de terrain du relevé PRISMM sont décrits de manière détaillée dans Doniol-Valcroze *et al.* (sous presse).

Les distances perpendiculaires aux observations étaient calculées à partir des mesures de la distance radiale et de l'angle radial selon les méthodes établies décrites dans le document de Buckland et ses collaborateurs (2001). Les observations pour lesquelles il n'était pas possible de calculer les distances perpendiculaires ou pour lesquelles l'identification de l'espèce était incertaine ont été écartées des analyses ultérieures. Seules quatre espèces ont été rencontrées à une fréquence suffisante durant le relevé PRISMM pour que l'on puisse procéder à une analyse par modélisation de la densité en surface : le rorqual à bosse (*Megaptera novaeangliae*), le rorqual commun (*Balaenoptera physalus*), le marsouin de Dall (*Phocoenoides dalli*) et le marsouin commun (*Phocoena phocoena*).

FONCTIONS DE DÉTECTION

Cette analyse a utilisé les mêmes fonctions de détection que celles décrites par Doniol-Valcroze et ses collaborateurs (sous presse), ajustées selon la même méthodologie, que nous décrivons brièvement ici. Les fonctions de détection ont été ajustées aux données sur la distance perpendiculaire associées aux observations de chacune des quatre espèces à l'aide de la fonction « ds » du progiciel R « Distance » (Miller 2017). Une fonction de détection est nécessaire pour estimer avec précision les densités d'animaux à partir des données d'un relevé visuel, car elle quantifie la probabilité qu'un animal soit détecté, en fonction de sa distance par rapport au transect du relevé (Buckland *et al.* 2001). Les modèles de fonctions de détection possibles étaient des clés semi-normales, du taux de probabilité et uniformes ajustées en utilisant soit un échantillonnage classique des distances (ECD; avec et sans termes d'ajustement), soit un échantillonnage des distances à covariables multiples (EDCM) et des combinaisons des covariables de détectabilité suivantes : visibilité, état de la mer sur l'échelle de Beaufort, observateur, navire et taille du groupe. Nous avons regroupé les catégories de

l'état de la mer sur l'échelle de Beaufort et de la visibilité avant l'ajustement des fonctions de détection afin de garantir un nombre suffisant d'observations dans chaque niveau de covariable.

Nous avons d'abord ajusté une fonction de détection selon un ECD (clé uniquement), puis nous avons commencé à ajouter des covariables à l'aide d'un processus de sélection par étape ascendante, en commençant par des fonctions de détection selon un EDCM à une seule covariable. Nous avons utilisé la comparaison des valeurs du critère d'information d'Akaike (CIA) entre les fonctions de détection selon un ECD (clé uniquement) et selon un EDMC possibles pour déterminer s'il fallait retenir une covariable. Des covariables ont été ajoutées à la fonction de détection selon un EDCM tant que la valeur du CIA du modèle ajusté continuait à s'améliorer. En plus des valeurs du CIA, nous avons utilisé des graphiques quantile-quantile pour évaluer les ajustements relatifs des fonctions de détection possibles. Une fois qu'une fonction de détection raisonnable était choisie, nous appliquons une distance de troncature à droite équivalente à la distance à laquelle la probabilité de détection, $\hat{f}(x)$, tombe à environ 0,15, comme recommandé par Buckland et ses collaborateurs (2001). En tronquant ainsi les données de distance perpendiculaire, nous avons pu réduire le nombre de probabilités d'inclusion de valeur inférieure, et donc le biais dans les estimateurs d'abondance de type Horvitz-Thompson obtenus (D.L. Borchers, Université de St. Andrews, St. Andrews, Royaume-Uni, comm. pers.).

MODÈLES DE DENSITÉ EN SURFACE (MDS)

Nous avons utilisé la modélisation de la densité en surface pour estimer l'abondance de chacune des quatre espèces de cétacés et prédire les tendances de la densité animale dans chaque strate en fonction de diverses covariables environnementales.

Stratification de la zone d'étude

Comme les caractéristiques de l'habitat qui expliquent l'abondance et la répartition des cétacés dans les zones extracôtières et côtières sont probablement différentes, nous avons stratifié le relevé pour séparer les eaux extracôtières des eaux côtières, ces dernières étant à leur tour divisées en deux strates plus petites, soit un total de trois strates (une pour les zones extracôtières et deux pour les zones côtières : la côte nord et la mer des Salish; figure 1). Il convient de noter que le plan de post-stratification pour diviser les zones côtières diffère légèrement de celui utilisé pour les estimations de l'abondance fondées sur le plan utilisé par Doniol-Valcroze et ses collaborateurs (sous presse). Un modèle spatial distinct a été construit pour chaque espèce et strate, les fonctions de détection étant propres aux espèces, mais pas aux strates. Ces strates ne s'étendaient pas au-delà de la zone économique exclusive du Canada, une limite qui représentait l'étendue de l'effort de relevé effectué par navire. La strate extracôtière comprenait tous les efforts et toutes les observations effectués à partir du NGCC *John P. Tully*, la zone économique exclusive du Canada formant ses limites nord, sud et ouest, et la limite orientale se situant le long des côtes ouest de Haida Gwaii et de l'île de Vancouver. Combinées, les strates de la côte nord et de la mer des Salish englobent l'effort et les observations faites à partir du NGCC *Tanu*. Les limites de la strate de la côte nord étaient semblables à celles d'une zone d'importance écologique déjà délimitée, la biorégion du plateau Nord (MPO 2009). Sa limite sud se situait à l'extrémité nord du détroit de Georgie, à l'est de l'île de Vancouver, et sa limite nord se terminait à la frontière du Canada avec l'Alaska. Au sud de celle-ci, la strate de la mer des Salish comprenait le détroit de Georgie et la moitié canadienne (nord) du détroit de Juan de Fuca. Une limite similaire entre les strates de la mer des Salish et de la côte nord a également été utilisée par Best et ses collaborateurs (2015) dans une étude antérieure des mammifères marins de la côte de la Colombie-Britannique réalisée par modélisation de la densité en surface. Les superficies des trois strates étaient de 10 001 km²

pour la mer des Salish, de 72 621 km² pour la côte nord et de 353 489 km² pour la strate extracôtère.

Covariables environnementales

Dans chaque strate, les portions continues du transect du relevé visuel ont été divisées en segments de taille approximativement égale, avec une longueur cible de cinq kilomètres, selon la méthodologie décrite en détail par Becker et ses collaborateurs (2010). L'abondance estimée par segment, qui tient compte de la probabilité de détection en tant que fonction des covariables de la fonction de détection au niveau de l'observation/de l'objet (voir plus de détails dans le document de Miller et ses collaborateurs [2013]), a été utilisée comme variable de réponse dans les MDS pour toutes les espèces, à l'exception du marsouin commun, pour lequel l'absence des covariables (autres que la distance) présentes dans la fonction de détection la mieux ajustée nous a permis de modéliser les dénombrements par segment comme réponse. Les covariables environnementales explicatives ont été mesurées aux points médians de chacun des segments. Les covariables explicatives testées dans les modèles des trois strates étaient l'abscisse (X) et l'ordonnée (Y) [typiquement modélisées comme un lisseur bivarié], la profondeur de l'eau, la pente, l'indice de rugosité du terrain et la distance euclidienne jusqu'au rivage le plus proche. Les covariables de la distance jusqu'aux isobathes de 200 et 1 000 m (c.-à-d. le rebord du plateau continental et le talus) n'ont été incluses dans les modèles que pour la strate extracôtère, tandis que la moyenne quadratique de la vitesse du courant de marée et la distance jusqu'à la zone la plus proche de fort courant de marée (m) n'étaient pertinentes que pour les strates côtières (côte nord et mer des Salish). Les covariables de la vitesse du courant de marée n'ont été incluses dans aucun des modèles de la strate extracôtère, car l'influence de la marée sur les courants diminue avec la distance de la côte.

Les profondeurs de l'eau ont été extraites d'une grille de modèle altimétrique numérique d'une résolution de 75 x 75 m. La pente et l'indice de rugosité du terrain ont été calculés à partir du modèle altimétrique numérique à l'aide de la fonction « terrain » du progiciel R « raster » (Hijmans 2019). L'indice de rugosité du terrain est la moyenne des différences absolues entre la valeur de la profondeur d'une cellule de la grille et la valeur des huit cellules environnantes. La pente et la covariable connexe de l'indice de rugosité du terrain ont été choisies comme prédicteurs potentiellement significatifs de l'abondance des cétacés, car ces deux paramètres sont des moyens d'identifier les régions présentant une complexité bathymétrique accrue. Les cétacés et autres prédateurs marins se trouvent souvent dans des zones au relief topographique plus abrupt ou à forte rugosité benthique, car ces caractéristiques sont associées à une productivité primaire plus élevée ou à des concentrations de proies (Bouchet *et al.* 2015, Croll *et al.* 1998, Yen *et al.* 2004).

De même, nous avons également sélectionné les isobathes de 200 et 1 000 m comme des caractéristiques bathymétriques potentiellement importantes, car elles correspondent à la rupture du plateau continental et au talus, une zone escarpée dans laquelle les eaux relativement peu profondes du plateau continental cèdent la place à des eaux beaucoup plus profondes sur la plaine abyssale. Le bord du plateau est souvent caractérisé par des remontées d'eau et un mélange tidal qui entraînent une augmentation de la productivité primaire et des concentrations de proies planctoniques (Croll *et al.* 1998, Springer *et al.* 1996) et, par conséquent, s'est avéré un prédicteur significatif de la présence de mysticètes dans des études antérieures (Dalla Rosa *et al.* 2012, Harvey *et al.* 2017, Nichol *et al.* 2017, Yen *et al.* 2004). Les distances euclidiennes jusqu'aux isobathes de 200 ou 1 000 m ont été calculées de l'une des trois façons suivantes : directionnelle (les distances étaient négatives si le point médian du segment se trouvait à l'est de l'isobathe (c.-à-d. sur le plateau continental) et positives s'il se trouvait à l'ouest de l'isobathe); absolue (les distances étaient positives quelle que soit la

direction relative du point médian du segment par rapport à l'isobathe); zéro positif (les points médians des segments sur le plateau continental avaient une valeur de zéro, et ceux à l'ouest de l'isobathe avaient des valeurs de distance positives). Comme la rupture du plateau continental s'étend approximativement du nord au sud dans les eaux canadiennes du Pacifique, il a également été possible de combiner les distances à l'isobathe de 200 m ou de 1 000 m (covariables qui présentent généralement des gradients est-ouest) dans un lisseur bivarié avec l'ordonnée (Y) dans certains modèles.

La moyenne quadratique de la vitesse du courant de marée et les zones de fort courant de marée modélisées par Foreman et ses collaborateurs (2000) ont été obtenues sous forme de couches spatiales à partir du [British Columbia Marine Conservation Atlas](#). Les distances jusqu'aux zones de fort courant de marée ont été calculées comme les distances euclidiennes entre les points médians des segments et le bord du polygone spatial le plus proche représentant une zone de fort courant. Ces deux mesures de la vitesse du courant de marée ont été incluses comme covariables pour les strates côtières, puisque les courants de marée peuvent influencer la formation des concentrations des proies zooplanctoniques des mysticètes dans les régions côtières (Rogachev *et al.* 2008). Il a également été démontré que les courants de marée permettent de prédire les répartitions et les densités relatives des marsouins communs (Embling *et al.* 2010, Johnston *et al.* 2005). Toutes les covariables ont été calculées en unités SI (c'est-à-dire en mètres pour les distances/profondeurs, en m s^{-1} pour la vitesse du courant de marée, et en ordonnée/abscisse en mètres pour les données de position) et ont été normalisées avant l'ajustement du modèle. Toutes les cartes sont affichées selon la projection cartographique équidistante conique d'Albers.

Ajustement des modèles

Nous avons ajusté des MAG dans le progiciel « dsm » dans R (Miller *et al.* 2019) pour produire des estimations spatialement explicites de l'abondance des cétacés. Avant la construction des modèles, nous avons effectué une exploration des données en suivant les protocoles décrits par Zuur et ses collaborateurs (2010). Nous avons évalué la colinéarité entre les covariables explicatives en calculant les facteurs d'inflation de la variance et en éliminant séquentiellement les variables jusqu'à ce que toutes les covariables aient des valeurs de facteur d'inflation de la variance inférieures à un seuil prédéfini de trois (Zuur *et al.* 2010). Comme les covariables du lieu d'observation (abscisse et ordonnée) étaient modélisées ensemble comme un lisseur bivarié, nous ne pouvions pas tester leur colinéarité avec les termes du modèle univarié, et avons donc toujours inclus le terme $s(X, Y)$ dans les exécutions préliminaires des modèles.

Pour chaque espèce et strate, nous avons exécuté à la fois des modèles d'emplacement uniquement (coordonnées spatiales, ou X, Y) et des modèles globaux qui incluaient également des combinaisons des autres covariables environnementales (tant qu'elles n'étaient pas colinéaires entre elles). Par exemple, les six covariables (c'est-à-dire directionnelles, absolues ou zéro positif) représentant les distances jusqu'à l'isobathe de 200 ou 1 000 m n'ont jamais été incluses dans le même modèle parce qu'elles étaient toujours colinéaires. Les modèles globaux ont d'abord été exécutés avec toutes les covariables possibles (c'est-à-dire non colinéaires), qui ont toutes été traitées comme des lisseurs de splines de régression en plaques minces, non linéaires et pénalisées (le type de base était défini sur « ts » dans le progiciel mgcv). Cette approche de « rétrécissement » (Marra et Wood 2011) nous a permis d'entreprendre la sélection des termes de modèle en une seule étape sans le problème de dépendance de chemin qui peut se produire avec la sélection par étape. En effet, cette classe lisse pénalise aussi légèrement l'espace nul, et le terme entier peut donc être ramené à zéro. La National Oceanic and Atmospheric Association (NOAA) a appliqué une approche similaire pour analyser les données des relevés sur les cétacés dans l'écosystème du courant de Californie (Becker

et al. 2020). Dans un cas, une spline de Duchon a été ajustée au lieu d'une spline de rétrécissement. Les covariables dont le nombre de degrés de liberté réels (dlr) sont inférieurs à 1 ont été considérées comme ayant un pouvoir explicatif faible ou nul et ont été éliminées du modèle, sauf si $p \leq 0,01$, auquel cas elles ont été conservées dans l'une des options du modèle possible. Les graphiques des fonctions lisses du modèle additif généralisé (MAG) et les limites de leur erreur-type ont également été examinées, car ils contiennent eux aussi de l'information qui peut appuyer la décision d'éliminer ou de conserver une covariable. Nous avons examiné les amplitudes relatives de la taille de base de chaque lisseur (k) et de la valeur dlr qui en résulte pour détecter la présence de valeurs anormalement élevées qui pourraient indiquer un ajustement excessif et pour nous assurer que les fonctions lisses avaient suffisamment de liberté pour décrire la relation de covariable sous-jacente (en ajustant ensuite k en conséquence si nécessaire). Les estimations des paramètres de lissage ont été optimisées en utilisant le maximum de vraisemblance restreinte, comme recommandé par Miller et ses collaborateurs (2013). On a constaté que le maximum de vraisemblance restreinte est plus performant que la validation croisée généralisée pour estimer les paramètres de lissage (Marra et Wood 2011). Pour régler l'inflation zéro, qui est une cause courante de surdispersion dans les données de dénombrement, nous avons considéré des modèles possibles ajustés avec des distributions binomiales négatives ou de Tweedie (lien logarithmique) des réponses en plus de la distribution de quasi-Poisson.

Sélection et validation des modèles

Nous avons appliqué un processus en deux étapes pour sélectionner le modèle parmi les candidats obtenus. Tout d'abord, nous avons sélectionné le modèle le mieux ajusté parmi les MAG possibles ayant la même distribution des réponses en utilisant les valeurs du CIA. Ensuite, nous avons choisi entre les meilleurs modèles ayant des distributions de réponses différentes en comparant les graphiques quantile-quantile des résiduels du modèle générés à l'aide de la fonction `qq.gam` (Augustin *et al.* 2012) dans le progiciel 'mgcv' de R. Ces graphiques représentent les résiduels de l'écart par rapport aux bandes de référence qui avaient été produites en simulant de manière répétée de nouvelles données de réponse à partir du modèle ajusté 1 000 fois. L'écart des résiduels par rapport aux limites des bandes de référence indique une mauvaise spécification du modèle (voir Augustin *et al.* 2012) et peut donc être utilisé pour évaluer l'ajustement et éliminer un modèle de l'ensemble des candidats.

Après avoir sélectionné le modèle le mieux adapté pour chaque combinaison espèce-strate, nous avons mené plusieurs tests de validation afin de vérifier qu'il concordait avec les hypothèses de modélisation sous-jacentes et que ses prédictions étaient raisonnables sur le plan biologique. Ces tests consistaient notamment à vérifier qu'aucune tendance ne subsistait dans les résiduels (en utilisant la fonction « `rqqam.check` » pour générer les graphiques des résiduels de quantiles aléatoires), à évaluer l'autocorrélation spatio-temporelle dans les résiduels (à l'aide de la fonction « `dsm.cor` », Miller *et al.* 2019) et à comparer visuellement les densités prédites par le modèle aux observations réelles de relevé. Nous avons également évalué la surdispersion des résiduels après l'ajustement des modèles en utilisant la formule suivante :

$$\frac{\sum(e^2)}{N - P}$$

où e représente les résiduels de Pearson provenant du modèle, N est la taille de l'échantillon (c'est-à-dire le nombre de segments) et P est le nombre de paramètres du modèle. Les valeurs supérieures à 1 indiquent la présence d'une surdispersion, qui peut être due à diverses causes, dont une éventuelle inflation zéro.

Prédictions de la densité et estimations de l'abondance

Après avoir sélectionné le MAG le mieux ajusté pour chaque espèce et strate, nous l'avons utilisé pour prédire la densité des individus sur une surface quadrillée de 5 x 5 km de la strate. Nous avons choisi cette résolution de grille parce qu'elle était similaire à la longueur du segment cible (5 km) et qu'elle a également été utilisée avec succès dans des études antérieures de modélisation spatiale des cétacés dans cette région (Nichol *et al.* 2017). Nous avons retenu la longueur de segment de 5 km sur la base d'études antérieures (p. ex., Becker *et al.* 2010) en tenant compte des distances auxquelles les observateurs pourraient raisonnablement être en mesure de détecter les animaux, de sorte que la longueur moyenne des segments et la largeur effective de la bande ne diffèrent pas trop en magnitude. Pour générer cette prédiction, nous avons calculé la moyenne des covariables explicatives significatives du modèle le mieux ajusté dans chaque cellule de la grille prédictive de 25 km² ou, dans le cas des covariables de coordonnées spatiales ou de distance (p. ex., abscisse, ordonnée, distance jusqu'au rivage, distance jusqu'aux isobathes de 200 ou 1 000 m), nous avons mesuré les valeurs à partir du centroïde de la cellule de la grille. Nous avons déterminé l'abondance totale des individus dans chaque strate en additionnant les densités prédites de toutes les cellules de la grille de 5 x 5 km. Pour quantifier l'incertitude de ces estimations de l'abondance, nous avons calculé des intervalles de confiance (IC) à 95 % et des coefficients de variation (CV) en appliquant la méthode delta, qui combine l'incertitude du MAG à celle de la fonction de détection pour une mesure totale du CV. Cette méthode d'estimation de la variance produit également des CV pour chacune des composantes de la fonction de détection et du MDS, et suppose que le MAG et la fonction de détection sont indépendants. Comme la fonction de détection est la même dans toutes les strates, nous avons utilisé les équations 3.121 à 3.125 décrites par Buckland et ses collaborateurs (2001) pour séparer la variance en deux composantes, dont l'une est estimée indépendamment dans chaque strate et l'autre (c'est-à-dire la composante de la fonction de détection) est commune à toutes les strates et ne doit être incluse qu'une seule fois dans la variance de l'estimation de l'abondance totale.

RÉSULTATS

EFFORT DE RELEVÉ VISUEL ET OBSERVATIONS

Le relevé PRISMM a été mené entre le 4 juillet et le 5 septembre 2018 et a produit un total de 11 267,4 km de transects relevés visuellement et d'observations associées qui ont été utilisés pour les MDS. Il s'agissait à la fois des transects du relevé et des trajets de transit entre certains transects, mais pour lesquels les observateurs ont quand même enregistré les observations et l'effort comme s'ils étaient sur un transect régulier. L'effort utilisé dans l'analyse de MDS comprenait également certains transects qui ont été relevés de manière répétitive (145 transects ont été relevés une fois, 25 l'ont été de deux à quatre fois). Les transects répétés ont été segmentés et analysés dans le MDS comme s'ils étaient indépendants. L'un des avantages de l'estimation de l'abondance par la méthode de la modélisation de la densité en surface par rapport aux méthodes basées sur le plan est qu'elle ne repose pas sur un plan d'échantillonnage aléatoire (Miller *et al.* 2013) et qu'elle permet ainsi d'inclure des transects répétés. Le nombre total d'observations détectées, d'individus et la taille moyenne des groupes pour chaque espèce de cétacé sont présentés dans le tableau 1. Les cartes des observations par taille de groupe, ainsi que l'effort de relevé visuel réalisé, sont reproduites pour chacune des quatre espèces modélisées sur la figure 2. La longueur moyenne des segments dans l'analyse des MDS était de 4 972 m (ET = 594 m), avec 1 242 segments dans la strate extracôtière, 854 dans celle de la côte nord et 170 dans celle de la mer des Salish, respectivement.

FONCTIONS DE DÉTECTION

Les fonctions de détection les mieux ajustées sont décrites de manière détaillée dans le document de Doniol-Valcroze et ses collaborateurs (sous presse). La fonction de détection du rorqual à bosse la mieux ajustée était une clé du taux de probabilité avec les covariables suivantes : navire, observateur, état de la mer, visibilité et taille du groupe (figure 3, en haut à gauche). La distance de troncature à droite était de 4 000 m et la (demi-)largeur effective de la bande était de 1 479 m. La fonction de détection du rorqual commun la mieux ajustée était une clé du taux de probabilité avec comme covariables la visibilité et la taille du groupe (figure 3, en haut à droite). La distance de troncature à droite était de 5 000 m et la largeur effective de la bande était de 2 377 m. La fonction de détection du marsouin de Dall était une clé semi-normale avec la visibilité, l'état de la mer (échelle de Beaufort) et le navire comme covariables, une distance de troncature à droite de 900 m et une largeur effective de la bande de 499 m (figure 3, en bas à gauche). Nous avons utilisé une clé semi-normale pour le marsouin de Dall (même si la clé du taux de probabilité a produit le meilleur ajustement selon le CIA) parce que les fonctions de détection semi-normales aident à réduire le biais positif dans les densités estimées dû au fait que les animaux sont attirés par le navire de relevé (sur la vague d'étrave) (Best *et al.* 2015, Turnock et Quinn 1991). Le regroupement des observations très proches du navire (Doniol-Valcroze *et al.*, sous presse) indique qu'au moins certains marsouins de Dall ont affiché une réaction de déplacement positif à l'approche du navire pendant le relevé PRISMM. Bien qu'elle ait produit une meilleure valeur du CIA, la covariable « observateur » a été exclue de la fonction de détection finale pour le marsouin de Dall, car son inclusion a produit un CV extrêmement important qui a entraîné une incertitude déraisonnable dans les abondances estimées à partir des MDS. Cette forte incertitude est probablement due au grand nombre de niveaux de facteur (N = 22) dans la covariable « observateur » et donc au nombre limité d'observations dans chaque niveau. Un modèle du taux de probabilité de l'ECD sans covariable et avec un ajustement cosinus(2,3) a été sélectionné comme la meilleure fonction de détection pour le marsouin commun. Il avait une distance de troncature à droite de 1 200 m et une largeur effective de la bande de 446 m (figure 3, en bas à droite).

MODÈLES DE DENSITÉ EN SURFACE (MDS)

Des tableaux complets fournissant la liste de tous les modèles de densité en surface possibles, leurs paramètres de diagnostic associés et les estimations de l'abondance sont présentés dans l'annexe A pour chaque espèce et strate. L'annexe B fournit des cartes des noms de lieux locaux de la côte de la Colombie-Britannique qui sont mentionnés dans les sections Résultats et Discussion de ce rapport.

Rorqual à bosse

Le rorqual à bosse a été observé plus fréquemment (N = 767) que toute autre espèce de cétacé durant le relevé PRISMM, avec un total de 1 145 individus (tableau 1). Parmi ces individus observés, il y en avait 671 qui se trouvaient à la fois dans la distance de troncature à droite et pour lesquels nous avons pu calculer les distances perpendiculaires, que nous avons ensuite utilisées pour les analyses de modélisation de la densité en surface. La majorité des observations de rorqual à bosse ont eu lieu dans la strate extracôtière (N = 370); dans les strates de la côte nord et de la mer des Salish, 263 et 38 observations ont été enregistrées, respectivement. La taille moyenne du groupe pour le rorqual à bosse était de 1,5 animal (ET = 1,3) [tableau 1].

La strate extracôtière avait le MDS le mieux ajusté pour le rorqual à bosse avec une seule covariable explicative, un lissage bivarié de la distance par rapport à l'isobathe de 1 000 m (calculé comme un terme directionnel +/-) et vers le nord (c.-à-d. des coordonnées Y)

[dlr = 17,5, tableau 2]. Ce MAG avait une distribution d'erreurs de Tweedie. L'abondance totale estimée du rorqual à bosse dans la strate extracôtière était de 4 935 (IC à 95 % = 3 865 – 6 303; CV total = 0,13, tableau 2). Le modèle a prédit les plus fortes densités de rorqual à bosse dans cette région (plus de deux baleines par cellule de grille de 25 km²) le long du côté est de la rupture du plateau continental, entre les latitudes de l'île Moresby (Haïda Gwaii) et de la baie Clayoquot (île de Vancouver) [figure 4]. On prévoyait que très peu de rorquals à bosse seraient présents dans les eaux plus profondes au large du côté ouest de la rupture du plateau continental.

Dans la strate de la côte nord, le MDS le mieux ajusté était un MAG avec une distribution des réponses de Tweedie et la covariable environnementale des lieux d'observation (abscisse et ordonnée, modélisée comme un lissage bivarié, dlr = 24,0, figure 5). Ce modèle a estimé une abondance totale de 1 816 rorquals à bosse (IC à 95 % = 1 403 – 2 351; CV total = 0,13) dans toute la strate de la côte nord (tableau 2). Les plus fortes densités de rorqual à bosse sur la côte nord (au moins deux individus par 25 km²) ont été prévues dans les canyons sous-marins au large du sud de Haïda Gwaii (voir l'emplacement sur la figure B1 dans les annexes), dans les régions continentales de la Colombie-Britannique de l'entrée Caamaño, du détroit de Fitz Hugh et de l'inlet Rivers. Des densités modérées de rorqual à bosse (au moins un individu par cellule de 25 km²) étaient également prévues dans l'ouest de l'entrée Dixon, le passage Chatham, le détroit d'Hécate et le bassin/détroit de la Reine-Charlotte au nord-est de l'île de Vancouver (figure 5).

Dans la mer des Salish, le MDS le mieux ajusté pour le rorqual à bosse était un MAG binomial négatif avec une seule covariable explicative, un lissage bivarié du lieu des observations (dlr = 1,9, figure 6). Il a prédit un total de 279 animaux (IC à 95 % = 130 – 596; CV total 0,40) pour cette strate (tableau 2). Le détroit de Juan de Fuca abritait les densités prédites les plus élevées de rorqual à bosse (plus de trois individus par cellule de 25 km²) dans la strate, et un nombre modéré d'animaux était également prédit dans le nord du détroit de Georgie (un ou deux individus par cellule de 25 km², figure 6). L'estimation combinée de l'abondance du rorqual à bosse dans les trois strates était de 7 030 (IC à 95 % = 5 733 – 8 620; CV total = 0,10, tableau 2).

Rorqual commun

Au total, 235 observations de rorqual commun ont été faites au cours du relevé PRISMM, soit un total de 357 individus (tableau 1). Dans la distance de troncature à droite de la fonction de détection, des distances perpendiculaires ont été calculées pour 213 de ces observations, qui ont ensuite été utilisées pour les analyses de modélisation de la densité en surface. La majorité des observations de rorqual commun ont eu lieu dans la strate extracôtière (N = 184), alors qu'il y en a eu seulement 29 dans la strate de la côte nord. Aucun modèle spatial ni aucune estimation de l'abondance associée n'a été produit pour le rorqual commun dans la mer des Salish, car l'espèce n'a pas été détectée dans cette strate pendant le relevé PRISMM. La taille moyenne du groupe pour le rorqual commun était de 1,5 animal (ET = 0,9) [tableau 1].

Le MDS le mieux ajusté pour le rorqual commun dans la strate extracôtière était un MAG de Tweedie avec les covariables explicatives du lieu d'observation (abscisse et ordonnée, modélisées ensemble comme un lissage bivarié, dlr = 17,0) et la distance à partir de l'isobathe de 1 000 m (calculée en valeurs absolues et modélisée comme un lissage non linéaire, dlr = 5,0) [figures 7 et 8]. Il a produit une abondance estimée de 2 732 rorquals communs (IC à 95 % = 2 044 – 3 651; CV total = 0,15, tableau 2). On prévoyait que les plus fortes densités de rorqual commun dans la strate extracôtière se trouveraient immédiatement à l'ouest de la rupture du plateau continental (isobathe de 1 000 m), principalement à des latitudes comprises entre l'île Moresby (sud de Haïda Gwaii) et la baie Barkley, au sud de l'île de Vancouver

(figure 7). Le principal point chaud de la densité de rorqual commun dans cette région était à l'ouest de la rupture du plateau, à peu près à la même latitude que la péninsule de Brooks, au large de l'ouest de l'île de Vancouver. Les densités les plus élevées de rorqual commun étaient prévues le plus près de la rupture du plateau, diminuant régulièrement jusqu'à environ 200 km à l'ouest de la rupture du plateau, où elles commençaient à se stabiliser quelque peu (figure 8). Très peu de rorquals communs étaient prévus dans les eaux du plateau continental à l'est de la rupture du plateau (figure 7).

Pour la strate de la côte nord, le MDS le mieux ajusté pour le rorqual commun était un MAG binomial négatif avec un lissage bivarié du lieu des observations (c.-à-d. l'abscisse et l'ordonnée) comme seule covariable explicative (dlr = 10,7, figure 9). Ce modèle a permis d'estimer une abondance totale de 161 rorquals communs (IC à 95 % = 64 – 407; CV total = 0,50, tableau 2) sur toute la côte nord. Les densités prédites les plus élevées ont été observées au centre du détroit d'Hécate, dans les canyons sous-marins au sud-est de Haida Gwaii et sur le côté ouest de l'entrée Dixon (figure 9). Ensemble, les MDS des strates de la zone extracôtière et de la côte nord ont prédit une abondance totale de 2 893 rorquals communs (IC à 95 % = 2 171 – 3 855; CV total = 0,15) pour les eaux canadiennes du Pacifique (tableau 2).

Marsouin de Dall

Au total, 287 observations de 845 marsouins de Dall ont été faites pendant le relevé PRISMM (tableau 1). C'était l'odontocète le plus souvent observé. Dans la distance de troncature à droite de la fonction de détection, nous avons pu calculer des distances perpendiculaires pour 239 de ces observations, qui ont ensuite été utilisées pour les analyses de modélisation de la densité en surface. La plupart des observations de marsouins de Dall se sont produites dans les strates extracôtière (N = 100) et de la côte nord (N = 112), avec seulement 27 dans la mer des Salish. La taille moyenne du groupe pour le marsouin de Dall était de 2,9 (ET = 1,8; tableau 1).

Le MDS le mieux ajusté pour le marsouin de Dall dans la strate extracôtière avait une distribution d'erreurs de Tweedie et un lissage bivarié de la distance de la côte la plus proche et vers le nord (dlr = 2,1, figure 10) comme seule covariable explicative. Les marsouins de Dall étaient présents en densités modérées (environ un à quatre individus par cellule de 25 km²) dans la majorité de la strate extracôtière, à l'exception de la partie sud-ouest (figure 10), et leur abondance totale a été estimée à 17 934 (IC à 95 % = 13 818 – 23 275; CV total = 0,13, tableau 2).

Dans la strate de la côte nord, le MDS sélectionné pour le marsouin de Dall avait une distribution de Tweedie et un lissage bivarié du lieu d'observation (dlr = 15,9, figure 11) comme seule covariable. L'abondance totale estimée dans cette strate était de 5 178 individus (IC à 95 % = 3 756 – 7 138; CV total = 0,16, tableau 2). Les plus fortes densités prévues de marsouin de Dall (au moins quatre individus par 25 km²) ont été observées dans le nord du détroit d'Hécate, dans le passage Chatham et dans l'inlet Portland, ainsi que dans toute l'entrée Laredo et le détroit de Milbanke sur la côte centrale de la Colombie-Britannique (figure 11). Toutefois, des densités modérées (deux à quatre individus par 25 km²) ont également été notées dans l'entrée Dixon, au milieu du détroit d'Hécate et au large du nord-est de l'île de Vancouver, dans les détroits de la Reine-Charlotte et de Johnstone (figure 11).

Le MDS le mieux ajusté pour le marsouin de Dall dans la mer des Salish était un MAG à distribution de Tweedie avec pour seul lisseur explicatif la distance jusqu'au rivage le plus proche (dlr = 1,6, figures 12 et 13), ajusté à l'aide d'une spline de Duchon. Le nombre total de marsouins de Dall prévu dans cette région était de 580 (IC à 95 % = 313 – 1 075; CV total = 0,32, tableau 2). La relation entre la densité des marsouins de Dall et la distance du

rivage était positive, et on prévoyait que davantage de marsouins seraient présents dans la partie centrale du détroit de Georgie que près des côtes de l'île de Vancouver ou de la partie continentale de la Colombie-Britannique (figure 12), bien que la relation se stabilise lorsqu'on s'éloigne du rivage (plus de 10 km, figure 13). Les intervalles de confiance à ces distances plus grandes étaient très larges, ce qui n'est pas surprenant étant donné le faible nombre de segments échantillonnés à ces distances (voir le tracé de tapis sur l'axe des abscisses à la figure 13). Par conséquent, la relation entre les densités prévues de marsouins de Dall et la distance du rivage devient beaucoup plus incertaine à mesure que l'on s'éloigne du rivage. L'abondance globale estimée des marsouins de Dall dans les trois strates combinées était de 23 692 (IC à 95 % = 19 121 – 29 356; CV total = 0,11, tableau 2).

Marsouin commun

Des marsouins communs ont été observés 246 fois pendant le relevé PRISMM, pour un total de 403 individus (tableau 1). Dans les limites de la distance de troncature à droite de la fonction de détection, des distances perpendiculaires ont été calculées pour 226 de ces observations. La plupart des marsouins communs se trouvaient dans la strate de la mer des Salish (N = 161 observations), et 54 observations ont été faites sur la côte nord. Aucun modèle spatial n'a été exécuté pour le marsouin commun dans la strate extracôtière, car seules 11 observations étaient disponibles pour la modélisation dans cette strate. La taille moyenne du groupe pour le marsouin commun était de 1,6 animal (ET = 0,9; tableau 1).

Le MDS le mieux ajusté pour le marsouin commun dans la strate de la côte nord était un MAG binomial négatif avec une seule covariable explicative, un lissage bivarié du lieu d'observation (abscisse et ordonnée, dlr = 8,7, figure 14). Une abondance totale de 1 314 marsouins communs (IC à 95 % = 648 – 2 664; CV total = 0,37, tableau 2) a été estimée pour la côte nord. Les plus fortes densités de marsouins communs dans cette strate (plus de deux individus par cellule de grille de 25 km²; voir la figure 14) ont été observées sur le banc Dogfish (à l'est de l'île Graham, Haida Gwaii), dans le passage Chatham et l'inlet Portland (figure 14, encart A), ainsi que dans des inlets à l'est de l'île de Vancouver (inlet Knight et inlet Bute, figure 14, encart B).

Dans la strate de la mer des Salish, le MDS du marsouin commun le mieux classé était également un MAG binomial négatif avec comme covariable explicative unique le lieu d'observation, modélisée comme un lisseur bivarié (dlr = 20,1, figure 15). L'abondance prédite du marsouin commun dans la mer des Salish était de 3 893 animaux (IC à 95 % = 1 991 – 7 611; CV total = 0,35, tableau 2). Le modèle a prédit les plus fortes densités de marsouins communs (plus de 30 individus par cellule de grille de 25 km²) à l'est de la péninsule de Saanich et au sud-est de Victoria et d'Esquimalt dans le détroit de Juan de Fuca (figure 15). Des densités modérément élevées (20 à 40 individus par 25 km²) ont également été prévues dans la baie Boundary, au sud de Vancouver, ainsi que dans les parties centrale et nord du détroit de Georgie (figure 15). L'abondance totale estimée du marsouin commun dans les eaux canadiennes du Pacifique (strates de la côte nord et de la mer des Salish combinées) était de 5 207 (IC à 95 % = 2 769 – 9 793; CV total = 0,33, tableau 2).

DISCUSSION

En combinaison avec l'analyse faite par Doniol-Valcroze et ses collaborateurs (sous presse), cette analyse représente l'effort le plus actuel et le plus complet spatialement pour estimer l'abondance et la répartition des cétacés dans les eaux canadiennes du Pacifique.

LIMITES DES MODÈLES ET SOURCES D'INCERTITUDE

Bien que le relevé PRISMM ait fourni une excellente couverture spatiale de la zone d'étude, il était limité temporellement, car les données ont été collectées pendant une seule saison (été) et une seule année (2018). Nous ne pouvons donc pas prévoir les fluctuations interannuelles ou saisonnières de l'abondance et de la densité des cétacés dans les eaux canadiennes du Pacifique. Cela peut être particulièrement important dans le cas des espèces migratrices, telles que le rorqual à bosse, qui est beaucoup moins présent dans le nord-est de l'océan Pacifique pendant sa saison de reproduction et de mise bas (hiver). Le fait de disposer de relevés répétés au cours d'une année ou de plusieurs années de données de relevé permettrait aux modèles de tenir compte d'une plus grande partie de la variation naturelle, intra et interannuelle, de l'abondance et de la répartition des animaux, qui n'est pas prise en compte dans les données d'un seul relevé. Il est probable que les estimations de l'abondance et les densités spatiales prédites par les modèles seraient meilleures avec l'inclusion de davantage de relevés.

Les covariables environnementales spatio-temporelles dynamiques, qui sont généralement extraites de données satellitaires ou de modèles océaniques (p. ex., la température de la surface de la mer, la concentration de chlorophylle *a*), sont souvent incluses dans les modèles d'habitat pour les cétacés (p. ex., Dalla Rosa *et al.* 2012, Harvey *et al.* 2017), mais elles n'ont pas été prises en compte dans les présents MDS. L'objectif de cette étude n'était pas de produire des modèles d'habitat expliquant les facteurs biologiques sous-jacents des répartitions spatiales des cétacés, mais d'estimer l'abondance globale avec un meilleur degré de précision en incluant une composante spatialement explicite pour expliquer la variation du nombre d'observations entre les segments. Il est peu probable que l'inclusion de variables environnementales fluctuant dans le temps et dérivées de satellites modifie sensiblement les estimations de l'abondance que nous présentons ici. En outre, on calcule souvent les variables environnementales fluctuant dans le temps et dérivées de satellites sur plusieurs périodes (p. ex., des composites mensuels) afin de pouvoir expliquer les changements de la répartition ou de l'abondance des espèces liés à la saison ou à l'année de relevé. Comme l'ensemble de données du relevé PRISMM ne porte que sur une seule saison d'une seule année, nous n'avons pas pu envisager d'analyser les changements saisonniers ou interannuels. Dans le futur, avec plus de données de relevé disponibles, nous pourrions construire des modèles qui incluront ces variables afin de mieux comprendre les facteurs sous-jacents des répartitions spatiales des cétacés dans les eaux canadiennes du Pacifique. Cependant, la disponibilité des données satellitaires dans le nord-est de l'océan Pacifique est également limitée par des facteurs tels que la couverture nuageuse (Fox *et al.* 2017), ce qui restreindra probablement l'utilisation de ces covariables à des moyennes couvrant des intervalles mensuels (voire plus longs).

Comme dans le cas des estimations de l'abondance fondées sur le plan tirées du relevé PRISMM (Doniol-Valcroze *et al.*, sous presse), les données de relevé recueillies n'ont pas permis d'estimer le biais de perception (Buckland *et al.* 2001). Les estimations de l'abondance par les MDS sous-estimeront donc la taille réelle des populations puisque nous ne pouvons pas tenir compte des animaux présents à la surface qui auraient pu être détectés, mais que les observateurs ont manqués près du transect. En outre, l'analyse de modélisation de la densité en surface n'a pas pris en compte le biais de disponibilité (animaux manqués parce qu'ils étaient sous l'eau et ne pouvaient pas être détectés par les observateurs, Buckland *et al.* 2001). Des facteurs de correction pour le biais de disponibilité sont proposés par Doniol-Valcroze et ses collaborateurs (sous presse) pour les quatre espèces considérées ici, et pourraient être appliqués directement aux estimations de l'abondance du MDS. Il convient toutefois de noter que ces facteurs de correction reposent sur un petit échantillon d'études publiées et que l'on sait que la durée réelle des plongées des cétacés varie considérablement en fonction du

contexte comportemental (p. ex., quête de nourriture, déplacement, repos), de la profondeur de la plongée et de l'heure de la journée. Il est donc probable que l'utilisation d'un seul facteur de correction pour les différentes strates ne tiendrait pas compte correctement de l'incertitude entourant le biais de disponibilité. Le biais de disponibilité a probablement aussi une incidence relative beaucoup plus faible sur les données de relevé recueillies à partir de navires se déplaçant lentement (comme ceux utilisés durant le relevé PRISMM), par rapport à l'échantillonnage des distances effectué à partir de plateformes rapides telles que les aéronefs.

La plupart des MDS comportaient une autocorrélation spatio-temporelle (sept des 10 modèles les mieux classés), mais cette autocorrélation n'était détectée qu'à des retards d'un seul segment du relevé le plus souvent. Le MDS du marsouin de Dall pour la strate extracôtière était le seul modèle présentant une plus grande autocorrélation, qui a été détectée à des retards d'un à trois segments. L'inclusion de lissages des lieux d'observation (X,Y) dans les modèles est une façon de modéliser la dépendance spatiale dans les résiduels. L'autocorrélation entre les segments peut également être traitée en ajustant un modèle mixte (MAG mixte) avec les mêmes covariables que le MAG original, plus une structure de corrélation moyenne mobile d'ordre $(p,0)$, où p est égal au décalage temporel (c.-à-d. le nombre de segments, inbriqués dans les transects) sur lequel les résiduels étaient corrélés. Cependant, l'ajustement des MAG mixtes dans « dsm » est compliqué, nécessitant des hypothèses supplémentaires et aboutissant souvent à un succès limité (D.L. Miller, Université de St. Andrews, St. Andrews, Royaume-Uni, comm. pers.), et il n'y a pas non plus de moyen de comparer les MAG mixtes possibles en utilisant les valeurs du CIA, car ce paramètre n'est pas généré pour les MAG mixtes. Nous avons bien tenté d'ajuster des MAG mixtes, mais nous avons constaté que la répartition spatiale des densités estimées à partir de ces modèles était souvent illogique et irréaliste sur le plan biologique, et nous avons donc abandonné cette approche et préféré conserver des MAG plus fiables et comparables. En ne tenant pas compte de l'autocorrélation spatiale, il est possible que les valeurs de p dans les MAG représentent mal l'ordre d'importance et le degré de signification des coefficients des différentes covariables (Dormann 2007).

ABONDANCE ET RÉPARTITIONS PRÉVUES

Rorqual à bosse

Un MDS antérieur présenté dans le document de Best et ses collaborateurs (2015) a estimé une abondance totale de 1 092 (IC à 95 % = 993 – 1 200) rorquals à bosse sur la côte de la Colombie-Britannique à partir des données de relevé recueillies entre 2004 et 2008. Alors que le modèle de Best et ses collaborateurs (2015) couvrait une zone à peu près équivalente aux strates combinées de la côte nord et de la mer des Salish du relevé PRISMM, cette étude antérieure n'a pas détecté de rorqual à bosse dans la région de la mer des Salish. À l'inverse, le relevé PRISMM a enregistré 38 observations de l'espèce dans la mer des Salish, et notre modèle de densité a prédit une abondance de 279 individus (IC à 95 % = 130 – 596), ce qui indique que le rorqual à bosse a recolonisé une zone d'où il était largement absent il y a 10 à 14 ans. Les observations de la science citoyenne soumises au BC Cetacean Sightings Network (BCCSN) depuis 2009, bien qu'elles ne soient pas corrigées en fonction de l'effort, fournissent d'autres preuves du retour du rorqual à bosse dans la mer des Salish (BCCSN, données inédites). Par rapport à l'estimation de 1 092 rorquals à bosse présentée par Best et ses collaborateurs (2015), notre estimation de l'abondance de 1 816 (IC à 95 % = 1 403 – 2 351) rorquals à bosse dans la strate de la côte nord suggère une augmentation modérée due soit à la croissance de la population, soit à l'immigration de nouveaux individus dans cette zone. Les régions où la densité était la plus forte dans le modèle de Best et ses collaborateurs (2015) correspondent aux régions de la côte nord mises en évidence par le relevé PRISMM : l'entrée

Dixon, le détroit d'Hécate, les canyons sous-marins au sud-est de Haida Gwaii, ainsi que des inlets plus grands et des baies de la côte continentale nord et centrale de la Colombie-Britannique. Le système de fjords de l'entrée Caamaño et de Kitimat, mis en évidence à la fois dans le document de Best et ses collaborateurs (2015) et par le modèle dérivé du relevé PRISMM pour la côte nord, a également été relevé par Keen et ses collaborateurs (2017) comme une zone importante dans laquelle les rorquals à bosse se regroupent pour se nourrir pendant les mois d'été.

Les MDS du rorqual à bosse dans le document de Best et ses collaborateurs (2015) comprenaient les termes explicatifs statiques de la latitude, de la longitude, de la profondeur, de la distance jusqu'au rivage et de la pente, tandis que nos MDS côtiers (côte nord et mer des Salish) étaient uniquement fondés sur des lissages bivariés des lieux d'observation. Bien que relativement plus simples, nos MDS avaient un pouvoir explicatif légèrement supérieur (écart expliqué = 18 à 29 % contre 11 à 19 %), mais aussi une incertitude beaucoup plus grande (les CV totaux étaient de 0,13 et 0,40, respectivement pour la côte nord et la mer des Salish, contre 0,05 pour le modèle de Best et ses collaborateurs).

Dalla Rosa et ses collaborateurs (2012) ont utilisé des MAG pour prédire la répartition du rorqual à bosse à partir de données recueillies durant plusieurs relevés non systématiques effectués dans les eaux côtières de la Colombie-Britannique entre 2004 et 2006; toutefois, cette étude n'a pas fourni l'estimation de l'abondance associée. La zone modélisée par Dalla Rosa et ses collaborateurs (2012) était à peu près comparable à notre strate de la côte nord, mais comprenait également les eaux du plateau continental au large de la côte ouest de l'île de Vancouver (une partie de notre strate extracôtière). Dalla Rosa et ses collaborateurs (2012) ont constaté que l'abondance du rorqual à bosse était liée à des covariables environnementales statiques (latitude, profondeur, pente, distance jusqu'à l'isobathe de 100 m) et variables dans le temps (concentration de chlorophylle *a*, productivité primaire nette, température de la surface de la mer, distance jusqu'aux fronts de la température de la surface de la mer, salinité et température à la surface). Les zones de concentration du rorqual à bosse déterminées par Dalla Rosa et ses collaborateurs (2012) concordaient généralement avec les zones importantes définies par les MDS dérivés du relevé PRISMM et comprenaient l'entrée Dixon, le détroit d'Hécate et les eaux du plateau continental de l'ouest de l'île de Vancouver.

Notre modèle n'a pas mis en évidence une zone de concentration indiquée par Dalla Rosa et ses collaborateurs (2012), à savoir la zone du plateau continental au large du sud-ouest de l'île de Vancouver et l'entrée du détroit de Juan de Fuca (les bancs La Pérouse et Swiftsure). Cela est probablement dû au fait que très peu de rorquals à bosse ont été observés dans cette zone pendant le relevé PRISMM (figure 2), soit en raison des mauvaises conditions de détection au moment du relevé, soit parce que le navire est passé un jour où peu d'individus étaient présents. Cependant, nous savons que cette zone est importante pour l'espèce, car sa désignation en tant qu'habitat essentiel a déjà été recommandée en raison des concentrations saisonnières élevées et persistantes d'animaux (Pêches et Océans Canada 2013). Cette zone (ainsi que l'ensemble du bord du plateau continental à l'ouest de l'île de Vancouver) a également été mentionnée par Nichol et ses collaborateurs (2017) comme offrant une forte probabilité de rencontrer des rorquals à bosse, d'après des modèles spatiaux de données de relevés aériens corrigées en fonction de l'effort.

Ford et ses collaborateurs (2009) ont estimé en 2006 l'abondance de la population à 2 145 (IC à 95 % = 1 970 – 2 331) rorquals à bosse dans les eaux côtières de la Colombie-Britannique en utilisant des techniques de marquage-recapture appliquées aux données de photo-identification. Bien qu'il couvre une zone spatiale similaire, ce résultat est difficile à comparer à l'estimation de la strate de la côte nord du relevé PRISMM de 2018 (1 816 rorquals à bosse) en raison des différences inhérentes à la méthodologie et aux hypothèses d'une approche de

marquage-recapture par rapport à celles d'une approche d'échantillonnage des distances. En outre, l'estimation de Ford et ses collaborateurs (2009) englobait les eaux du plateau continental au large de l'île de Vancouver, qui faisaient partie d'une estimation différente de l'abondance (strate extracôtière) dans le relevé PRISMM. Une étude plus vaste de photo-identification des rorquals à bosse en 2004 et en 2005 (SPLASH) a prédit une abondance totale de 19 056 animaux dans les zones d'alimentation estivale de tout le Pacifique Nord, y compris les eaux de l'ouest des États-Unis continentaux et du Canada, de l'Alaska, de la chaîne des îles Aléoutiennes et de l'Extrême-Orient russe (Calambokidis *et al.* 2008). On ignore l'abondance actuelle du rorqual à bosse dans tout le Pacifique Nord, mais notre estimation de 7 030 individus dans la zone du relevé PRISMM montre qu'une grande partie de la population du Pacifique Nord utilise les eaux canadiennes du Pacifique en été.

Les modèles de densité en surface possibles pour le rorqual à bosse dans la strate extracôtière ont affiché une instabilité dans les abondances estimées, qui ont fluctué d'environ 4 500 à 48 000 individus selon la combinaison des covariables environnementales que nous avons incluses (voir l'annexe A). Nous avons choisi un modèle relativement conservateur (4 935 individus) en fonction de la faible valeur de son CIA et de l'évaluation de son graphique quantile-quantile (tableau 2), ainsi que d'une évaluation visuelle des prédictions de la densité du modèle (figure 4), qui présentent un chevauchement raisonnable avec les lieux d'observation réels et sont raisonnables sur le plan biologique pour l'espèce d'après les résultats d'études antérieures (p. ex., Best *et al.* 2015, Dalla Rosa *et al.* 2012, Nichol *et al.* 2017). D'autres modèles (dont l'un avait en fait une valeur inférieure du CIA par rapport à celle du modèle de Tweedie sélectionné) ont produit des estimations de l'abondance et les prédictions de la densité associées avec un nombre irréaliste d'individus (plus de 100) dans de nombreuses cellules de grille de 25 km², et ont donc été écartés. Pour le MDS du rorqual à bosse de la strate de la côte nord, le modèle d'emplacement uniquement a produit une valeur du CIA qui ne différait pas significativement ($\Delta AIC < 2$, annexe A) du modèle plus complexe qui incluait également des lisseurs pour les deux covariables du courant de marée. Étant donné que les formes de ces deux autres lisseurs du courant de marée et l'incertitude qui les entoure ont également indiqué qu'ils apportaient peu de pouvoir explicatif supplémentaire, nous avons retenu le MDS plus simple d'emplacement uniquement comme modèle le mieux ajusté. Lorsque nous avons introduit des covariables autres qu'un lisseur d'emplacement bivarié dans le MDS du rorqual à bosse de la strate de la mer des Salish, nous avons obtenu des estimations de l'abondance incroyablement élevées, ainsi que des répartitions de densité spatiale irréalistes. Cela peut être dû à une variation insuffisante des valeurs de la covariable de la distance du rivage, qui étaient assez faibles dans toute la mer des Salish fermée. C'est pourquoi nous avons retenu le modèle binomial négatif d'emplacement uniquement malgré la valeur plus élevée de son CIA.

Dans l'ensemble, l'estimation de l'abondance de notre MDS, 7 030 rorquals à bosse pour les trois strates combinées, était juste au-dessus de la moitié de celle estimée en utilisant l'approche fondée sur le plan (12 116 individus, Doniol-Valcroze *et al.*, sous presse). L'abondance plus faible du MDS peut être principalement attribuée à notre estimation très conservatrice de l'abondance de l'espèce (4 935 individus) dans la strate extracôtière, comparée à l'estimation fondée sur le plan pour la même strate, qui est de 8 467 individus. Cette différence, ainsi que l'instabilité que nous avons rencontrée pendant l'ajustement des MDS de la strate extracôtière, nous amène à accorder une plus grande confiance à l'exactitude de l'estimation fondée sur le plan pour la région extracôtière (malgré la précision accrue obtenue par le MDS : CV total pour la strate extracôtière = 0,13 contre 0,27 pour l'estimation extracôtière fondée sur le plan).

Rorqual commun

Best et ses collaborateurs (2015) ont estimé un total de 329 rorquals communs (IC à 95 % = 274 – 395) à partir de relevés menés de 2004 à 2008 et couvrant une zone à peu près équivalente à la strate de la côte nord du relevé PRISMM de 2018. L'abondance du rorqual commun dans le modèle de Best et ses collaborateurs était liée aux lieux d'observation, à la profondeur, à la distance jusqu'au rivage le plus proche et à la pente. De même, un autre MAG corrigé en fonction de l'effort, produit à partir de données de relevés non systématiques effectués par des navires (2002 à 2014) qui ont été recueillies dans presque la même région géographique a révélé que la répartition du rorqual commun était prédite par la latitude, la pente et la profondeur (Nichol *et al.* 2018). En comparaison, notre modèle fondé sur le relevé PRISMM pour la strate de la côte nord reposait uniquement sur un lissage bivarié des lieux d'observation et a produit une estimation de l'abondance plus faible, de 161 rorquals communs (IC à 95 % = 64 – 407). Notre estimation de l'abondance pour la strate de la côte nord s'assortit d'une incertitude beaucoup plus grande (CV total = 0,50) que celle de Best et ses collaborateurs (CV = 0,09). Si les trois modèles spatiaux (Best *et al.* 2015, Nichol *et al.* 2018 et PRISMM) ont mis en évidence des zones similaires de fortes densités du rorqual commun (comme le centre du détroit d'Hécate, les canyons sous-marins au sud-est de Haida Gwaii et l'entrée Dixon), les modèles de Best et ses collaborateurs (2015) et de Nichol et ses collaborateurs (2018) étaient fondés sur un plus grand nombre d'observations (93 et 266, respectivement) recueillies sur plusieurs années de relevé, alors que notre modèle était limité à seulement 29 observations faites au cours d'un seul relevé (figure 2). Il est possible que le nombre relativement faible d'observations dans le modèle PRISMM l'ait empêché de trouver des relations significatives entre l'abondance du rorqual commun et des paramètres environnementaux supplémentaires, ce qui aurait alors empêché le modèle d'extrapoler correctement l'abondance aux zones qui n'ont pas fait l'objet d'un relevé. Une analyse de marquage-recapture par photo-identification des données de 2009 à 2014 (Nichol *et al.* 2018) a produit une estimation de l'abondance de 405 rorquals communs (IC à 95 % = 363-469) dans une zone englobant la majeure partie de la strate de la côte nord du relevé PRISMM (elle comprenait le détroit d'Hécate, le bassin de la Reine-Charlotte et l'entrée Caamaño, mais pas l'entrée Dixon). Bien que les estimations de l'abondance par marquage-recapture ne soient pas directement comparables à celles obtenues par les méthodes d'échantillonnage des distances, l'estimation de Nichol et ses collaborateurs (2018) est similaire à celle de Best et ses collaborateurs (2015), contrairement au nombre inférieur du relevé PRISMM de 2018.

De plus, les observateurs ayant participé au relevé PRISMM ont détecté très peu de rorquals communs dans l'entrée Caamaño et le système voisin de fjords de Kitimat (figure 9), soit en raison de mauvaises conditions de détection, soit par hasard. Alors que Best et ses collaborateurs (2015) n'ont pas relevé l'entrée Caamaño comme particulièrement importante, Nichol et ses collaborateurs (2018) l'ont soulignée, et elle a été reconnue dans les années qui ont suivi les relevés de Best et ses collaborateurs (2015) comme un point chaud du rorqual commun. Plusieurs sources de données (relevés par transects en ligne, données d'étiquettes GPS et enregistrements acoustiques passifs) ont indiqué que les rorquals communs se regroupent et se nourrissent dans cette zone pendant les mois d'été (Keen 2017, Nichol *et al.* 2018), et les registres de chasse à la baleine indiquent que les rorquals communs utilisaient aussi cette région autrefois (Nichol et Ford 2012).

Avant le relevé PRISMM, il n'existait aucune estimation de l'abondance du rorqual commun dans la région extracôtère de la Colombie-Britannique. Les relevés aériens effectués de 2012 à 2015 ont toutefois révélé qu'au large de la côte ouest de l'île de Vancouver, la probabilité de rencontrer un rorqual commun était plus grande dans des eaux plus profondes, à l'ouest de la rupture du plateau continental. La répartition du rorqual commun prédite par le MDS de la strate

extracôtière du relevé PRISMM indique une tendance similaire, avec un plus grand nombre d'individus immédiatement à l'ouest de la rupture du plateau (tableau 2, figures 7 et 8).

Aucun rorqual commun n'a été rencontré dans la strate de la mer des Salish au cours du relevé PRISMM, un résultat qui correspond aux conclusions antérieures de Best et ses collaborateurs (2015). Cependant, des observations peu fréquentes de rorquals communs seuls dans le détroit de Juan de Fuca et la mer des Salish ont été enregistrées entre 2005 et 2017 (Towers *et al.* 2018).

L'estimation de l'abondance du rorqual commun dans les eaux canadiennes du Pacifique (3 737, Doniol-Valcroze, sous presse) était légèrement plus élevée, mais comparable à l'estimation de 2 893 individus produite par le MDS, bien que cette dernière ait été plus précise (CV total = 0,15 contre 0,30 pour l'estimation fondée sur le plan). L'intervalle de confiance à 95 % de l'estimation de l'abondance du rorqual commun selon le MDS (2 171 – 3 855) était entièrement contenu dans l'intervalle de confiance à 95 % de l'estimation fondée sur le plan (2 057 – 6 789).

Marsouin de Dall

Best et ses collaborateurs (2015) ont estimé l'abondance du marsouin de Dall à 5 303 individus (IC à 95 % = 4 638 – 6 064) dans une zone à peu près équivalente aux strates combinées de la côte nord et de la mer des Salish du relevé PRISMM. L'analyse de nos MDS a produit une estimation très similaire, de 5 758 animaux, pour ces deux strates côtières combinées, signifiant une croissance démographique limitée ou une immigration restreinte en provenance d'autres régions au cours des 10 années qui se sont écoulées entre les deux études. Les zones de fortes densités du marsouin de Dall indiquées à la fois par Best et ses collaborateurs (2015) et par le relevé PRISMM dans la région de la côte nord étaient l'entrée Dixon, le nord et le centre du détroit d'Hécate, le passage Chatham, les inlets de la côte continentale centrale de la Colombie-Britannique et les eaux côtières du nord-est de l'île de Vancouver (figure 11). Best et ses collaborateurs (2015) ont constaté que l'abondance du marsouin de Dall était liée aux lieux d'observation, à la profondeur, à la distance jusqu'au rivage, à la pente, à la saison et à une covariable de l'inlet, alors que notre MDS pour la strate de la côte nord reposait uniquement sur les abscisses et les ordonnées des lieux d'observation.

Dans la strate de la mer des Salish, l'abondance du marsouin de Dall n'était liée qu'à la distance du rivage le plus proche, ce qui signifie que l'on prévoyait que cette espèce serait présente en plus grande densité dans les zones du milieu du chenal du détroit de Georgie et du détroit de Juan de Fuca (figure 12). Ces deux zones ont également été mentionnées dans le document de Best et ses collaborateurs (2015) comme abritant des densités plus élevées du marsouin de Dall. Des études du régime alimentaire corroborent cette constatation, car les marsouins de Dall de la mer des Salish se nourrissent de taxons que l'on trouve généralement dans les eaux plus profondes (et les eaux profondes sont habituellement plus éloignées des côtes), notamment la goberge de l'Alaska, le merlu du Pacifique et les poissons-lanternes (Nichol *et al.* 2013). Hall (2011) a également constaté que les marsouins de Dall dans la mer des Salish se trouvaient dans des zones d'eaux plus profondes (151 à 200 m). Des relevés effectués sur un itinéraire de traversier à travers le sud du détroit de Georgie en 2000 et en 2001 (Keple 2002) ont également révélé que les marsouins de Dall étaient plus nombreux au centre du détroit que dans les zones plus proches de la côte. L'estimation de l'abondance estivale selon Keple (2002) n'était que de 200 individus (IC à 95 % = 107 – 372) par rapport à notre estimation de 580 marsouins de Dall (IC à 95 % = 313 – 1 075), mais l'étude de Keple couvrait une zone de relevé plus petite, de 2 114 km² dans notre strate de la mer des Salish, qui était beaucoup plus grande avec 10 001 km². Moran et ses collaborateurs (2018) ont de même constaté que l'utilisation estivale de l'habitat par le marsouin de Dall dans le golfe du Prince

William, en Alaska, correspondait à des zones d'eaux plus profondes en moyenne (242 m) qui étaient également plus éloignées de la côte (4 450 m). La profondeur elle-même n'était pas significative dans aucun de nos modèles pour la mer des Salish, probablement parce que cette strate contenait des segments d'inlet situés en eaux profondes, mais très proches de la côte et où les marsouins de Dall n'ont pas été détectés (figure 12).

Pour la strate de la mer des Salish, nous avons sélectionné un modèle de Tweedie qui ajuste le lisseur de la distance du rivage à l'aide d'une spline de Duchon plutôt que de la spline de régression en plaques minces pénalisée utilisée dans les autres modèles possibles. Bien que la spline de Duchon n'ait pas amélioré l'ajustement global (selon le CIA) par rapport au même modèle utilisant une spline de régression en plaques minces ou son équivalent nul (voir le tableau A8), elle a produit un nivellement plus réaliste sur le plan biologique des densités du marsouin prédites pour les segments les plus éloignés du rivage (figure 13). Cependant, comme il y avait comparativement peu de segments échantillonnés à ces distances, l'incertitude associée à ce lisseur était relativement élevée. Aucun des modèles binomiaux négatifs que nous avons testés pour la strate de la mer des Salish ou celle de la côte nord n'a été trouvé comme contenant des covariables significatives, et ils ont donc été éliminés de leurs ensembles de modèles possibles respectifs.

Il n'existe pas d'estimations antérieures de l'abondance du marsouin de Dall dans les eaux extracôtières de la Colombie-Britannique. Notre MDS pour la strate extracôtière a estimé un total de 17 934 marsouins de Dall (IC à 95 % = 13 818 – 23 275), répartis de façon relativement uniforme dans presque toutes les parties de cette strate, à l'exception de la partie sud-ouest qui présentait des densités très faibles (probablement parce que pratiquement aucun marsouin de Dall n'y a été détecté pendant le relevé, figure 10). L'estimation de l'abondance du marsouin de Dall dans l'ensemble des eaux canadiennes du Pacifique selon l'approche fondée sur le plan (29 377, Doniol-Valcroze *et al.*, sous presse) était plus élevée que l'estimation provenant du MDS (23 692), mais les IC à 95 % se chevauchaient considérablement (21 541 – 40 065 pour l'approche fondée sur le plan, contre 19 121 – 29 356 pour le MDS). L'approche de la modélisation de la densité en surface a quelque peu amélioré la précision globale (CV = 0,11) par rapport à la méthode fondée sur le plan (CV = 0,16).

Marsouin commun

Best et ses collaborateurs (2015) ont estimé qu'il y avait un total de 8 091 marsouins communs (IC à 95 % : 4 885 – 13 401, CV = 0,26) dans les eaux côtières de la Colombie-Britannique (relevés de 2004 à 2008), une région à peu près équivalente aux strates combinées de la côte nord et de la mer des Salish du relevé PRISMM. Notre estimation de l'abondance du marsouin commun en 2018 dans cette région était comparativement plus faible, avec 5 207 individus au total (1 314 pour la côte nord et 3 893 pour la mer des Salish; tableau 2). Cependant, de fortes densités de marsouin commun ont été prédites dans les zones suivantes par Best et ses collaborateurs (2015) et selon le relevé PRISMM : le banc Dogfish et le nord du détroit d'Hécate (à l'est de Haida Gwaii), le passage Chatham et les inlets Bute et Knight dans la strate de la côte nord (figure 14); le nord et le centre du détroit de Georgie, la baie Boundary et eaux au large de Victoria dans les détroits de Juan de Fuca et de Haro dans la strate de la mer des Salish (figure 15). Hall (2011) a déterminé un point chaud pour le marsouin commun dans l'est du détroit de Juan de Fuca à partir des données des observations par unité d'effort recueillies entre 1991 et 2008 qui correspondait également bien à la zone des plus fortes densités (plus de 40 individus/25 km²) prédites par le modèle du relevé PRISMM (figure 14), ce qui indique que cette région constitue un habitat important et persistant du marsouin commun dans la mer des Salish depuis de nombreuses années. Keple (2002) a trouvé davantage de marsouins communs au centre du détroit de Georgie lors de relevés le long de l'itinéraire d'un traversier en

2000 et en 2001, ce qui correspond aux prédictions de notre MDS pour la strate de la mer des Salish, cependant elle n'a pas détecté de marsouins communs au nord de l'île Gabriola, alors que nous avons eu de nombreuses observations au nord de cet emplacement. Notre modèle pour la côte nord a déterminé que l'entrée Dixon et l'inlet Portland sont des zones potentiellement importantes pour les regroupements de marsouins sur la côte nord qui n'ont pas été mises en évidence dans les études précédentes. D'autres études fournissent des estimations de l'abondance du marsouin commun pour des portions plus petites de l'habitat plus vaste de la mer des Salish, qui sont difficiles à comparer à l'estimation du relevé PRISMM de 3 893 marsouins communs dans toute la strate de la mer des Salish. Par exemple, Hall (2004) a estimé à 860 le nombre de marsouins communs (IC à 95 % = 564 – 1 241) dans une analyse d'échantillonnage systématique des distances du détroit de Haro et de l'est du détroit de Juan de Fuca pendant les étés (avril à octobre) de 2001 et de 2002. Dans une étude plus récente, Jefferson et ses collaborateurs (2016) ont estimé l'abondance du marsouin commun à 1 825 individus (IC à 95 % = 1 154 – 2 890, CV = 0,42) dans les îles Gulf canadiennes à partir de données de relevés aériens recueillies en 2015.

Le modèle de Best et ses collaborateurs (2015) a révélé que l'abondance du marsouin commun était liée aux lieux d'observation, à la profondeur, à la distance jusqu'au rivage, à la pente et à une variable de l'inlet, alors que notre modèle le mieux ajusté n'a utilisé que les lieux d'observation (abscisse et ordonnée). Le manque de complexité de notre MDS (en plus du fait que nos données de relevé étaient limitées à une seule saison) peut contribuer à expliquer pourquoi notre estimation de l'abondance globale était plus faible. Un modèle comportant plus de covariables environnementales est mieux à même de remplir les zones de forte densité potentielle à partir des caractéristiques de l'habitat partagées avec les lieux des observations réelles. Sans ces informations supplémentaires, un modèle d'emplacement uniquement (X,Y) supposera une densité faible ou nulle du marsouin commun dans les régions qui n'ont pas fait l'objet de relevé ou qui ont fait l'objet d'un relevé, mais dans lesquelles aucun marsouin commun n'a été observé (ceci est particulièrement problématique pour les zones relevées dans de mauvaises conditions d'observation).

Bien que le modèle binomial négatif de la côte nord qui incluait également un lissage de la profondeur de l'eau ait produit un ajustement marginalement meilleur (selon le CIA; voir le tableau A9 à l'annexe) que le modèle qui ne contenait que les lieux d'observation comme covariable explicative, nous avons sélectionné le modèle d'emplacement uniquement pour cette strate. Nous avons abandonné la profondeur parce que la densité en surface générée par le modèle qui l'incluait comme covariable donnait des prédictions irréalistes d'un grand nombre d'animaux dans les fosses profondes au sud de Haida Gwaii, une zone où aucun marsouin commun n'a été observé pendant le relevé PRISMM et pratiquement aucun ne l'a été pendant les relevés antérieurs sur les cétacés menés par le MPO (Ford 2014). De plus, les graphiques de diagnostic du modèle ont montré un grand degré de variation dans les résiduels pour les plus grandes valeurs de la profondeur, et de larges bandes d'erreur autour du lisseur de la profondeur linéaire et positif ont indiqué une grande incertitude dans la relation que le modèle a prédite entre la profondeur de l'eau et le nombre de marsouins communs.

L'estimation globale de l'abondance du marsouin commun à l'échelle des eaux canadiennes du Pacifique obtenue à l'aide des méthodes fondées sur le plan était plus élevée (7 162, Doniol-Valcroze *et al.*, sous presse) que celle produite par l'approche de modélisation de la densité en surface (5 207), bien que les deux techniques aient atteint des niveaux de précision similaires (CV total = 0,33 pour la modélisation de la densité en surface contre 0,38 pour les méthodes fondées sur le plan). Le nombre plus élevé de marsouins estimé par l'approche fondée sur le plan est en partie dû à l'inclusion de 1 015 individus estimés pour la strate extracôtère. En raison du nombre limité d'observations de marsouins communs dans la strate extracôtère, il n'a

pas été possible d'ajuster un MDS pour cette strate et l'estimation globale de l'abondance selon le MDS suppose donc qu'aucun marsouin commun ne se trouvait dans cette région. Les IC à 95 % des estimations de l'abondance produites par les deux méthodes étaient également comparables (2 769 – 9 793 pour la modélisation de la densité en surface contre 3 449 – 14 871 pour la méthode fondée sur le plan).

CONCLUSIONS

Nos résultats complètent les estimations de l'abondance fondées sur le plan calculées à partir des mêmes données de relevé (Doniol-Valcroze *et al.*, sous presse) et, lorsqu'on les compare aux études antérieures de modélisation de l'habitat et aux données historiques sur les captures de baleines, ils sont utiles pour étayer l'étendue du rétablissement des populations précédemment exploitées. Le retour de ces prédateurs dans les habitats d'où ils étaient auparavant disparus aura d'importantes conséquences au niveau de l'écosystème. Les résultats de la modélisation de la densité en surface peuvent contribuer aux calculs des estimations du prélèvement biologique potentiel pour guider les décisions de gestion relatives aux prises accessoires des pêches et fournir des données spatiales utiles pour évaluer le risque d'empêchement, de collision avec des navires, de déversement d'hydrocarbures, de perturbation acoustique et d'autres menaces anthropiques, et soutenir la désignation future d'habitats essentiels et de zones de protection marine.

REMERCIEMENTS

Nous remercions les officiers et les équipages du NGCC *John P. Tully* et du NGCC *Tanu* pour leur soutien et leurs efforts durant le relevé PRISMM. Les personnes suivantes ont apporté leur expertise en tant qu'observateurs des mammifères marins pendant le relevé PRISMM : Robin Abernethy, Jacklyn Barrs, Ali Bowker, Hilary Dennis-Bohm, Thomas Doniol-Valcroze, Caroline Fox, Karen Girouard, Kyla Graham, Anna Hall, Chris Hall, Jackie Hildering, Elise Keppel, Hitomi Kimura, Ashley Kling, Nicole Koshure, Sheena Majewski, Christie McMillan, Kai Meyer, Janet Mossman, Linda Nichol, Alison Ogilvie, Bruce Paterson, Lisa Spaven et Wendy Szaniszlo. Elizabeth Becker nous a généreusement fourni un code informatique que nous avons adapté pour diviser les transects de l'effort en segments de taille égale. Mike Foreman, Caroline Fox, Ed Gregr et Gillian Harvey ont répondu aux questions concernant les sources de données pour les covariables environnementales. David Miller a fourni des conseils et des commentaires cruciaux sur l'adaptation et la validation des MDS.

RÉFÉRENCES CITÉES

- Augustin, N.H., Sauleau, E.-A., and Wood, S.N. 2012. On quantile quantile plots for generalized linear models. *Computational Statistics and Data Analysis* 56:2404-2409.
- Becker, E.A., Forney, K.A., Ferguson, M.C., Foley, D.G., Smith, R.C., Barlow, J. and Rdlrern, J.V. 2010. Comparing California Current cetacean-habitat models developed using *in situ* and remotely sensed sea surface temperature data. *Marine Ecology Progress Series* 413:163-183.
- Becker, E.A., Forney, K.A., Miller, D.L., Fiedler, P.C., Barlow, J. and Moore, J.E. 2020. Habitat-based density estimates for cetaceans in the California Current Ecosystem based on 1991-2018 survey data. U.S. Department of Commerce, NOAA Technical Memorandum NMFS-SWFSC-638. 69 pp.

-
- Best, B.D., Fox, C.H., Williams, R.W., Halpin, P.N. and Paquet, P.C. 2015. Updated marine mammal distribution and abundance estimates in British Columbia. *Journal of Cetacean Research and Management* 15:9-26.
- Bouchet, P.J., Meeuwig, J.J., Kent, S., Chandra, P., Letessier, T.B. and Jenner, C.K. 2015. Topographic determinants of mobile vertebrate predator hotspots: current knowledge and future directions. *Biological Reviews* 90:699-728.
- Buckland, S.T., Anderson, D.R., Burnham, K.P., Laake, J.L., Borchers, D.L., and Thomas, L. 2001. *Introduction to distance sampling: Estimating abundance of biological populations*. Oxford University Press: Oxford, UK.
- Calambokidis, J., Falcone, E.A., Quinn, T.J., Burdin, A.M., Clapham, P.J., Ford, J.K.B., Gabriele, C.M., LeDuc, R., Mattila, D., Rojas-Bracho, L., Straley, J.M., Taylor, B.L., Urbán, J.R., Weller, D., Witteveen, B.H., Yamaguchi, M., Bendlin, A., Camacho, D., Flynn, K., Havron, A., Huggins, J. and Maloney, N. 2008. SPLASH: [Structure of Populations, Levels of Abundance and Status of Humpback Whales in the North Pacific. Report to U.S. Dept of Commerce, Seattle, Washington](#). 57 pp.
- Croll, D.A., Tershy, B.R., Hewitt, R.P., Demer, D.A., Fiedler, P.C., Smith, S.E., Armstrong, W., Popp, J.M., Kiekhefer, T., Lopez, V.R., Urban, J. and Gendron, D. 1998. An integrated approach to the foraging ecology of marine birds and mammals. *Deep-Sea Research II: Topical Studies in Oceanography* 45:1353-1371.
- Dalla Rosa, L., Ford, J.K.B. and Trites, A.W. 2012. Distribution and relative abundance of humpback whales in relation to environmental variables in coastal British Columbia and adjacent waters. *Continental Shelf Research* 36:89-104.
- Doniol-Valcroze, T., Nichol, L.M., Wright, B.M., Spaven, L.D., Abernethy, R.M. and Stredulinsky, E.H. Distance sampling abundance estimates of cetaceans from the 2018 Pacific Region International Survey of Marine Megafauna. DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. In press.
- Dormann, C.F. 2007. Effects of incorporating spatial autocorrelation into the analysis of species distribution data. *Global Ecology and Biogeography* 16:129-138.
- Embling, C.B., Gillibrand, P.A., Gordon, J., Shrimpton, J., Stevick, P.T. and Hammond, P.S. 2010. Using habitat models to identify suitable sites for marine protected areas for harbour porpoises (*Phocoena phocoena*). *Biological Conservation* 143:267-279.
- Ford, J.K.B. 2014. *Marine Mammals of British Columbia*. Royal BC Museum: Victoria, BC.
- Ford, J.K.B., Rambeau, A.L., Abernethy, R.M., Boogaards, M.D., Nichol, L.M. and Spaven, L.D. 2009. [An assessment of the potential for recovery of humpback whales off the Pacific coast of Canada](#). DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2009/015. iv + 33 p.
- Foreman, M.G.G., Crawford, W.R., Cherniawsky, J.Y., Henry, R.F. and Tarbotton, M.R. 2000. A high-resolution assimilating tidal model for the northeast Pacific Ocean. *Journal of Geophysical Research* 105(C12): 28,629-28,651.
- Fox, C.H., Huettmann, F.H., Harvey, G.K.A., Morgan, K.H., Robinson, J., Williams, R. and Paquet, P.C. 2017. Predictions from machine learning ensembles: marine bird distribution and density on Canada's Pacific coast. *Marine Ecology Progress Series* 566:199-216.
- Hall, A.M. 2004. Seasonal abundance, distribution and prey species of harbour porpoise (*Phocoena phocoena*) in southern Vancouver Island waters. M.Sc. Thesis, University of British Columbia, Vancouver, BC. 100 p.

-
- Hall, A.M. 2011. Foraging behaviour and reproductive season habitat selection of northeast Pacific porpoises. Ph.D. Thesis, University of British Columbia, Vancouver, BC. 185 p.
- Harvey, G.K.A., Nelson, T.A., Fox, C.H. and Paquet, P.C. 2017. Quantifying marine mammal hotspots in British Columbia, Canada. *Ecosphere* 8(7):e01884.
- Hijmans, R.J. 2019. [Raster: Geographic Data Analysis and Modeling. R package version 2.8-19.](#)
- Jefferson, T.A., Smultea, M.A., Courbis, S.S. and Campbell, G.S. 2016. Harbor porpoise (*Phocoena phocoena*) recovery in the inland waters of Washington: estimates of density and abundance from aerial surveys, 2013-2015. *Canadian Journal of Zoology* 94: 505-515.
- Johnston, D.W., Westgate, A.J. and Read, A.J. 2005. Effects of fine-scale oceanographic features on the distribution and movements of harbour porpoises *Phocoena phocoena* in the Bay of Fundy. *Marine Ecology Progress Series* 295:279-293.
- Keen, E. 2017. Aggregative and feeding thresholds of sympatric rorqual whales within a fjord system. *Ecosphere* 8(3):e01702.
- Keen, E.M., Wray, J., Meuter, H. and Thompson, K-L. 2017. 'Whale wave': shifting strategies structure the complex use of critical fjord habitat by humpbacks. *Marine Ecology Progress Series* 567:211-233.
- Keple, A.R. 2002. Seasonal abundance and distribution of marine mammals in the southern Strait of Georgia, British Columbia. M.Sc. Thesis, University of British Columbia, Vancouver, BC. x + 84 p.
- Marra, G. and Wood, S.N. 2011. Practical variable selection for generalized additive models. *Computational Statistics & Data Analysis* 55:2372-2387.
- Miller, D.L. 2017. [Distance: Distance sampling detection function and abundance estimation. R package version 0.9.7.](#)
- Miller, D.L., Burt, M.L., Rexstad, E.A. and Thomas, L. 2013. Spatial models for distance sampling data: recent developments and future directions. *Methods in Ecology and Evolution* 4:1001-1010.
- Miller, D.L., Rexstad, E., Burt, L., Bravington, M.V. and Hedley, S. 2019. dsm: Density Surface Modelling of Distance Sampling Data. R package version 2.2.17. [CRAN - Package dsm \(r-project.org\)](#)
- Moran, J.R., O'Dell, M.B, Arimitsu, M.L., Straley, J.M and Dickson, D.M.S. 2018. Seasonal distribution of Dall's porpoise in Prince William Sound, Alaska. *Deep Sea Research II* 147:164-172.
- MPO. 2009. [Élaboration d'un cadre et de principes pour la classification biogéographique des zones marines canadiennes.](#) Secr. can. de consult. sci. du MPO, Avis sci. 2009/056.
- Nichol, L.M., Abernethy, R.M., Wright, B.M., Heaslip, S., Spaven, L.D., Towers, J.R., Pilkington, J.F., Stredulinsky, E.H., Ford, J.K.B. 2018. [Tendances dans la répartition, les déplacements et la fidélité à l'habitat du rorqual commun \(*Balaenoptera physalus*\) dans les eaux canadiennes du Pacifique.](#) Secr. can. de consult. sci. du MPO. Doc. de rech. 2017/004. vii + 58 p.
- Nichol, L.M. and Ford, J.K.B. 2012. [Information relevant to the assessment of critical habitat for Blue, Fin, Sei and North Pacific Right Whales in British Columbia.](#) DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2011/137. vi + 31 p.
-

-
- Nichol, L.M., Hall, A.M., Ellis, G.M., Stredulinsky, E., Boogaards, M. and Ford, J.K.B. 2013. Dietary overlap and niche partitioning of sympatric harbour porpoises and Dall's porpoises in the Salish Sea. *Progress in Oceanography* 115:202-210.
- Nichol, L.M., Wright, B.M., O'Hara, P. and Ford, J.K.B. 2017. Risk of lethal vessel strikes to humpback and fin whales off the west coast of Vancouver Island, Canada. *Endangered Species Research* 32:373-390.
- Pêches et Océans Canada. 2013. [Programme de rétablissement du rorqual à bosse du Pacifique Nord \(*Megaptera novaeangliae*\) au Canada \[PROPOSITION\]](#). Série des programmes de rétablissement de la Loi sur les espèces en péril. Pêches et Océans Canada, Ottawa. viii + 79 p.
- Rogachev, K.A., Carmack, E.C. and Foreman, M.G.G. 2008. Bowhead whales feed on plankton concentrated by estuarine and tidal currents in Academy Bay, Sea of Okhotsk. *Continental Shelf Research* 28(14):1811-1826.
- Springer, A.M., McRoy, C.P. and Flint, M.V. 1996. The Bering Sea Green Belt: Shelf-edge processes and ecosystem production. *Fisheries Oceanography* 5(3-4):205-223.
- Steckler, D., and Donlan, P. 2018. [Mysticetus LLC. Version 2.0.](#)
- Towers, J.R., Malleson, M., McMillan, C.J., Cogan, J., Berta, S. and Birdsall, C. 2018. Occurrence of fin whales (*Balaenoptera physalus*) between Vancouver Island and continental North America. *Northwestern Naturalist* 99:49-57.
- Turnock, B.J. and Quinn, T.J. 1991. The effect of responsive movement on abundance estimation using line transect sampling. *Biometrics* 47:701-715.
- Wood, S.N. 2017. *Generalized Additive Models: An Introduction with R* (2nd edition). Chapman and Hall/CRC.
- Yen, P.P.W., Sydeman, W.J. and Hyrenback, K.D. 2004. Marine bird and cetacean associations with bathymetric habitats and shallow-water topographies: implications for trophic transfer and conservation. *Journal of Marine Systems* 50(1-2):79-99.
- Zuur, A.F., Ieno, E.N. and Elphick, C.S. 2010. A protocol for data exploration to avoid common statistical problems. *Methods in Ecology and Evolution* 1:3-14.

TABLEAUX

Tableau 1. Nombre d'observations, nombre d'individus et taille moyenne de groupe (\pm écart-type) pour chaque espèce détectée visuellement pendant le relevé PRISMM.

Espèce	Nombre d'observations	Nombre d'individus	Taille moyenne de groupe
Rorqual à bosse	767	1 145	1,5 (\pm 1,3)
Rorqual commun	235	357	1,5 (\pm 0,9)
Petit rorqual	13	14	1,1 (\pm 0,3)
Rorqual bleu	6	10	1,7 (\pm 0,5)
Rorqual boréal	4	5	1,2 (\pm 0,4)
Grand mysticète non identifié	153	188	1,2 (\pm 0,5)
Cachalot macrocéphale	14	14	1,0 (\pm 0)
Épaulard (tous les écotypes)	27	177	6,6 (\pm 4,8)
Dauphin à flancs blancs du Pacifique	25	344	13,8 (\pm 17,9)
Dauphin à dos lisse	6	64	10,7 (\pm 16,9)
Dauphin de Risso	4	46	11,5 (\pm 10,7)
Dauphin non identifié	3	13	4,3 (\pm 3,2)
Marsouin de Dall	287	845	2,9 (\pm 1,8)
Marsouin commun	246	403	1,6 (\pm 0,9)
Marsouin non identifié	24	32	1,3 (\pm 0,9)
Baleine à bec de Baird	2	12	6,0 (\pm 0)
Baleine à bec de Cuvier	1	5	5,0 (S.O.)
Baleine à bec non identifiée	5	10	2,0 (\pm 1,0)
Cétacé non identifié	52	63	1,2 (\pm 0,6)

Tableau 2. Modèles de densité en surface les mieux ajustés par espèce et par strate, montrant les covariables du modèle (chaque terme non linéaire est indiqué par un « s » minuscule avec la covariable entre parenthèses), la distribution des réponses du modèle le mieux ajusté (Bn = binomiale négative, Tw = Tweedie, Qp = quasi-Poisson) et les estimations de l'abondance associées avec les intervalles de confiance (IC) à 95 %. Le coefficient de variation (CV) a été calculé à l'aide de la méthode delta et se décompose en trois composantes, le CV de la fonction de détection (dfd), le CV du modèle spatial (mds) et le CV total. Pour les covariables du modèle, l'astérisque suivant le nom d'un lisseur indique qu'une spline de Duchon a été utilisée au lieu d'une spline de régression en plaques minces pénalisée.

Espèce Strate	Covariables du modèle	Distribution des réponses	Estimation de l'abondance	IC à 95 %	CV		
					dfd	mds	total
Rorqual à bosse							
Zone extracôtière	s(dst1000m.dir,Y)	Tw	4 935	3 865 – 6 303	0,07	0,10	0,13
Côte nord	s(X,Y)	Tw	1 816	1 403 – 2 351	0,07	0,11	0,13
Mer des Salish	s(X,Y)	Bn	279	130 – 596	0,07	0,40	0,40
TOTAL			7 030	5 733 – 8 620			0,10
Rorqual commun							
Zone extracôtière	s(X,Y) + s(dst1000m.abs)	Tw	2 732	2 044 – 3 651	0,09	0,12	0,15
Côte nord	s(X,Y)	Bn	161	64 – 407	0,09	0,49	0,50
TOTAL			2 893	2 171 – 3 855			0,15
Marsouin de Dall							
Zone extracôtière	s(dstShore,Y)	Tw	17 934	13 818 – 23 275	0,05	0,12	0,13
Côte nord	s(X,Y)	Tw	5 178	3 756 – 7 138	0,05	0,16	0,16
Mer des Salish	s(dstShore)*	Tw	580	313 – 1 075	0,05	0,32	0,32
TOTAL			23 692	19 121 – 29 356			0,11
Marsouin commun							
Côte nord	s(X,Y)	Bn	1 314	648 – 2 664	0,28	0,25	0,37
Mer des Salish	s(X,Y)	Bn	3 893	1 991 – 7 611	0,28	0,22	0,35
TOTAL			5 207	2 769 – 9 793			0,33

FIGURES

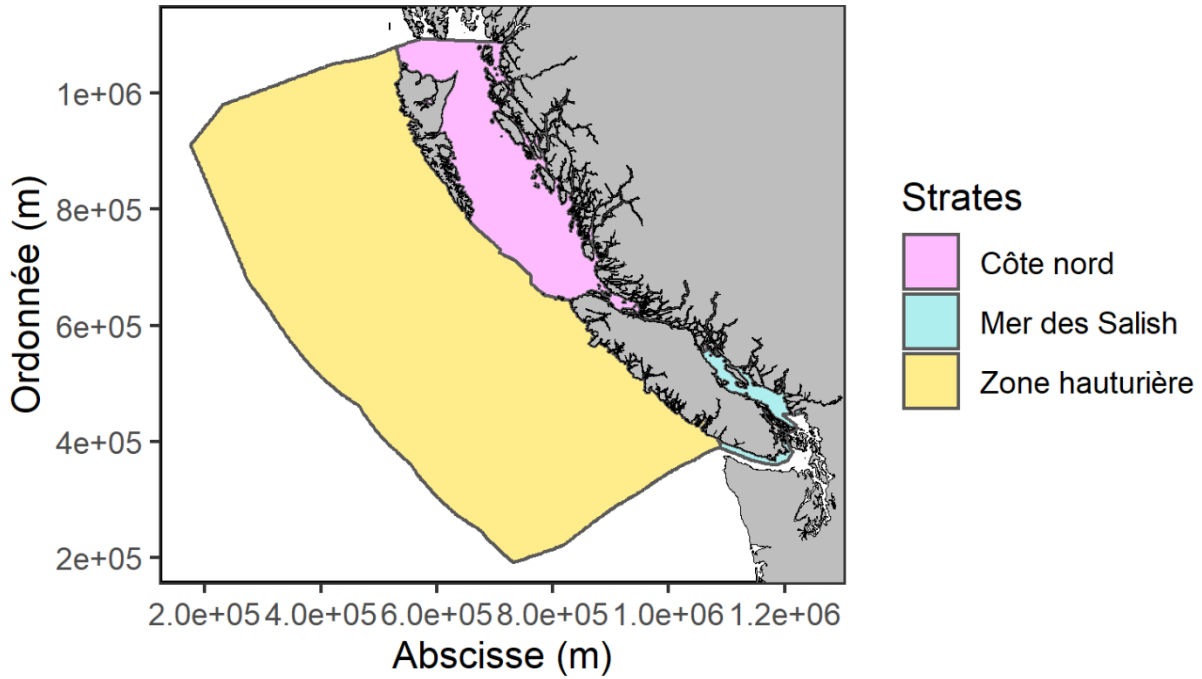


Figure 1. Zone d'étude du relevé PRISMM en Colombie-Britannique, au Canada, divisée en trois strates de relevé : côte nord (en rose), mer des Salish (en bleu) et zone extracôtère (en jaune).

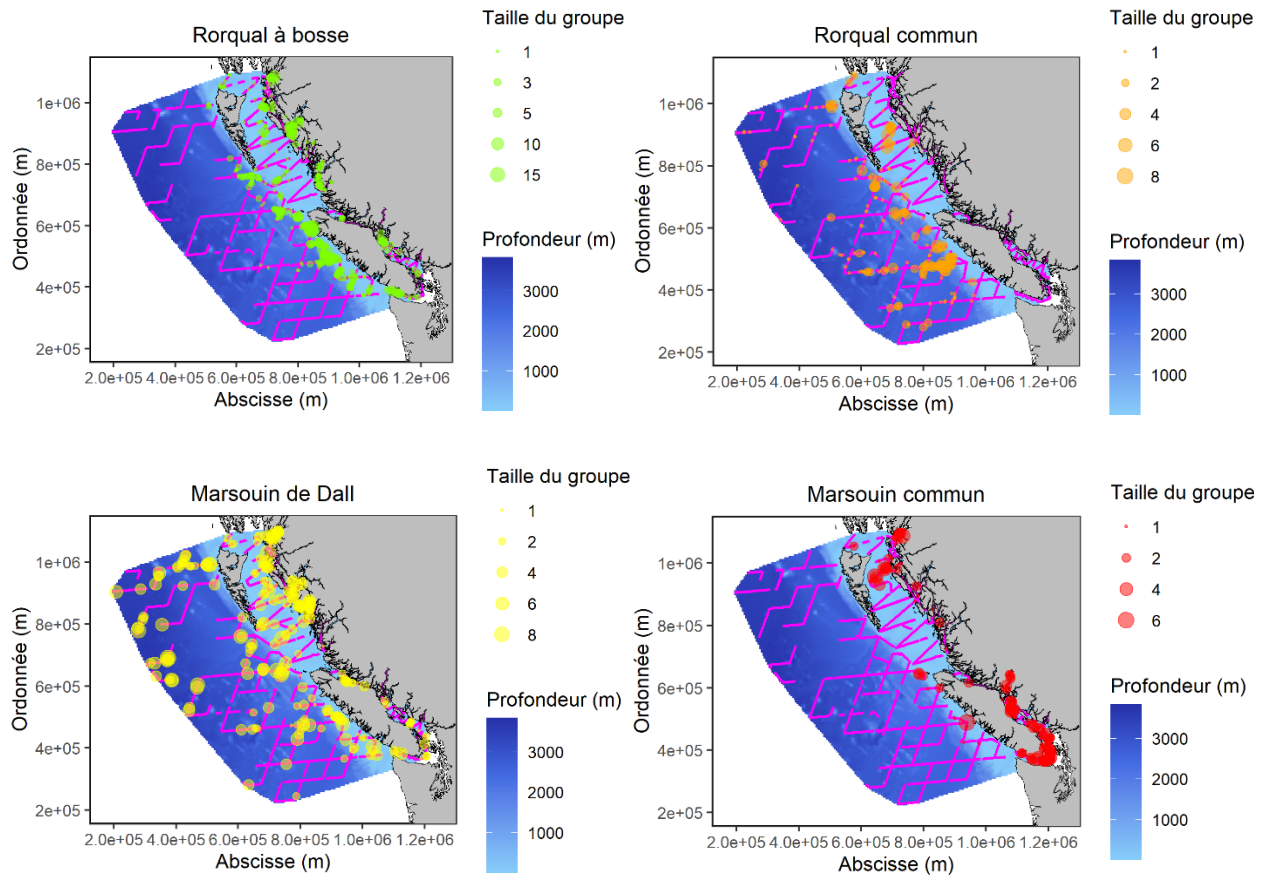


Figure 2. Transects de relevé visuel sur le terrain (en rose) et observations (points de couleur) pour chaque espèce de cétacé pour laquelle des estimations de l'abondance ont été générées par la modélisation de la densité en surface. La taille relative des points dans chaque graphique indique la taille du groupe pour chaque observation. La profondeur de l'eau (m) est indiquée par un ombrage bleu.

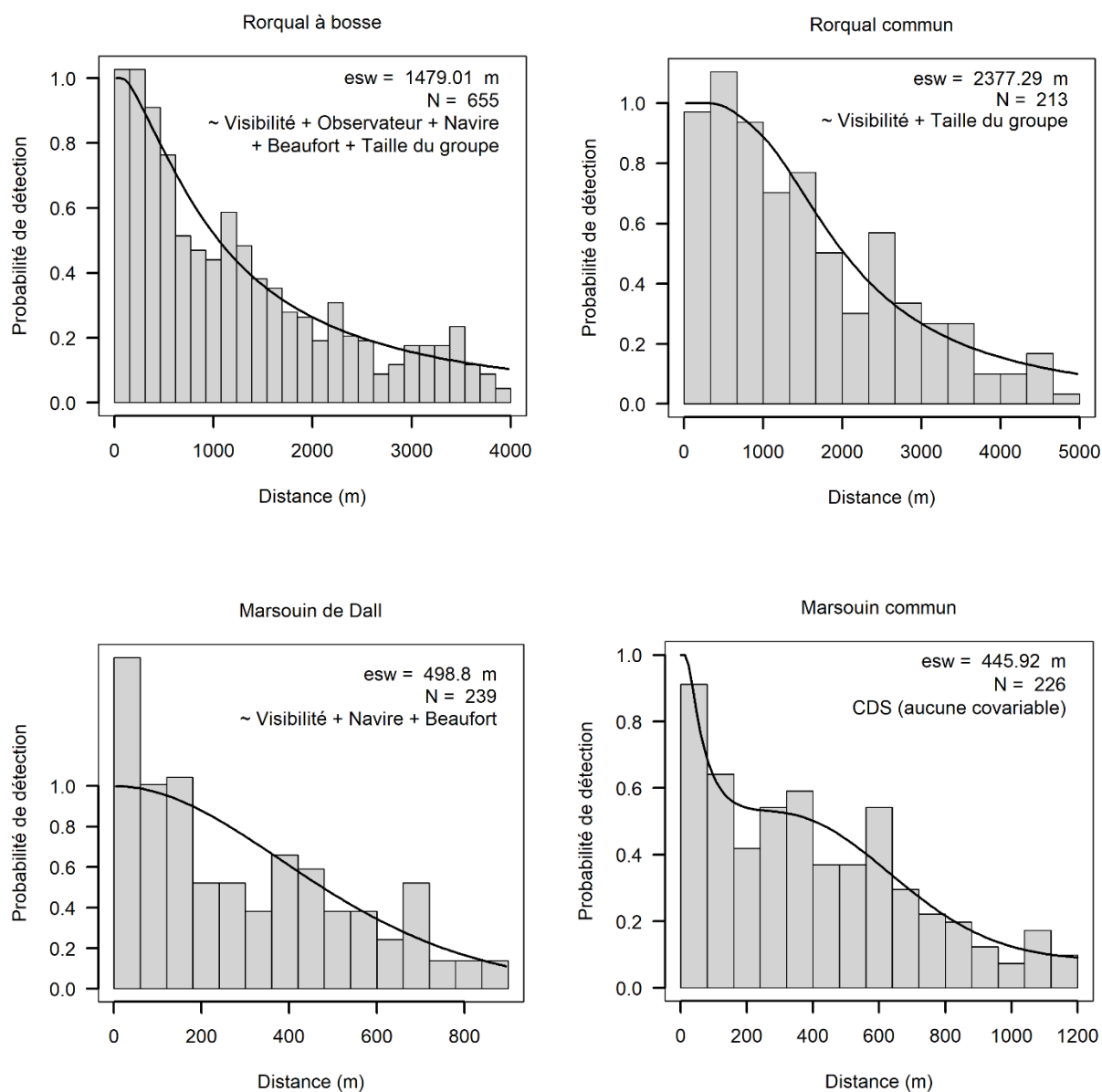


Figure 3. Histogrammes des distances perpendiculaires observées et des fonctions de détection ajustées pour les observations de rorquals à bosse, de rorquals communs, de marsouins de Dall et de marsouins communs. Toutes les fonctions de détection ont été ajustées à l'aide de la clé du taux de probabilité, à l'exception de la fonction de détection du marsouin de Dall, qui a utilisé la clé semi-normale pour compenser l'impact du comportement d'attraction de cette espèce vers le navire de relevé (sur la vague d'étrave). La (demi-)largeur effective de la bande (esw), le nombre d'observations (N, après troncature à droite) et la formule (covariables) du modèle de fonction de détection le mieux ajusté sont indiqués dans l'angle supérieur droit de chaque graphique. La fonction de détection du marsouin commun la mieux ajustée ne contenait pas de covariable, mais incluait un terme d'ajustement cosinus(2,3).

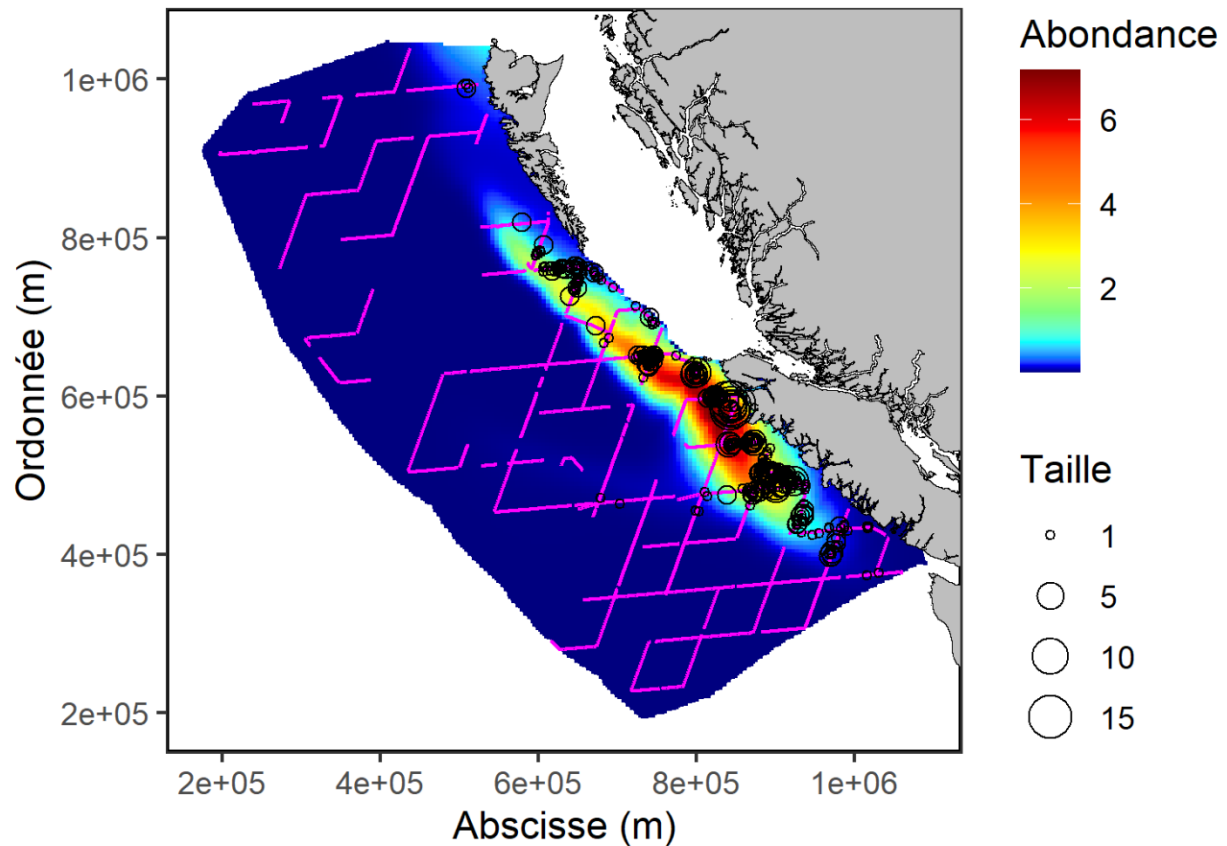


Figure 4. Densités estimées (la couleur du remplissage indique le nombre d'individus par cellule de grille de 25 km²) du rorqual à bosse dans la strate extracôtière, d'après les prédictions du MAG de Tweedie le mieux ajusté. Les covariables environnementales incluses dans le MAG étaient la distance jusqu'à l'isobathe de 1 000 m (rupture du plateau continental, mesurée de manière directionnelle) et l'ordonnée (coordonnées Y), modélisées ensemble comme un lisseur bivarié. L'abondance totale estimée pour cette strate est de 4 935 rorquals à bosse (IC à 95 % = 3 865 – 6 303). Les lieux d'observation des rorquals à bosse (N = 370) utilisés dans le modèle sont indiqués par les cercles ouverts (la taille du groupe est indiquée par la taille relative du cercle). Les transects de l'effort visuel sont indiqués par les lignes magenta.

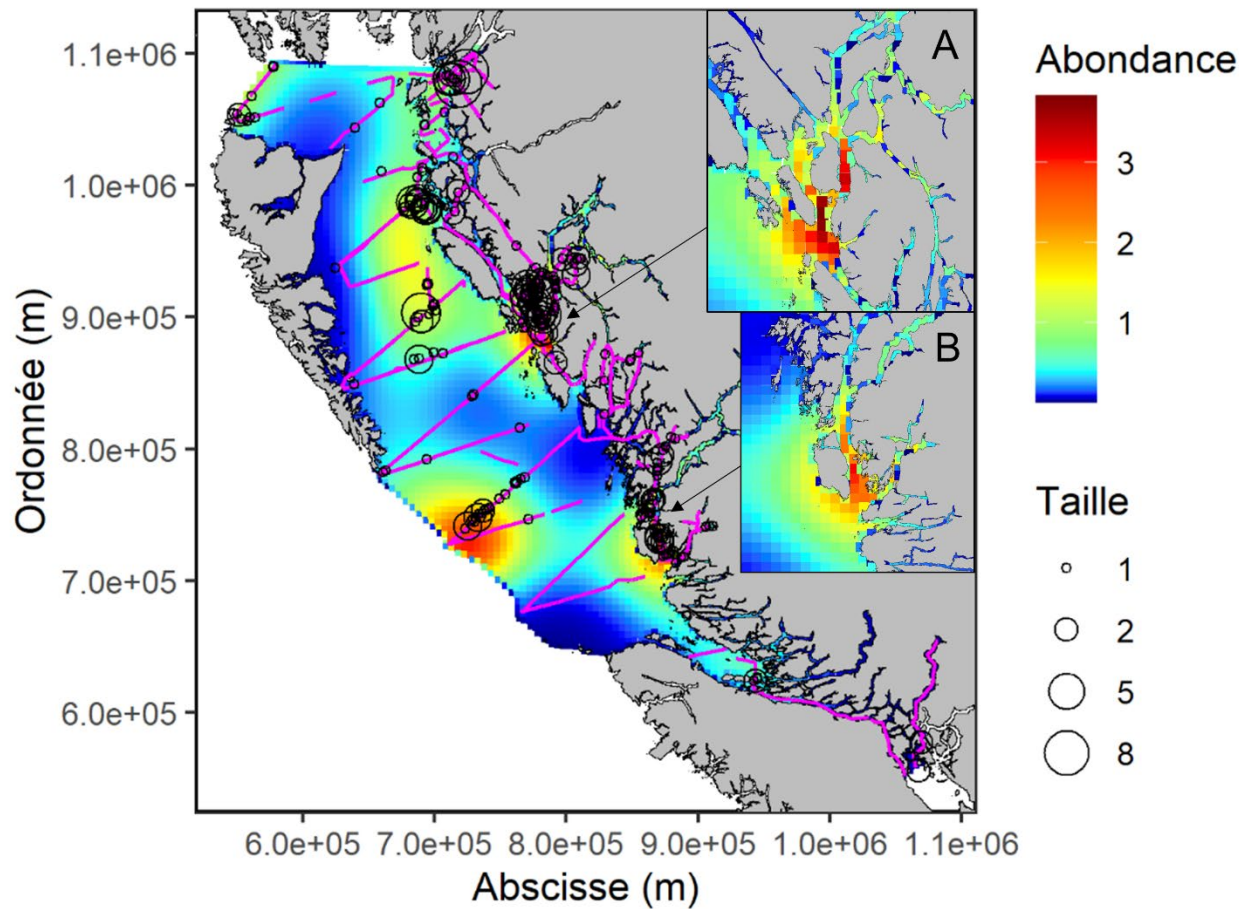


Figure 5. Densités estimées (la couleur du remplissage indique le nombre d'individus par cellule de grille de 25 km²) du rorqual à bosse dans la strate de la côte nord, d'après les prédictions du MAG de Tweedie le mieux ajusté. La covariable environnementale incluse dans le MAG était un lisseur bivarié de l'abscisse et de l'ordonnée (coordonnées X et Y). L'abondance totale estimée pour cette strate est de 1 816 rorquals à bosse (IC à 95 % = 1 403 – 2 351). Les lieux d'observation des rorquals à bosse (N = 263) utilisés dans le modèle sont indiqués par les cercles ouverts (la taille du groupe est indiquée par la taille relative du cercle). Les transects de l'effort visuel sont indiqués par les lignes magenta. Les encarts cartographiques montrent les détails des densités du rorqual à bosse prévues dans les régions de l'entrée Caamaño (A) et du détroit de Fitz Hugh/inlet Rivers (B).

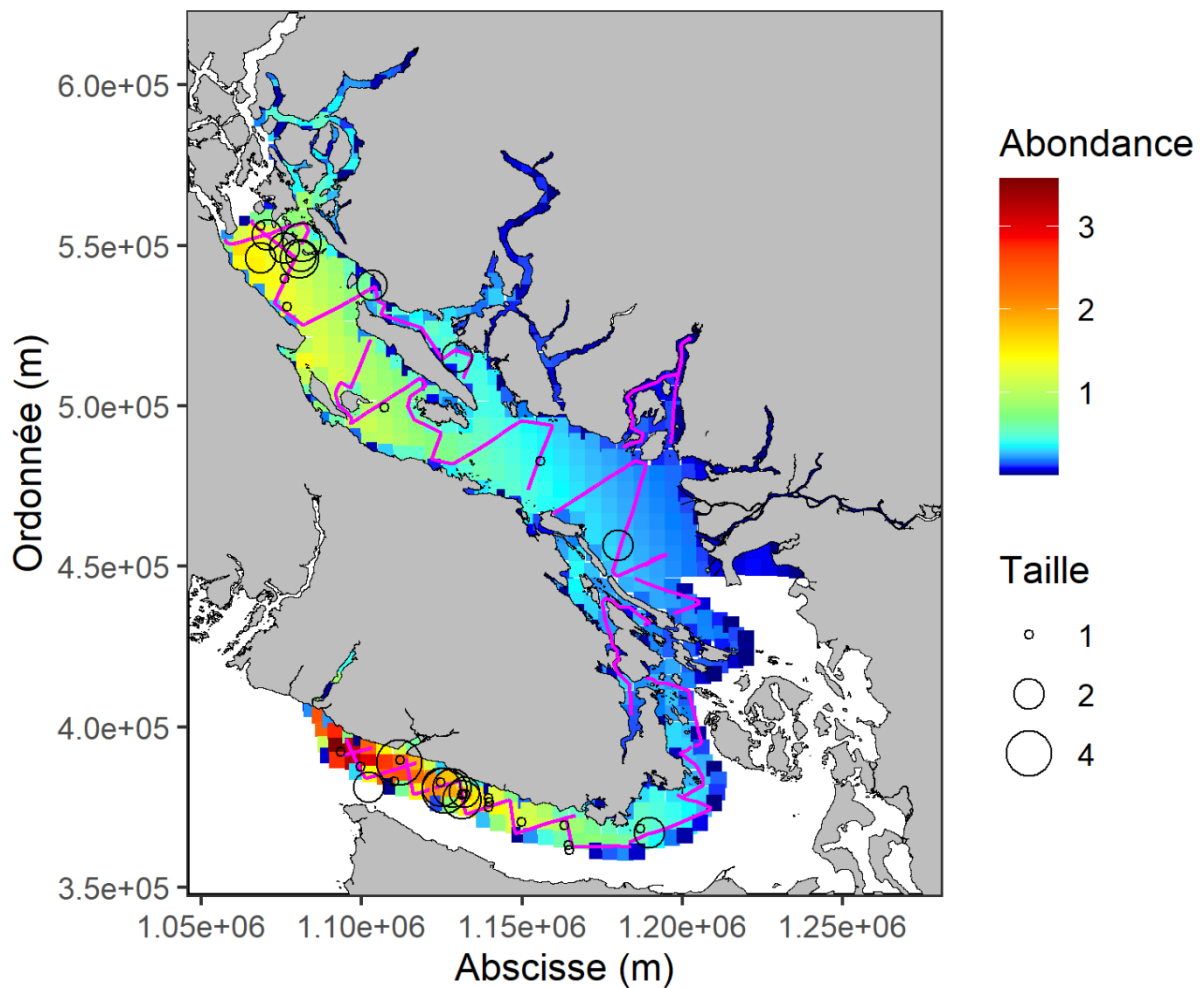


Figure 6. Densités estimées (la couleur du remplissage indique le nombre d'individus par cellule de grille de 25 km^2) du rorqual à bosse dans la strate de la mer des Salish, d'après les prédictions du MAG binomial négatif le mieux ajusté. La covariable environnementale incluse dans le MAG était un lisseur bivarié de l'abscisse et de l'ordonnée (coordonnées X et Y). L'abondance totale estimée pour cette strate est de 279 rorquals à bosse (IC à 95 % = 130 – 596). Les lieux d'observation des rorquals à bosse ($N = 38$) utilisés dans le modèle sont indiqués par les cercles ouverts (la taille du groupe est indiquée par la taille relative du cercle). Les transects de l'effort visuel sont indiqués par les lignes magenta.

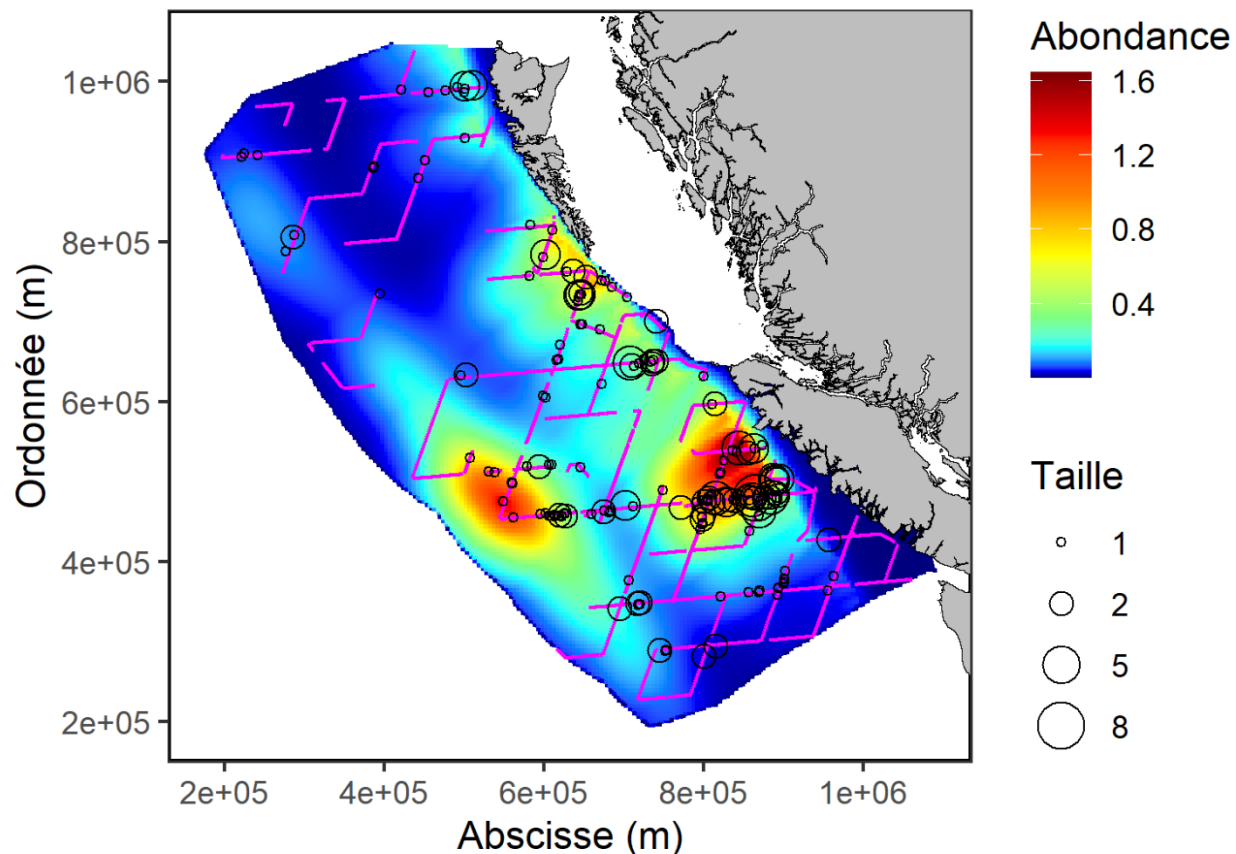


Figure 7. Densités estimées (la couleur du remplissage indique le nombre d'individus par cellule de grille de 25 km²) du rorqual commun dans la strate extracôtière, d'après les prédictions du MAG de Tweedie le mieux ajusté. Les covariables environnementales incluses dans le MAG étaient un lisseur bivarié de l'abscisse et de l'ordonnée (coordonnées X et Y) et un lisseur de la distance (valeurs absolues) jusqu'à l'isobathe de 1 000 m. L'abondance totale estimée pour cette strate est de 2 732 rorquals communs (IC à 95 % = 2 044 – 3 651). Les lieux d'observation des rorquals communs (N = 184) utilisés dans le modèle sont indiqués par les cercles ouverts (la taille du groupe est indiquée par la taille relative du cercle). Les transects de l'effort visuel sont indiqués par les lignes magenta.

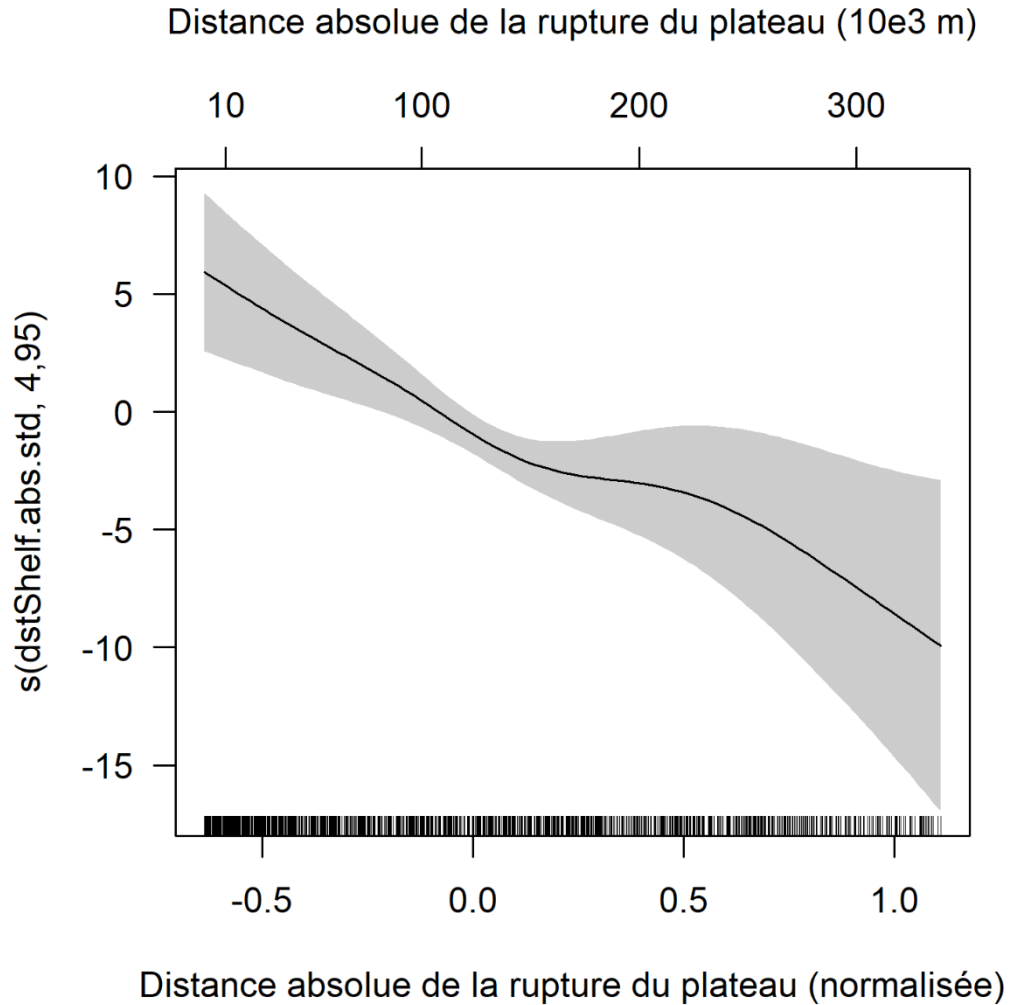


Figure 8. Fonction de lissage (ligne pleine) avec les IC à 95 % (bandes ombrées) de la distance par rapport à la rupture du plateau continental (isobathe de 1 000 m, calculée en valeurs absolues) du MDS le mieux classé pour le rorqual commun dans la strate extracôtière (dlr = 4,95). Le tracé de tapis sur l'axe des abscisses inférieur indique la distribution des valeurs échantillonnées dans la covariable de la distance jusqu'à la rupture du plateau. Pour faciliter l'interprétation, les valeurs non standardisées (en 10^3 m) de la covariable sont indiquées le long de l'axe des x supérieur.

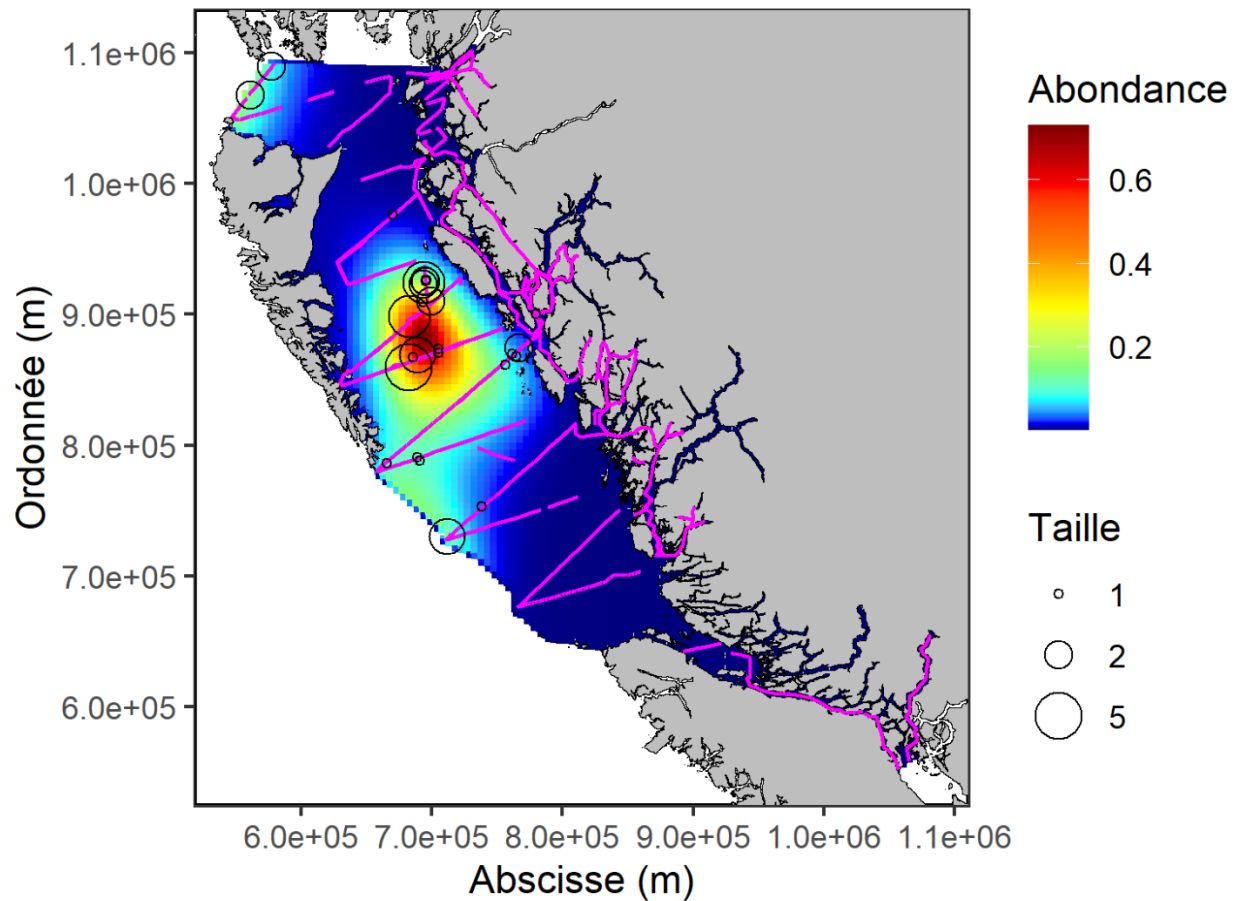


Figure 9. Densités estimées (la couleur du remplissage indique le nombre d'individus par cellule de grille de 25 km²) du rorqual commun dans la strate de la côte nord, d'après les prédictions du MAG binomial négatif le mieux ajusté. La covariable environnementale incluse dans le MAG était un lisseur bivarié de l'abscisse et de l'ordonnée (coordonnées X et Y). L'abondance totale estimée pour cette strate est de 161 rorquals communs (IC à 95 % = 64 – 407). Les lieux d'observation des rorquals à bosse (N = 29) utilisés dans le modèle sont indiqués par les cercles ouverts (la taille du groupe est indiquée par la taille relative du cercle). Les transects de l'effort visuel sont indiqués par les lignes magenta.

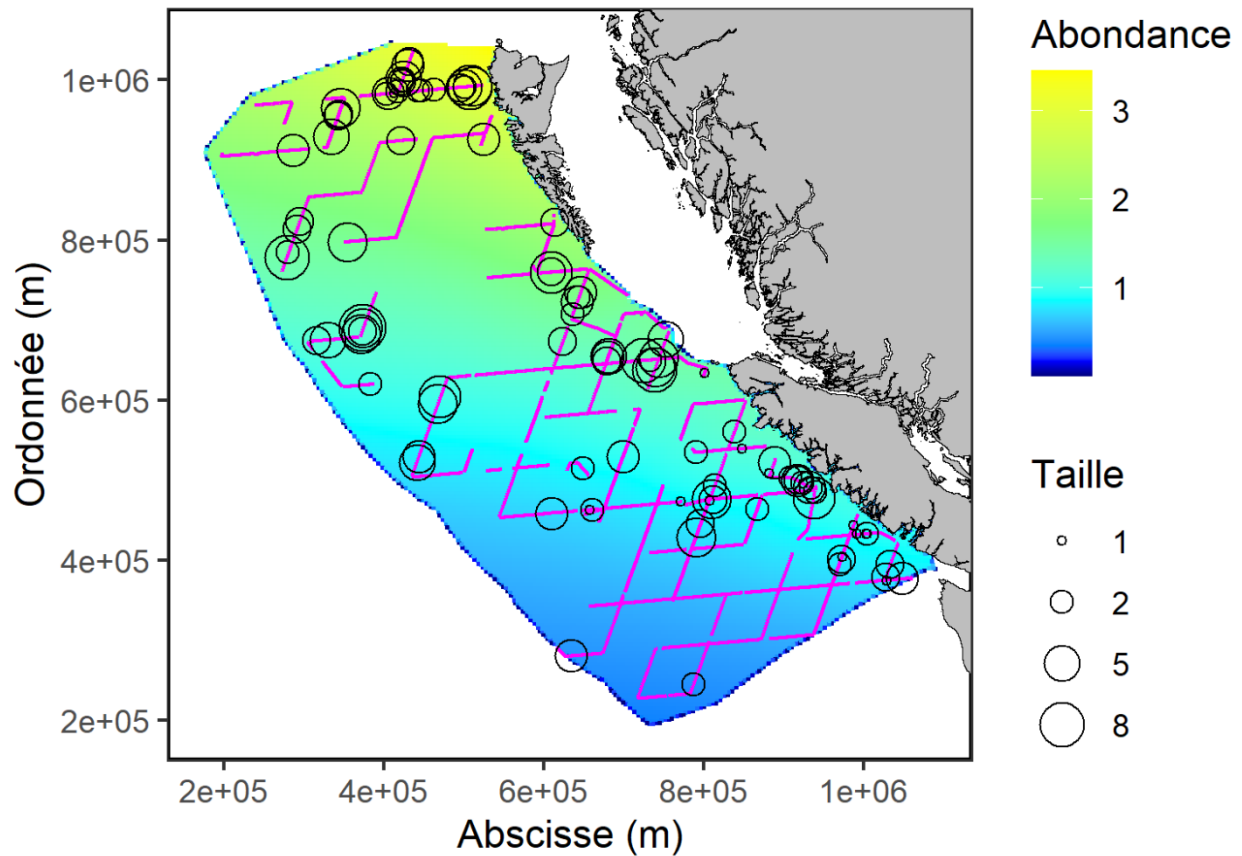


Figure 10. Densités estimées (la couleur du remplissage indique le nombre d'individus par cellule de grille de 25 km²) du marsouin de Dall dans la strate extracôtière, d'après les prédictions du MAG de Tweedie le mieux ajusté. La covariable environnementale incluse dans le MAG était un lisseur bivarié de la distance du rivage et de l'ordonnée (coordonnées Y). L'abondance totale estimée pour cette strate est de 17 934 marsouins de Dall (IC à 95 % = 13 818 – 23 275). Les lieux d'observation des marsouins de Dall (N = 100) sont indiqués par les cercles ouverts (la taille du groupe est indiquée par la taille relative du cercle). Les transects de l'effort visuel sont indiqués par les lignes magenta.

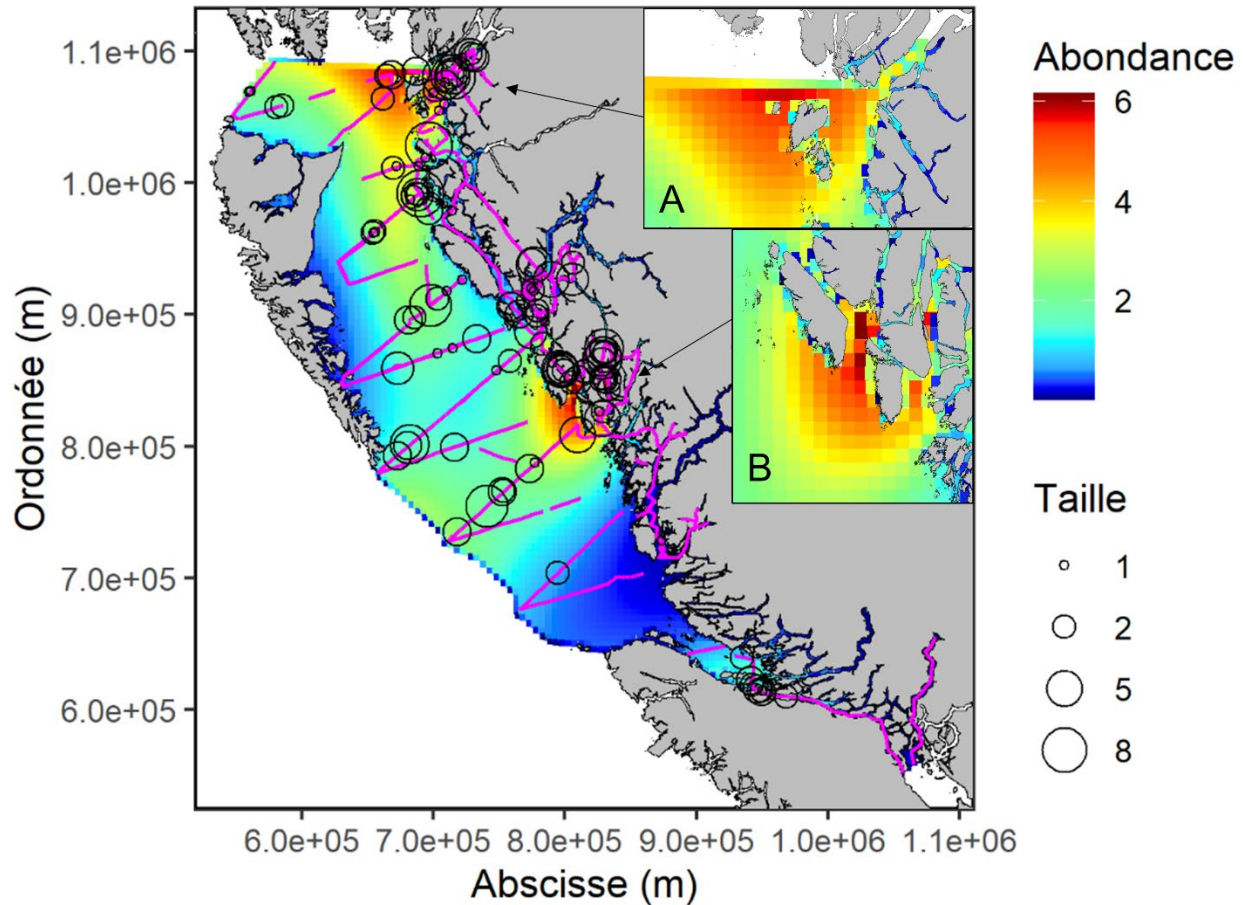


Figure 11. Densités estimées (la couleur du remplissage indique le nombre d'individus par cellule de grille de 25 km²) du marsouin de Dall dans la strate de la côte nord, d'après les prédictions du MAG de Tweedie le mieux ajusté. La covariable environnementale incluse dans le MAG était un lisseur bivariable de l'abscisse et de l'ordonnée (coordonnées X et Y). L'abondance totale estimée pour cette strate est de 5 178 marsouins de Dall (IC à 95 % = 3 756 – 7 138). Les lieux d'observation des marsouins de Dall (N = 112) sont indiqués par les cercles ouverts (la taille du groupe est indiquée par la taille relative du cercle). Les transects de l'effort visuel sont indiqués par les lignes magenta. Les encarts cartographiques montrent les détails des densités du marsouin de Dall prévues dans les régions de l'inlet Portland/passage Chatham (A) et de l'entrée Laredo/détroit de Milbanke (B).

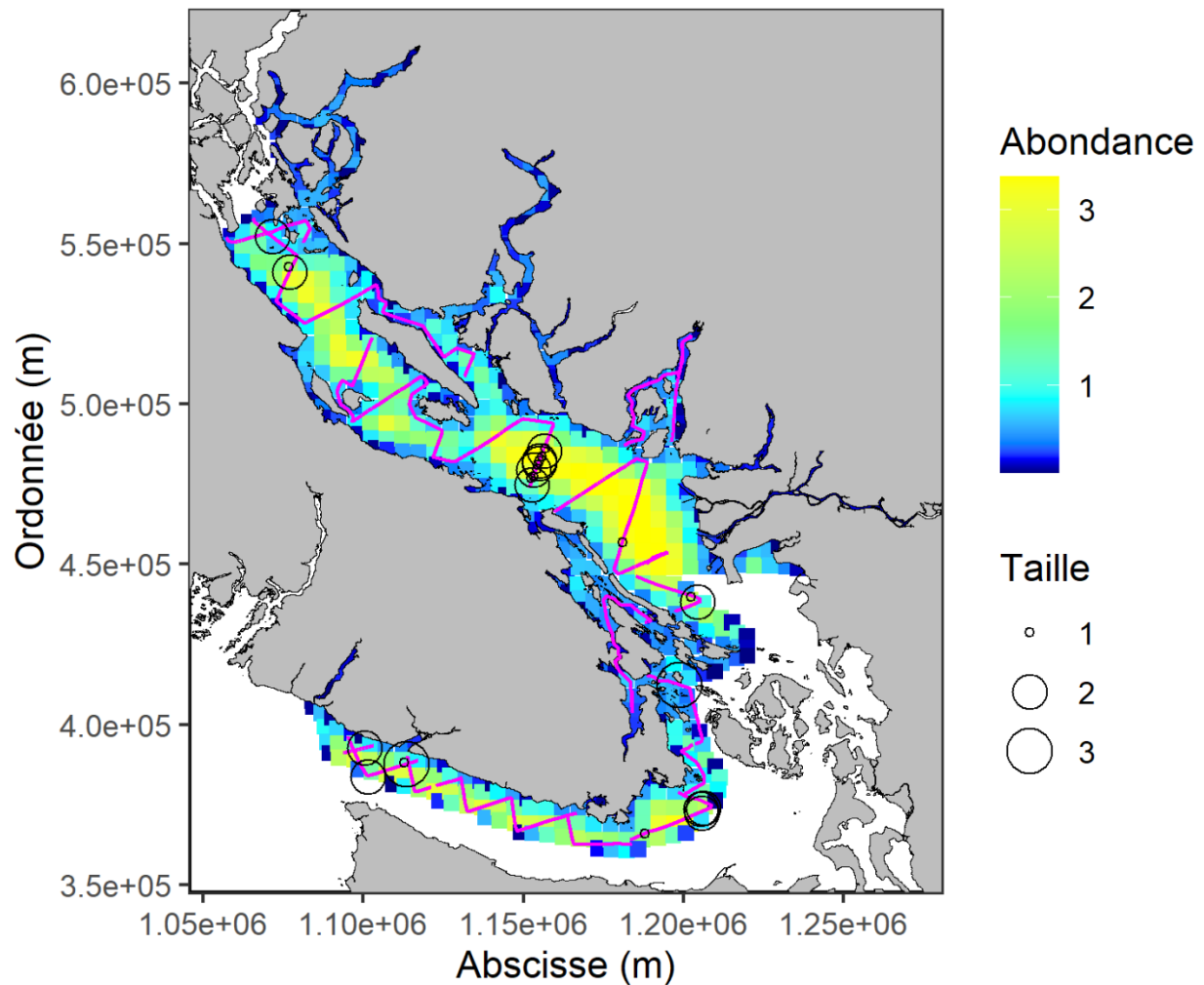


Figure 12. Densités estimées (la couleur du remplissage indique le nombre d'individus par cellule de grille de 25 km^2) du marsouin de Dall dans la strate de la mer des Salish, d'après les prédictions du MAG de Tweedie le mieux ajusté. La seule covariable environnementale significative incluse dans le MAG était un lisseur de la distance du rivage le plus proche (spline de Duchon). L'abondance totale estimée pour cette strate est de 580 marsouins de Dall (IC à 95 % = 313 – 1 075). Les lieux d'observation des marsouins de Dall ($N = 27$) sont indiqués par les cercles ouverts (la taille du groupe est indiquée par la taille relative du cercle). Les transects de l'effort visuel sont indiqués par les lignes magenta.

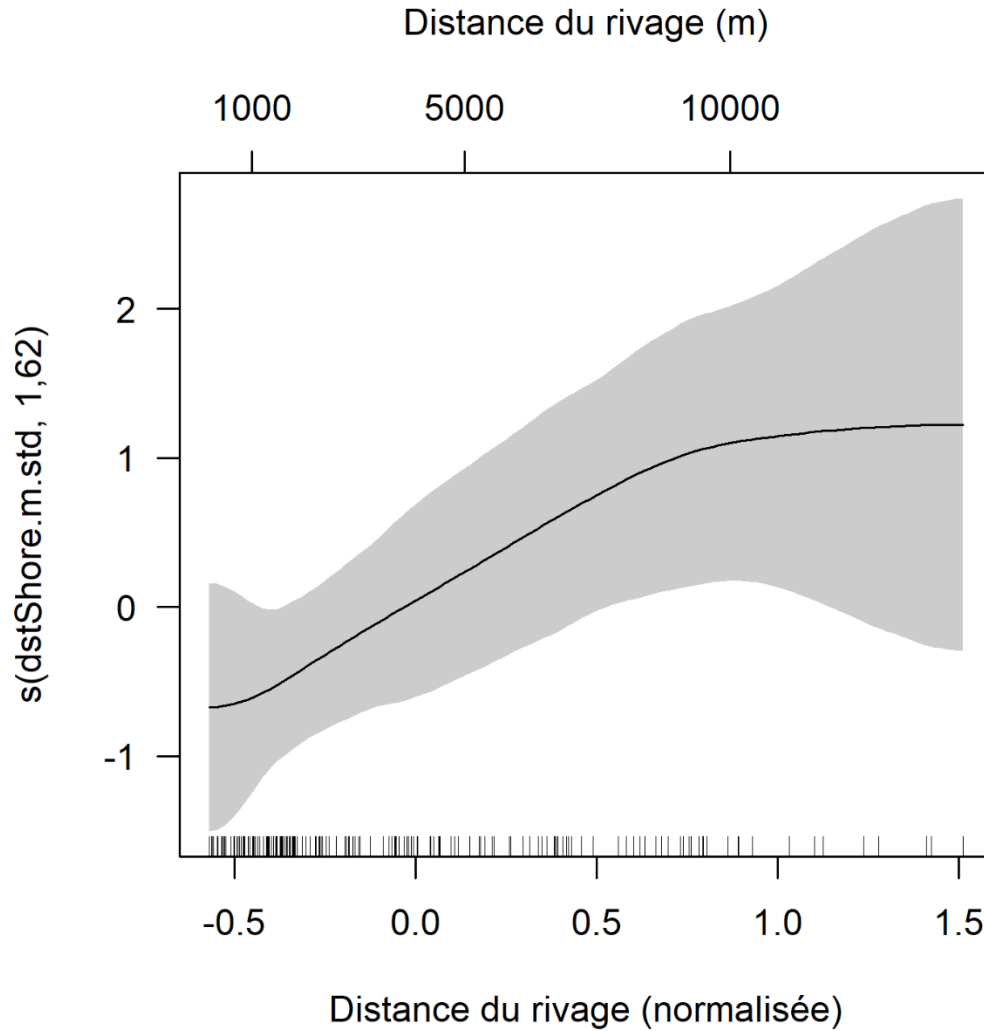


Figure 13. Fonction de lissage (ligne pleine, spline de Duchon) avec les IC à 95 % (bande ombrée) de la distance du rivage le plus proche du MDS le mieux classé pour le marsouin de Dall dans la strate de la mer de Salish ($dI_r = 1,62$). Le tracé de tapis sur l'axe des abscisses inférieur indique la distribution des valeurs échantillonnées dans la covariable de la distance depuis la rupture du plateau. Pour faciliter l'interprétation, les valeurs non standardisées (m) de la covariable sont indiquées le long de l'axe des x supérieur.

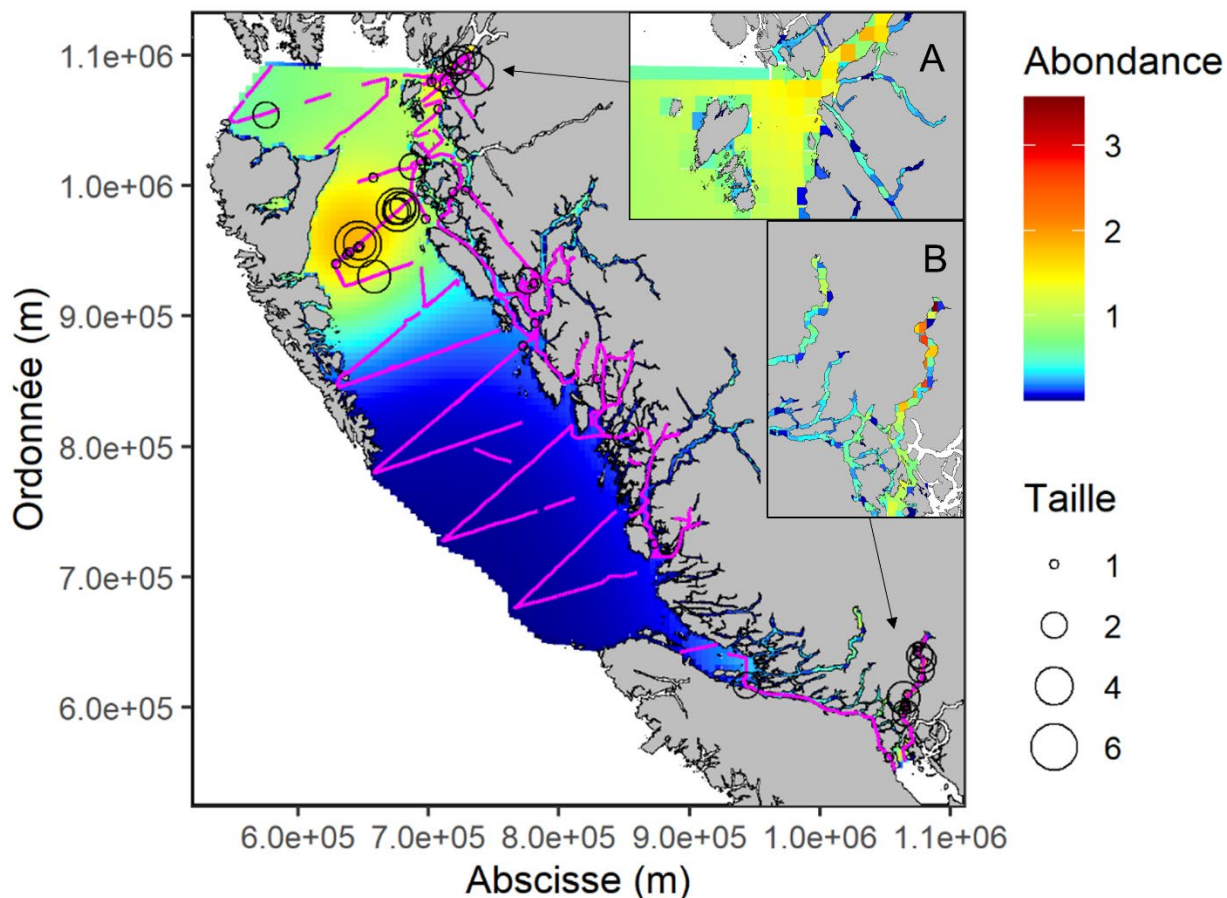


Figure 14. Densités estimées (la couleur du remplissage indique le nombre d'individus par cellule de grille de 25 km^2) du marsouin commun dans la strate de la côte nord, d'après les prédictions du MAG binomial négatif le mieux ajusté. La seule covariable environnementale significative incluse dans le MAG était un lisseur bivarié de l'abscisse et de l'ordonnée (coordonnées X et Y). L'abondance totale estimée pour cette strate est de 1 314 marsouins communs (IC à 95 % = 648 – 2 664). Les lieux d'observation des marsouins communs ($N = 54$) utilisés dans le modèle sont indiqués par les cercles ouverts (la taille du groupe est indiquée par la taille relative du cercle). Les transects de l'effort visuel sont indiqués par les lignes magenta. Les encarts cartographiques montrent les détails des densités du marsouin commun prévues dans les régions de l'inlet Portland/passage Chatham (A) et de l'inlet Knight/inlet Bute (B).

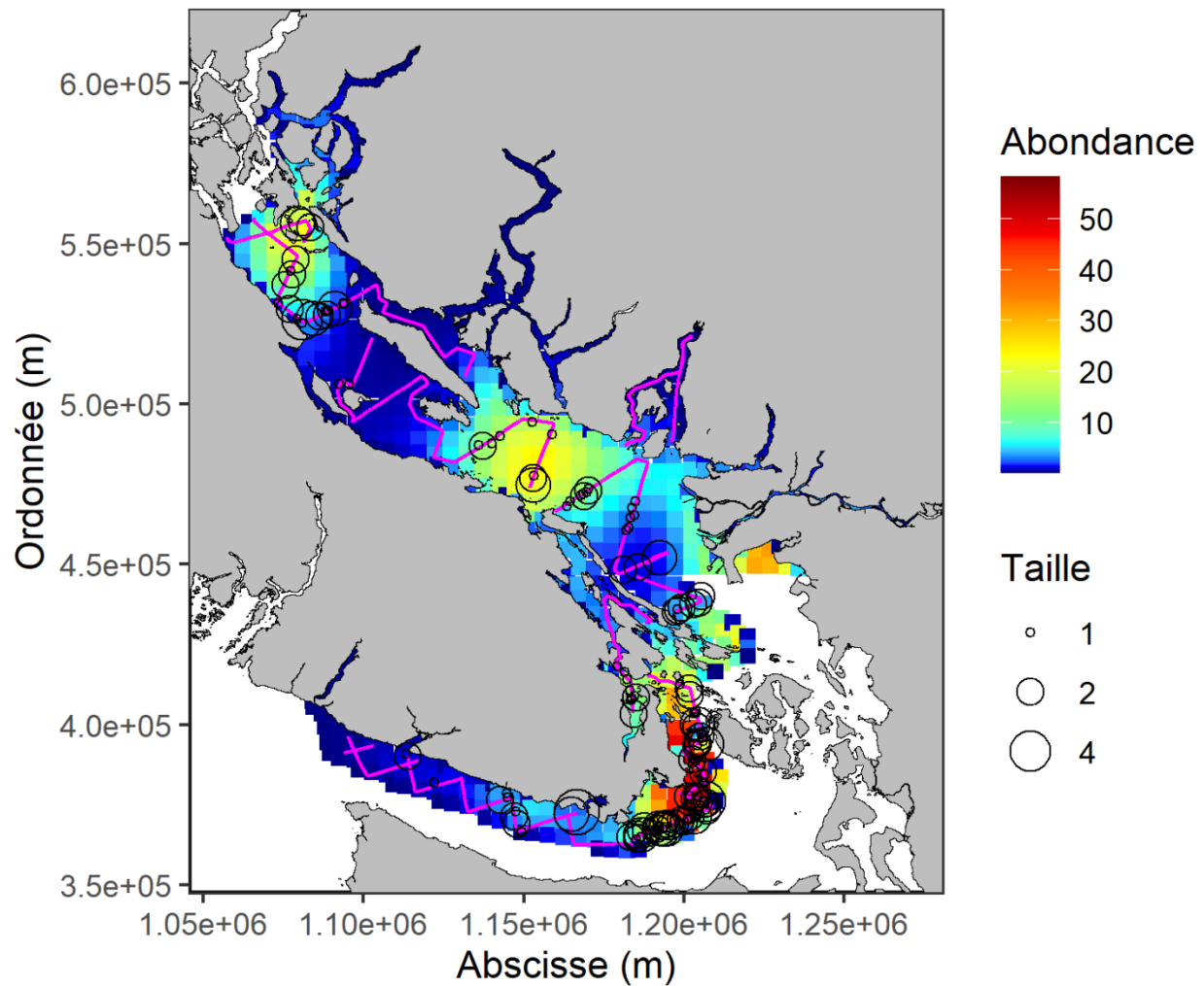


Figure 15. Densités estimées (la couleur du remplissage indique le nombre d'individus par cellule de grille de 25 km²) du marsouin commun dans la strate de la mer des Salish, d'après les prédictions du MAG binomial négatif le mieux ajusté. La seule covariable environnementale significative incluse dans le MAG était un lisseur bivariable de l'abscisse et de l'ordonnée (coordonnées X et Y). L'abondance totale estimée pour cette strate est de 3 893 marsouins communs (IC à 95 % = 1 991 – 7 611). Les lieux d'observation des marsouins communs (N = 161) utilisés dans le modèle sont indiqués par les cercles ouverts (la taille du groupe est indiquée par la taille relative du cercle). Les transects de l'effort visuel sont indiqués par les lignes magenta.

ANNEXE A. MODÈLES DE DENSITÉ EN SURFACE POSSIBLES

Tableau A1. Modèles de densité en surface possibles pour le rorqual à bosse dans la strate extracôtière du relevé, y compris les distributions des réponses (Qp = quasi-Poisson, Bn = binomiale négative, Tw = Tweedie), les valeurs deltaAIC (dans chaque distribution des réponses) et les statistiques de dispersion (les valeurs > 1 indiquent une surdispersion et les valeurs < 1, une sous-dispersion). Les termes de lissage non linéaires sont entourés de la notation « $s()$ » et les nombres de degrés de liberté réels de chaque terme sont également indiqués entre les parenthèses. Les modèles sont classés par ordre croissant de la valeur de deltaAIC dans chaque distribution des réponses et le modèle le mieux ajusté sélectionné est mis en évidence en caractères gras.

Covariables du modèle	Distribution des réponses	deltaAIC	Abondance estimée	Statistique de dispersion
s(dst1000m.dir,Y, 17,4)	Bn	0	4 930	0,49
s(dst1000m.abs,Y, 15,7)	Bn	1,9	23 656	0,51
s(dst1000m.zero,Y, 16,5)	Bn	5,6	13 431	0,41
s(X,Y, 16,7) + s(dst1000m.abs, 1,3)	Bn	14,4	48 410	0,61
s(dst200m.abs,Y, 14,3)	Bn	18,1	11 849	0,60
s(dst200m.dir,Y, 15,1)	Bn	20,2	6 126	0,62
s(X,Y, 15,9) + s(dst1000m.zero, 1,7)	Bn	26,2	22 512	0,67
s(dst200m.zero,Y, 14,4)	Bn	32,4	9 004	0,59
s(X,Y, 11,6) + s(dst200.abs, 1,8)	Bn	38,2	12 600	0,85
s(X,Y, 10,4) + s(dst200.zero, 2,1)	Bn	41,1	9 281	0,90
s(X,Y, 10,1) + s(dst200.dir, 4,7)	Bn	42,5	4 755	0,76
s(dstShore,Y, 14,5)	Bn	42,7	5 646	0,58
s(X,Y, 9,4) + s(dstShore, 4,0)	Bn	51,6	5 416	0,78
s(X,Y, 11,2) + s(depth, 2,8)	Bn	59,6	10 798	0,67
s(X,Y, 13,6)	Bn	65,8	12 299	0,76
s(X,Y, 15,5) + s(dst1000m.abs, 1,3)	Tw	0	33 673	3,01
s(dst1000m.dir,Y, 17,5)	Tw	1,4	4 935	2,42
s(X,Y, 9,2) + s(depth, 0,8) + s(dst200.abs, 2,1)	Tw	2,6	13 043	5,41
s(dst200m.dir, Y, 14,8)	Tw	5,6	5 554	2,94
s(X,Y, 9,4) + s(dst200m.dir, 5,0)	Tw	6,0	4 559	3,73
s(X,Y, 15,1) + s(dst1000m.dir, 5,7)	Tw	6,2	4 935	2,67
s(X,Y, 20,8)	Tw	6,2	8 768	2,45
s(X,Y, 9,2) + s(depth, 2,8) + s(dst200m.zero, 1,8)	Tw	6,9	9 419	4,37
s(dst1000m.abs,Y, 14,5)	Tw	7,3	16 078	2,67
s(dst200m.abs,Y, 12,8)	Tw	7,5	9 943	3,12
s(X,Y, 14,8) + s(dst1000m.zero, 1,7)	Tw	8,8	18 727	3,43
s(X,Y, 10,9) + s(depth, 4,3) + s(dstShore, 1,2)	Tw	14,5	8 527	3,51
s(dst1000m.zero,Y, 16,1)	Tw	14,6	11 086	2,25
s(dst200m.zero,Y, 14,3)	Tw	15,4	7 460	2,94
s(dstShore,Y, 14,7)	Tw	24,2	5 388	2,89
s(X,Y, 25,1)	Qp	S.O.	9 184	2,15

Tableau A2. Modèles de densité en surface possibles pour le rorqual à bosse dans la strate de la côte nord du relevé, y compris les distributions des réponses (Qp = quasi-Poisson, Bn = binomiale négative, Tw = Tweedie), les valeurs deltaAIC (dans chaque distribution des réponses) et les statistiques de dispersion (les valeurs > 1 indiquent une surdispersion et les valeurs < 1, une sous-dispersion). Les termes de lissage non linéaires sont entourés de la notation « s() » et les nombres de degrés de liberté réels de chaque terme sont également indiqués entre les parenthèses. Les modèles sont classés par ordre croissant de la valeur de deltaAIC dans chaque distribution des réponses et le modèle le mieux ajusté sélectionné est mis en évidence en caractères gras. Un seul des modèles binomiaux négatifs testés contenait des termes significatifs, et donc aucune valeur deltaAIC n'est indiquée pour cette distribution des réponses.

Covariables du modèle	Distribution des réponses	deltaAIC	Abondance estimée	Statistique de dispersion
s(depth, 0,9) + s(dstShore, 2,5)	Bn	S.O.	2 255	0,69
s(X,Y, 23,6) + s(TidalSpd, 3,7) + s(dstHTidal, 0,8)	Tw	0	1 833	6,59
s(X,Y, 24,0)	Tw	1,7	1 816	7,03
s(X,Y, 26,4)	Qp	S.O.	1 886	7,73

Tableau A3. Modèles de densité en surface possibles pour le rorqual à bosse dans la strate de la mer des Salish du relevé, y compris les distributions des réponses (Qp = quasi-Poisson, Bn = binomiale négative, Tw = Tweedie), les valeurs deltaAIC (dans chaque distribution des réponses) et les statistiques de dispersion (les valeurs > 1 indiquent une surdispersion et les valeurs < 1, une sous-dispersion). Les termes de lissage non linéaires sont entourés de la notation « s() » et les nombres de degrés de liberté réels de chaque terme sont également indiqués entre les parenthèses. Les modèles sont classés par ordre croissant de la valeur de deltaAIC dans chaque distribution des réponses et le modèle le mieux ajusté sélectionné est mis en évidence en caractères gras.

Covariables du modèle	Distribution des réponses	deltaAIC	Abondance estimée	Statistique de dispersion
s(X,Y, 2,5) + s(dstShore, 1,0)	Bn	0	918	0,58
s(X,Y, 1,9)	Bn	15,4	279	1,61
s(X,Y, 2,8) + s(dstShore, 6,5)	Tw	0	1 011 245	2,44
s(X,Y, 2,4)	Tw	16,5	330	18,23
s(X,Y, 13,1)	Qp	S.O.	321	5,20

Tableau A4. Modèles de densité en surface possibles pour le rorqual commun dans la strate extracôtière du relevé, y compris les distributions des réponses (Qp = quasi-Poisson, Bn = binomiale négative, Tw = Tweedie), les valeurs deltaAIC (dans chaque distribution des réponses) et les statistiques de dispersion (les valeurs > 1 indiquent une surdispersion et les valeurs < 1, une sous-dispersion). Les termes de lissage non linéaires sont entourés de la notation « s() » et les nombres de degrés de liberté réels de chaque terme sont également indiqués entre les parenthèses. Les modèles sont classés par ordre croissant de la valeur de deltaAIC dans chaque distribution des réponses et le modèle le mieux ajusté sélectionné est mis en évidence en caractères gras.

Covariables du modèle	Distribution des réponses	deltaAIC	Abondance estimée	Statistique de dispersion
s(dst1000m.dir,Y, 21,2)	Bn	0	2 174	0,69
s(dst200m.dir,Y, 21,3)	Bn	1,7	2 222	0,67
s(X,Y, 13,9) + s(dst1000m.abs, 4,6)	Bn	6,0	2 417	0,68
s(dst200m.zero,Y, 20,5)	Bn	9,7	2 236	0,69
s(dstShore,Y, 20,6)	Bn	10,6	2 212	0,69
s(X,Y, 14,4) + s(dst1000m.zero, 4,5)	Bn	10,9	2 172	0,68
s(dst1000m.zero,Y, 19,8)	Bn	13,7	2 184	0,69
s(X,Y, 18,1) + s(depth, 2,2)	Bn	16,4	2 454	0,69
s(X,Y, 15,4) + s(depth, 0,9) + s(dst200m.abs, 4,1)	Bn	16,8	2 338	0,69
s(dst200m.abs,Y, 19,4)	Bn	19,8	2 228	0,67
s(X,Y, 18,4)	Bn	22,9	2 168	0,67
s(dst1000m.abs,Y, 18,5)	Bn	23,0	2 374	0,66
s(X,Y, 17,0) + s(dst1000m.abs, 5,0)	Tw	0	2 732	3,34
s(dst1000m.dir,Y, 23,5)	Tw	0,3	2 427	3,21
s(dst200m.dir,Y, 23,3)	Tw	0,7	2 496	3,20
s(X,Y, 21,6)	Tw	1,1	2 474	3,41
s(X,Y, 20,3) + s(depth, 2,7)	Tw	2,2	2 890	3,31
s(dst200.zero,Y, 22,6)	Tw	2,3	2 506	3,36
s(dstShore,Y, 22,1)	Tw	2,4	2 445	3,47
s(dst1000m.zero,Y, 22,4)	Tw	3,2	2 435	3,50
s(dst200m.abs,Y, 22,4)	Tw	4,4	2 503	3,55
s(X,Y, 16,4) + s(depth, 2,3) + s(dst1000m.zero, 5,0)	Tw	4,7	2 827	3,44
s(dst1000m.abs,Y, 21,9)	Tw	6,4	2 673	3,53
s(X,Y, 18,0) + s(depth, 2,5) + s(dst200m.abs, 4,9)	Tw	7,7	2 879	3,30
s(X,Y, 18,4) + s(depth,2,5) + s(dstShore, 4,8)	Tw	8,0	2 826	3,30
s(X,Y, 25,6)	Qp	S.O.	2 471	3,05

Tableau A5. Modèles de densité en surface possibles pour le rorqual commun dans la strate de la côte nord du relevé, y compris les distributions des réponses (Qp = quasi-Poisson, Bn = binomiale négative, Tw = Tweedie) et les statistiques de dispersion (les valeurs > 1 indiquent une surdispersion et les valeurs < 1, une sous-dispersion). Les termes de lissage non linéaires sont entourés de la notation « s() » et les nombres de degrés de liberté réels de chaque terme sont également indiqués entre les parenthèses. Le modèle le mieux ajusté sélectionné est mis en évidence en caractères gras. Les valeurs de deltaAIC n'ont pas été calculées pour cet ensemble de modèles, car il n'y avait qu'un seul modèle possible dans chacune des distributions des réponses testées.

Covariables du modèle	Distribution des réponses	deltaAIC	Abondance estimée	Statistique de dispersion
s(X,Y, 10,7)	Bn	S.O.	161	0,25
s(X,Y, 12,9)	Tw	S.O.	237	1,97
s(X,Y, 19,5)	Qp	S.O.	304	0,92

Tableau A6. Modèles de densité en surface possibles pour le marsouin de Dall dans la strate extracôtère du relevé, y compris les distributions des réponses (Qp = quasi-Poisson, Bn = binomiale négative, Tw = Tweedie), les valeurs deltaAIC (dans chaque distribution des réponses) et les statistiques de dispersion (les valeurs > 1 indiquent une surdispersion et les valeurs < 1, une sous-dispersion). Les termes de lissage non linéaires sont entourés de la notation « s() » et les nombres de degrés de liberté réels de chaque terme sont également indiqués entre les parenthèses. Les modèles sont classés par ordre croissant de la valeur de deltaAIC dans chaque distribution des réponses et le modèle le mieux ajusté sélectionné est mis en évidence en caractères gras.

Covariables du modèle	Distribution des réponses	deltaAIC	Abondance estimée	Statistique de dispersion
s(dstShore,Y, 1,7)	Bn	0	17 341	0,51
s(dst200m.dir, Y, 1,8)	Bn	0	17 316	0,51
s(dst1000m.dir, Y, 1,8)	Bn	0,1	17 323	0,51
s(dst200m.zero, Y, 1,8)	Bn	0,1	17 322	0,51
s(dst200m.abs, Y, 1,7)	Bn	0,3	17 326	0,50
s(dst1000m.zero, Y, 1,8)	Bn	0,3	17 318	0,50
s(X,Y, 1,5)	Bn	0,3	17 382	0,49
s(dst1000m.abs, Y, 1,7)	Bn	0,5	17 313	0,50
s(dstShore, Y, 2, 1)	Tw	0	17 934	9,95
s(dst200m.abs, Y, 10,8)	Tw	6,0	17 394	8,31
s(dst200m.dir, Y, 10,8)	Tw	6,1	17 126	8,38
s(dst200m.zero, Y, 11,2)	Tw	6,5	17 313	8,27
s(X,Y, 10,5)	Tw	6,5	17 303	8,50
s(dst1000m.abs, Y, 11,5)	Tw	6,8	16 748	7,95
s(dst1000m.zero, Y, 11,5)	Tw	6,8	16 913	8,10
s(dst1000m.dir, Y, 11,9)	Tw	8,3	16 693	8,08
s(X,Y, 9,2) + s(dst200m.dir, 1,4)	Tw	8,6	15 859	8,58
s(X,Y, 25,7)	Qp	S.O.	19 259	5,42

Tableau A7. Modèles de densité en surface possibles pour le marsouin de Dall dans la strate de la côte nord du relevé, y compris les distributions des réponses (Qp = quasi-Poisson, Bn = binomiale négative, Tw = Tweedie), les valeurs deltaAIC (dans chaque distribution des réponses) et les statistiques de dispersion (les valeurs > 1 indiquent une surdispersion et les valeurs < 1, une sous-dispersion). Les termes de lissage non linéaires sont entourés de la notation « s() » et les nombres de degrés de liberté réels de chaque terme sont également indiqués entre les parenthèses. Les modèles sont classés par ordre croissant de la valeur de deltaAIC dans chaque distribution des réponses et le modèle le mieux ajusté sélectionné est mis en évidence en caractères gras. Aucun des modèles binomiaux négatifs qui ont été testés ne contenait de covariables significatives, et ils ne sont donc pas présentés ici. La notation ~ 1 dénote un modèle nul sans termes covariés.

Covariables du modèle	Distribution des réponses	deltaAIC	Abondance estimée	Statistique de dispersion
s(X,Y, 15,9)	Tw	0	5 178	7,14
~ 1	Tw	2,4	5 659	11,84
s(X,Y, 19,8)	Qp	S.O.	5 246	6,58

Tableau A8. Modèles de densité en surface possibles pour le marsouin de Dall dans la strate de la mer des Salish du relevé, y compris les distributions des réponses (Qp = quasi-Poisson, Bn = binomiale négative, Tw = Tweedie), les valeurs deltaAIC (dans chaque distribution des réponses) et les statistiques de dispersion (les valeurs > 1 indiquent une surdispersion et les valeurs < 1, une sous-dispersion). Les termes de lissage non linéaires sont entourés de la notation « s() » et les nombres de degrés de liberté réels de chaque terme sont également indiqués entre les parenthèses. Les modèles sont classés par ordre croissant de la valeur de deltaAIC dans chaque distribution des réponses et le modèle le mieux ajusté sélectionné est mis en évidence en caractères gras. Cet ensemble de modèles possibles ne comprend qu'un seul modèle s(X,Y) d'emplacement uniquement (quasi-Poisson) parce que cette covariable n'était pas significative pour le marsouin de Dall dans la mer de Salish pour les deux autres distributions d'erreurs testées. Aucun des modèles binomiaux négatifs qui ont été testés ne contenait de termes covariés significatifs, et ils ne sont donc pas présentés ici. La notation ~ 1 dénote un modèle nul sans termes covariés.

Covariables du modèle	Distribution des réponses	deltaAIC	Abondance estimée	Statistique de dispersion
s(dstShore, 0,9)	Tw	0	636	6,46
~ 1	Tw	1,5	505	9,06
s(dstShore, 1,6): spline de Duchon	Tw	2,2	580	6,22
s(dstShore, 1,1)	Qp	S.O.	656	5,29
s(X,Y, 12,9)	Qp	S.O.	1 168	2,03

Tableau A9. Modèles de densité en surface possibles pour le marsouin commun dans la strate de la côte nord du relevé, y compris les distributions des réponses (Qp = quasi-Poisson, Bn = binomiale négative, Tw = Tweedie), les valeurs deltaAIC (dans chaque distribution des réponses) et les statistiques de dispersion (les valeurs > 1 indiquent une surdispersion et les valeurs < 1, une sous-dispersion). Les termes de lissage non linéaires sont entourés de la notation « s() » et les nombres de degrés de liberté réels de chaque terme sont également indiqués entre les parenthèses. Les modèles sont classés par ordre croissant de la valeur de deltaAIC dans chaque distribution des réponses et le modèle le mieux ajusté sélectionné est mis en évidence en caractères gras.

Covariables du modèle	Distribution des réponses	deltaAIC	Abondance estimée	Statistique de dispersion
s(X,Y, 4,6) + s(depth, 2,7)	Bn	0	1 239	0,79
s(X,Y, 8,7)	Bn	2,3	1 314	0,81
s(X,Y, 10,2)	Tw	0	1 446	2,86
s(X,Y, 7,0) + s(depth, 2,4)	Tw	2,2	1 337	2,99
s(X,Y, 19,4)	Qp	S.O.	1 301	1,26

Tableau A10. Modèles de densité en surface possibles pour le marsouin commun dans la strate de la mer des Salish du relevé, y compris les distributions des réponses (Qp = quasi-Poisson, Bn = binomiale négative, Tw = Tweedie), les valeurs deltaAIC (dans chaque distribution des réponses) et les statistiques de dispersion (les valeurs > 1 indiquent une surdispersion et les valeurs < 1, une sous-dispersion). Les termes de lissage non linéaires sont entourés de la notation « s() » et les nombres de degrés de liberté réels de chaque terme sont également indiqués entre les parenthèses. Les modèles sont classés par ordre croissant de la valeur de deltaAIC dans chaque distribution des réponses et le modèle le mieux ajusté sélectionné est mis en évidence en caractères gras.

Covariables du modèle	Distribution des réponses	deltaAIC	Abondance estimée	Statistique de dispersion
s(X,Y, 20,1)	Bn	0	3 893	0,62
s(X,Y, 18,4) + s(depth, 0,9)	Bn	5,1	3 968	0,74
s(X,Y, 17,0) + s(depth, 1,0)	Tw	0	4 561	1,75
s(X,Y, 18,5)	Tw	2,2	4 203	1,58
s(X,Y, 21,6)	Qp	S.O.	4 732	1,50

ANNEXE B. TOPONYMES PERTINENTS SUR LA CÔTE DU PACIFIQUE

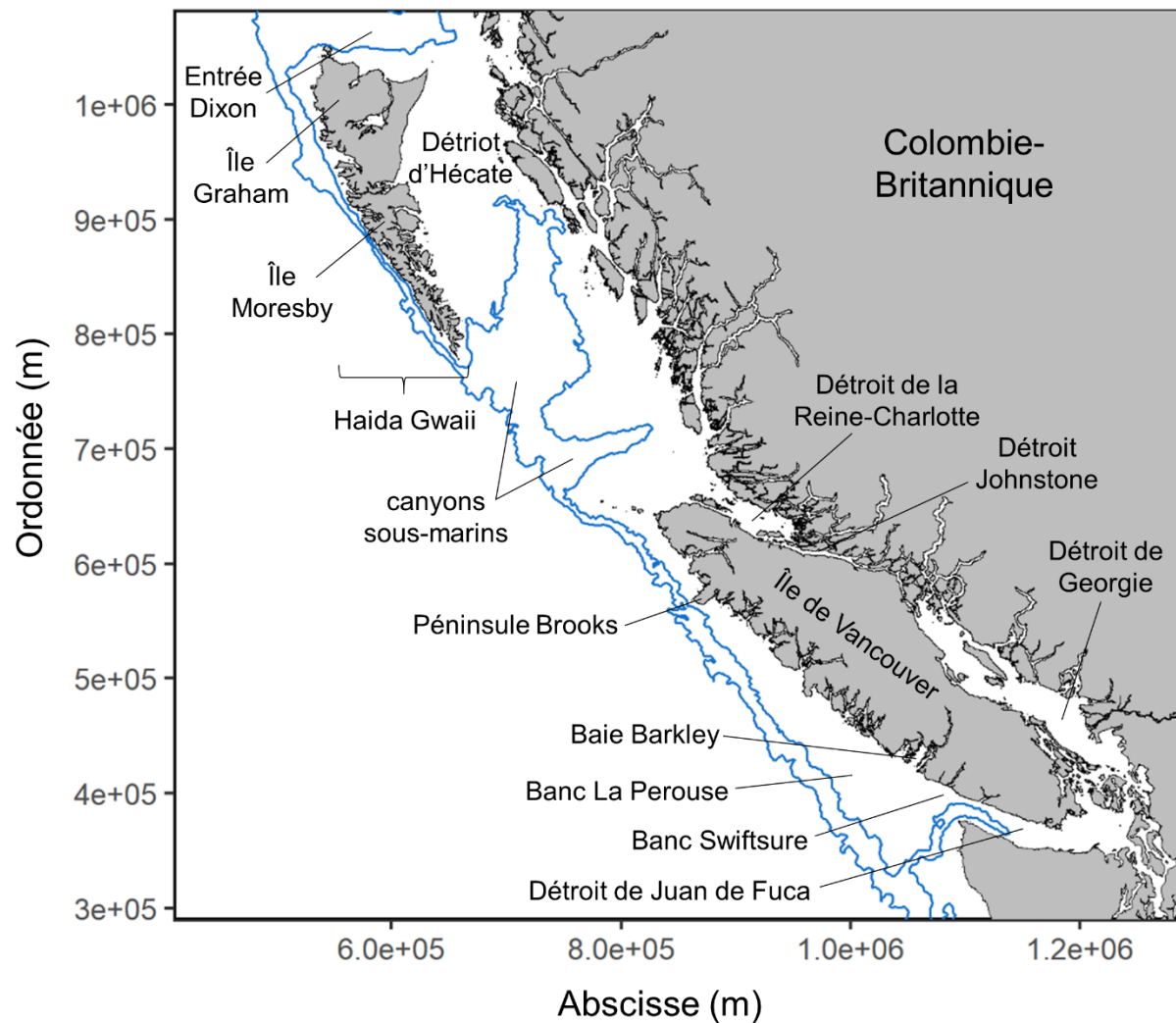


Figure B1. Carte indiquant les toponymes sur la côte canadienne du Pacifique auxquels on fait référence dans ce rapport. Les lignes bleues indiquent les isobathes de 200 et 1 000 m.

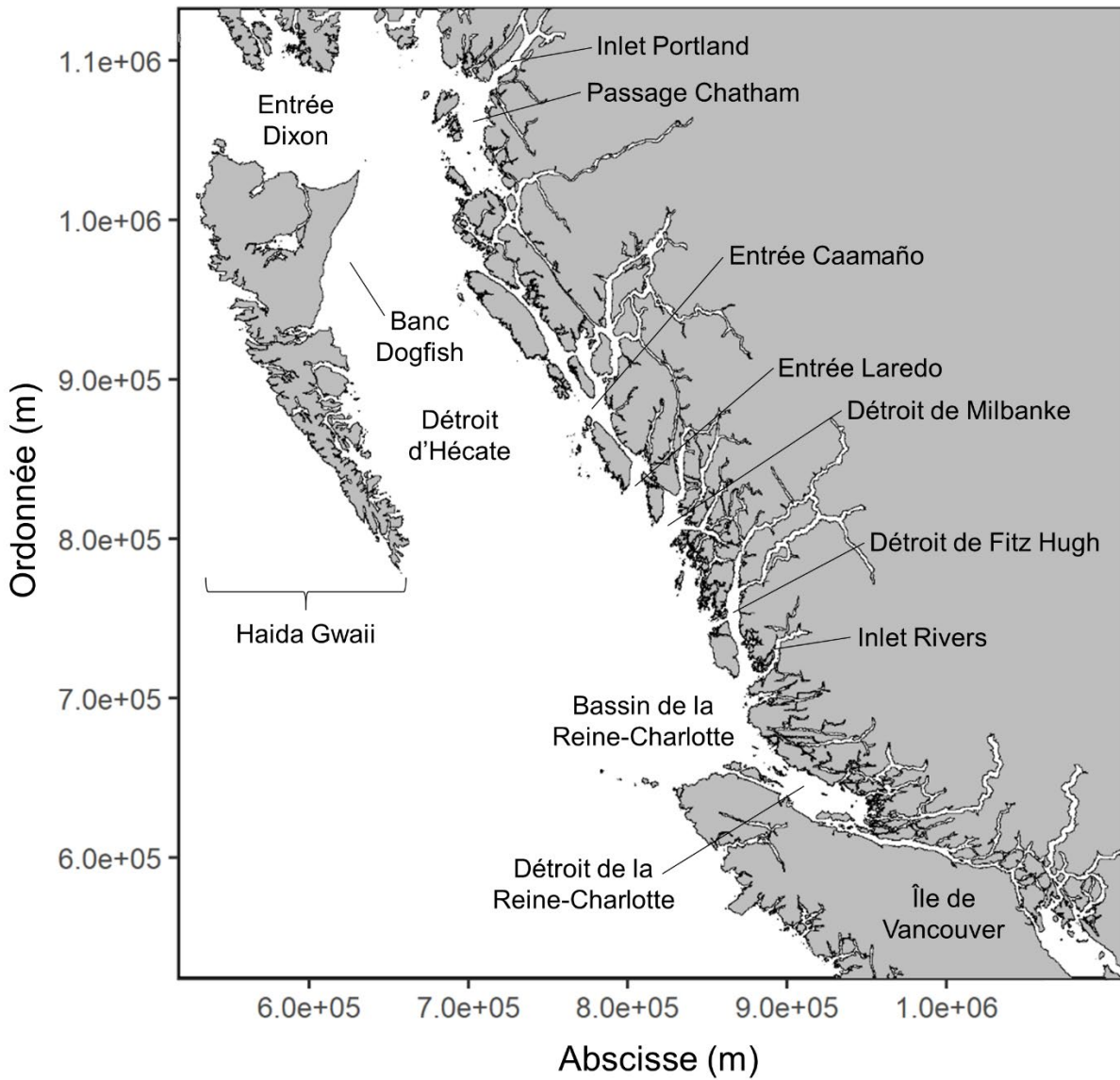


Figure B2. Carte indiquant les toponymes sur les côtes nord et centrale de la Colombie-Britannique (Canada) auxquels on fait référence dans ce rapport.

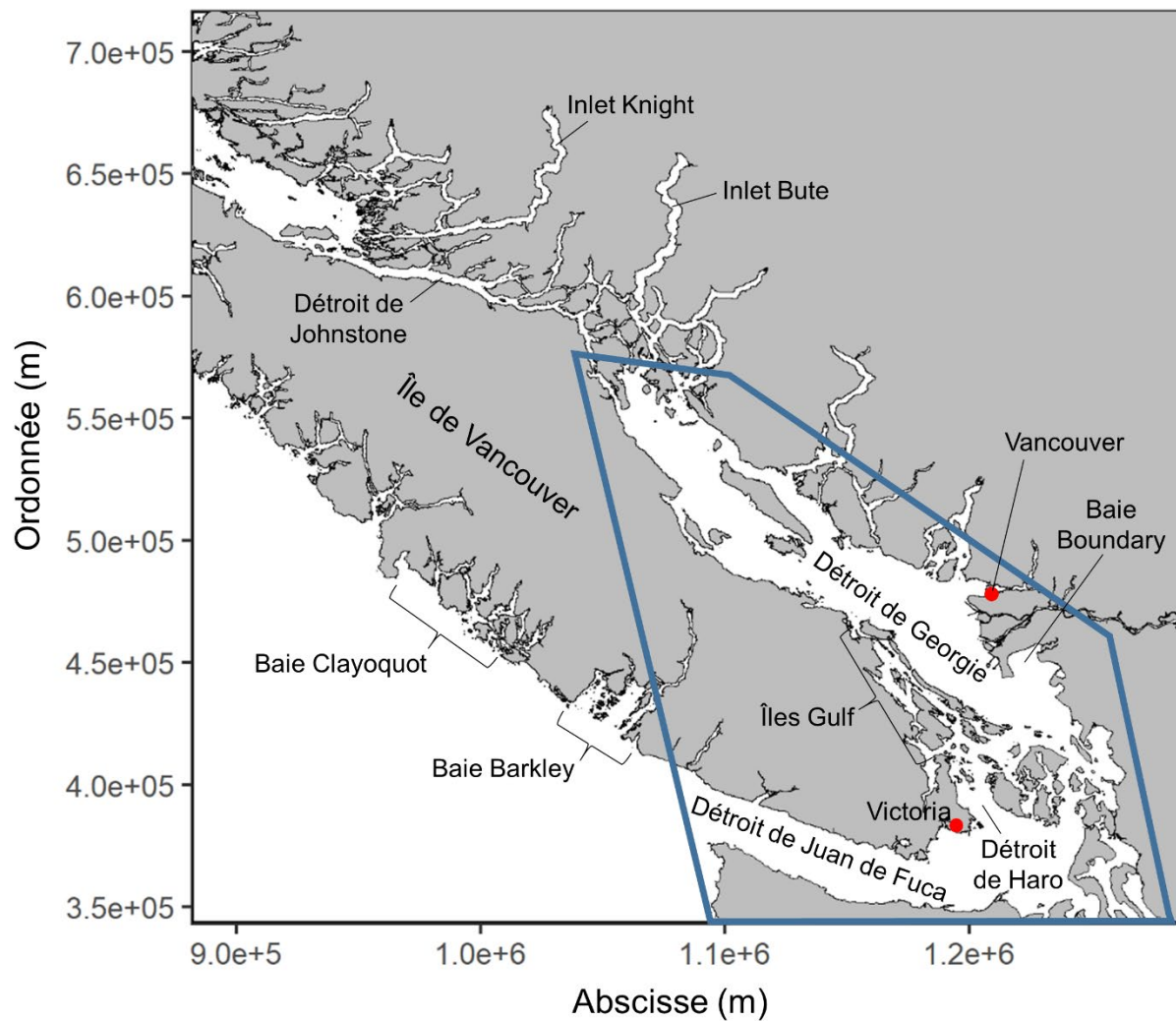


Figure B3. Carte indiquant les toponymes dans la mer des Salish (zone entourée de bleu) et les régions environnantes, en Colombie-Britannique (Canada), auxquels on fait référence dans ce rapport.