



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 2020/039

Région du Pacifique

Tendances relatives à la croissance de la population de loutres de mer (*Enhydra lutris*) en Colombie-Britannique de 1977 à 2017

L. M. Nichol¹, T. Doniol-Valcroze¹, J.C. Watson², E.U. Foster^{3,4}

¹Pêches et Océans Canada
Station biologique du Pacifique
3190, chemin Hammond Bay
Nanaimo (C.-B.) V9T 6N7

²Université de l'île de Vancouver
900 Fifth Street
Nanaimo (C.-B.) V9R 5S5

³Institut Hakai
C.P. 309
Heriot Bay, (C.-B.) V0P 1H0

⁴Département de la géographie
Université de Victoria,
C.P. 1700, succ. CSC
Victoria (C.-B.) V8W 2Y2

Avant-propos

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

Publié par :

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

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



© Sa Majesté la Reine du chef du Canada, 2020
ISSN 2292-4272

La présente publication doit être citée comme suit :

Nichol, L.M., Doniol-Valcroze, T., Watson J.C., Foster, E.U. 2020. Tendances relatives à la croissance de la population de loutres de mer (*Enhydra lutris*) en Colombie-Britannique de 1977 à 2017. Secr. can. de consult. sci. du MPO. Doc. de rech. 2020/039. vii+ 31 p.

Also available in English :

Nichol, L.M., Doniol-Valcroze, T., Watson J.C., et Foster, E.U. 2020. Trends in growth of the sea otter (Enhydra lutris) population in British Columbia 1977 to 2017. DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2020/039. vii + 29 p.

TABLE DES MATIÈRES

RÉSUMÉ	iv
1 INTRODUCTION	1
2 MÉTHODES	3
2.1 MÉTHODE DE RELEVÉ.....	3
2.2 ZONE ET CONCEPTION DU RELEVÉ	3
2.3 COLLECTE DE DONNÉES	4
2.4 ANALYSE DES DONNÉES	5
2.4.1 RELEVÉS INCOMPLETS	5
2.4.2 ESTIMATION DE LA POPULATION MINIMALE DE LA COLOMBIE- BRITANNIQUE	6
2.4.3 ESTIMATIONS DU TAUX DE CROISSANCE À L'ÉCHELLE RÉGIONALE FONDÉES SUR UNE RÉGRESSION LINÉAIRE.....	6
2.4.4 MODÉLISATION DE LA POPULATION.....	7
2.5 PRÉLÈVEMENT BIOLOGIQUE POTENTIEL	8
3 RÉSULTATS	8
3.1 ACTIVITÉS DE RELEVÉ	8
3.2 VARIATION DU DÉNOMBREMENT DES REGROUPEMENTS.....	8
3.3 DÉNOMBREMENT DE LA POPULATION EN 2017	9
3.4 TAUX DE CROISSANCE DÉMOGRAPHIQUE DE 1977 À 2017 ESTIMÉ PAR RÉGRESSION LINÉAIRE	9
3.5 MODÉLISATION DE LA POPULATION	9
3.6 CROISSANCE GLOBALE DE LA POPULATION DE LA COLOMBIE-BRITANNIQUE	9
3.7 EXPANSION DE L'AIRE DE RÉPARTITION.....	10
3.8 Prélèvement biologique potentiel.....	10
4 DISCUSSION	10
4.1 PROCESSUS DÉMOGRAPHIQUES RÉGIONAL ET SOUS-RÉGIONAUX.....	10
4.2 MÉTHODES DE RELEVÉ	12
4.3 RÉPERCUSSIONS SUR LA GESTION.....	13
5 REMERCIEMENTS	14
6 RÉFÉRENCES	14
7 TABLEAUX.....	17
8 FIGURES	21
ANNEXE A.....	31

LISTE DES TABLEAUX

- Tableau 1. Vingt et un dénombrements de loutres de mer dans l'ensemble de la région ont été réalisés pour les années au cours desquelles on a essayé d'établir le relevé de l'ensemble de l'aire de répartition occupée en Colombie-Britannique. Plateformes : aéronef à voilure fixe – 1, hélicoptère – 2, petit bateau – 3, Navire de la Garde côtière – 4, Les valeurs estimées représentent les dénombrements manqués ou incomplets de certains segments. Se reporter aux méthodes pour en savoir plus.17
- Tableau 2. Statistiques relatives aux tendances de la croissance sous-régionale. MV : Estimation par le maximum de vraisemblance. K : capacité de charge du milieu.19

LISTE DES FIGURES

- Figure 1. L'aire de répartition des loutres de mer en Colombie-Britannique en 2017 et les noms de lieux mentionnés dans le texte comprennent le site de la baie Checleset des premières réintroductions de 1969 à 1972 et l'archipel Goose Group, où des groupes de loutres de mer ont été observés pour la première fois sur la côte centrale continentale en 1989. Les lignes en pointillé représentent la frontière canado-américaine.21
- Figure 2. Les vingt-quatre segments de relevés en 2017. 1. Baie Clayoquot, 2. Péninsule Hesquiat, 3. Île Nootka, 4. Bras Nuchatlitz, 5. Île Catala, 6. Bras Esperanza, 7. Baie Kyuquot, 8. Mission Group, 9. Baie Checleset, 10. Baie Brooks, 11. Baie Quatsino, 12. Île Kains à Cap Scott, 13. Îles Scott, 14. Cap Scott à l'île Hope (ouest du détroit de la Reine-Charlotte), 15. Est du détroit de la Reine-Charlotte, 16. Île Calvert, 17. Déroit de Kildidit, 18. Simond Group à Tribal Group, 19. Goose Group, 20. McMullin Group à Cap Mark, 21. Seaforth à l'île Ivory et l'île Lady Douglas, 22. Île Arisitazabal, 23. Déroit de Smith, 24. Île Price. Les segments adjacents sont distingués par leur couleur ombrée orange ou grise. 22
- Figure 3. Les vingt-quatre segments de relevé composant l'aire de répartition de la loutre de mer en C.-B. ont été regroupés en dix sous-régions. Les sous-régions sont indiquées en noir et désignées par un numéro. Les segments de chaque sous-région sont ombrés en orange ou en gris à des fins de distinction entre segments adjacents.23
- Figure 4. Activités de relevé sur la côte de la Colombie-Britannique en 2017. Le polygone noir entoure la zone des activités de relevé. À l'intérieur, les lignes vertes sont les kilomètres des itinéraires de relevé au nord de l'aire de répartition occupée. Le polygone gris entoure la zone des activités de relevé. À l'intérieur, les lignes rouges sont les kilomètres des itinéraires de relevé qui englobent les zones occupées. Les barres vertes indiquent les zones qui n'ont pas fait l'objet de relevé en raison des conditions météorologiques.24
- Figure 5. Différences de dénombrement par rapport à la moyenne pour chacune des 167 observations de regroupements de loutres de mer ($n = 194$ dénombrements) en 2017. La ligne représente un modèle de régression linéaire avec une pente de 0,087.25
- Figure 6. Répartition de la fréquence des différences de dénombrement par rapport à la moyenne pour chacune des 167 observations de regroupements de loutres de mer ($n = 194$ dénombrements). Les différences entre les dénombrements et la moyenne pour chaque aire de regroupement vont de -26 à +42 loutres de mer. La moyenne globale et la médiane de ces différences de dénombrement sont nulles.26
- Figure 7. A. Répartition de la fréquence des tailles de regroupement enregistrées pendant les relevés de 2017. B. Pourcentage de toutes les loutres observées dans des regroupements pendant les relevés de 2017 par catégorie de taille de regroupement ($n = 4\ 641$) et colonnes étiquetées avec le nombre de loutres de mer dans chaque catégorie de taille de regroupement.27
- Figure 8. Les tendances de la croissance sous-régionale correspondent aux dénombrements des relevés de 1977 à 2017. La ligne bleue représente un modèle logistique. La ligne rouge représente un modèle exponentiel. Les diagrammes en secteurs en médaillon illustrent la contribution totale (en bleu) de la sous-région à l'estimation de la population globale en 2017 ($n = 8\ 110$). Les échelles de l'axe des Y ne sont pas identiques dans tous les graphiques sous-régionaux.28
- Figure 9. Taux de croissance annuel moyen sous-régional au cours de la période quinquennale la plus récente (2013-2017) par rapport aux années d'occupation. Les barres d'erreur

représentent l'erreur-type plus/moins 1 (les erreurs-types pour chaque sous-région sont tirées du tableau 2).....29

Figure 10. Effet des données de relevés supplémentaires dans la sous-région 8. La ligne bleue représente un modèle logistique ajusté à la série chronologique de 2007 à 2017 (n = 7 dénombrements). La ligne rouge représente un modèle exponentiel ajusté à la série chronologique de 2007 à 2017, hormis les deux dénombrements effectués en 2014 et 2015 (n = 5). Les triangles représentent les dénombrements. Les triangles rouges sont des dénombrements réalisés par l'Institut de recherche Hakai.29

Figure 11. Comparaison des tendances de croissance de la population de loutres de mer en Colombie-Britannique entre 1977 et 2017. La ligne continue rouge représente la croissance estimée de la population de la C.-B. à partir de la somme des 10 modèles sous-régionaux. La ligne rouge pointillée représente les intervalles de confiance supérieur et inférieur à 95 % de cette estimation. Le taux de croissance annuel moyen de ce modèle pour la période 2013-2017 était de 5,26 % par an⁻¹ (ET = 1,25) et de 6,37 % par an⁻¹ (ET = 2,55) pour la période 2008-2012. La ligne continue grise représente la trajectoire estimée de la population à partir de l'ajustement des dénombrements transformés logarithmiquement au temps (année) au moyen d'une régression linéaire par morceaux, qui a estimé le taux de croissance jusqu'en 1995 à 20,11 % par an⁻¹ et à 8,75 % par an⁻¹ par la suite jusqu'en 2017. Les triangles noirs représentent les dénombrements de relevé/les estimations utilisés dans la régression linéaire.30

RÉSUMÉ

La population de loutres de mer en Colombie-Britannique est estimée à 8 110 individus, sur la base de 7 696 loutres de mer dénombrées lors des relevés de 2017 et d'une estimation de 414 loutres de mer représentant la proportion d'animaux manqués dans trois sections de relevés qui ne pouvaient être couvertes ou entièrement couvertes en raison des conditions météorologiques. Le nombre de loutres de mer et leur aire de répartition ont continué d'augmenter en Colombie-Britannique (C.-B.) au cours des dernières années, suivant des tendances typiques du rétablissement de populations de loutres de mer. Deux processus principaux expliquent les tendances observées en C.-B. : la croissance démographique dans les zones occupées et la colonisation de nouvelles zones. On a obtenu des estimations des taux de croissance à des échelles géographiques plus petites, et non sur l'ensemble de l'aire de répartition en C.-B., en ajustant les modèles déterministes de population aux séries chronologiques des dénombrements de loutres de mer groupés à des échelles sous-régionales afin d'étudier les tendances de croissance de la population à de petites échelles spatiales. Les taux de croissance annuels de 2013 à 2017 étaient plus faibles dans les sous-régions occupées de longue date de l'île de Vancouver et de la côte continentale centrale (de 1,55 % à 2,88 % par an) que dans les régions occupées plus récemment (de 7,52 % à 24,51 % par an). Pour les sous-régions occupées de longue date, la sélection de modèles de croissance logistique confirme que les processus dépendants de la densité agissent sur les loutres de mer quand la population approche de la capacité de charge. Pour les sous-régions occupées récemment, on a sélectionné des modèles exponentiels. Dans certains cas, les taux de croissance étaient plus élevés que les estimations théoriques R_{max} pour l'espèce, ce qui indique que l'immigration en provenance d'autres sous-régions était un facteur supplémentaire des tendances démographiques des régions récemment colonisées. Le taux de croissance moyen de l'ensemble de la population de 2013 à 2017 était de 5,26 % par an⁻¹ ($ET = 1,25$). L'expansion de l'aire de répartition depuis l'évaluation précédente réalisée en 2013 apparaît de manière flagrante, principalement dans le détroit de la Reine-Charlotte. En revanche, les activités de relevé de grande envergure ont constaté que l'aire de répartition ne s'était pas étendue sur la côte nord de la Colombie-Britannique, ce qui confirme qu'à partir de 2017, l'aire de répartition ne connaît pas d'expansion au nord de l'île Aristazabal. Le prélèvement biologique potentiel (PBP) calculé est de 534 loutres de mer.

1. INTRODUCTION

Il est essentiel de surveiller les populations pour estimer les tendances relatives à l'abondance et à la croissance, évaluer la situation en matière de conservation, éclairer les stratégies de capture, et examiner le chevauchement spatial ou temporel avec les menaces anthropiques. En raison de l'importance de la structure spatiale sur les processus démographiques des mammifères (voir notamment Ranta *et al.* 1997, Harkonen et Harding 2001), il est également important de surveiller les variations de la dynamique des populations, du centre jusqu'aux limites d'une aire de répartition (Guo *et al.* 2004). Cela est particulièrement pertinent dans le cas de la loutre de mer (*Enhydra lutris*) qui, après s'être remise d'une quasi-extinction, est maintenant en train de recoloniser une grande partie de son aire de répartition historique (Bodkin 2015).

L'intense commerce maritime des fourrures aux 17^e et 18^e siècles avait considérablement réduit la population de loutres de mer, qui comptait moins de 2 000 animaux dans l'ensemble de son aire de répartition dans le Pacifique Nord en 1911 (Kenyon 1969). Les dernières loutres de mer endémiques de la Colombie-Britannique ont disparu du pays en 1931 au plus tard (Cowan et Guiguet 1960; Nichol 2015). La population actuelle de loutres de mer du Canada est composée de descendants d'animaux de l'Alaska réintroduits dans la baie de Checleset sur la côte ouest de l'île de Vancouver par trois opérations de transfert réalisées en 1969, 1970 et 1972 (Bigg et Macaskie 1978). Après sa réintroduction, la population de loutres de mer a augmenté à un rythme proche du maximum physiologique de l'espèce. Cette croissance rapide, indépendante de la densité, a été favorisée par l'abondance des proies invertébrées, qui avait augmenté en raison de l'absence des loutres de mer.

Les loutres de mer occupent des zones côtières relativement peu profondes et leur habitat est limité par leurs capacités de plongée et la profondeur à laquelle elles préfèrent chercher leur nourriture (< 40 m), de sorte que la plupart des individus se trouvent à moins de 1 à 2 kilomètres des rivages (Riedman et Estes 1990; Bodkin *et al.* 2004). Les loutres de mer occupent de petites aires d'habitation se chevauchant tout au long de leur vie et font preuve d'une grande fidélité au site (Bodkin 2015). Elles passent beaucoup de temps à se reposer dans des regroupements flottants par sexe qui peuvent compter plus de 200 individus. Comme les regroupements se forment habituellement dans les mêmes emplacements, leur répartition peut être un indicateur des événements d'expansion de l'aire de répartition des populations grandissantes. La périphérie ou la limite frontale de l'aire de répartition a tendance à être occupée d'abord par des groupes de mâles. Les années suivantes, des femelles apparaissent et forment des groupes dans la nouvelle zone (Garshelis *et al.* 1984; Jameson 1989; Lafferty et Tinker 2014).

La population de loutres de mer en Colombie-Britannique a été recensée pour la première fois en 1977. On a ensuite effectué des relevés à intervalles d'un à trois ans afin d'évaluer si les animaux réintroduits avaient survécu et se reproduisaient. Les relevés n'ont toutefois pas été effectués dans l'ensemble de l'aire de répartition (Bigg et Macaskie 1978; Morris *et al.* 1981; Macaskie 1987). Les dénombrements des relevés ont fourni un indice de l'abondance permettant de surveiller les tendances démographiques et l'expansion de l'aire de répartition. Jusqu'en 1987, les loutres de mer étaient présentes seulement à deux endroits de la côte ouest de l'île de Vancouver : la baie Checleset et au large de l'île Nootka (Bigg et Macaskie 1978). En 1995, la population atteint 1 522 individus répartis le long de l'île de Vancouver de la pointe Estevan à l'entrée de la baie Quatsino (Watson *et al.* 1997). En 2004, la population se répartissait de la baie Clayoquot à la limite nord-ouest du détroit de la Reine-Charlotte. Sur la côte centrale continentale, des loutres de mer ont été observées pour la première fois en 1989. En 2001, l'aire de répartition de l'espèce s'étendait de l'archipel Goose Group au bord du détroit

de Milbanke, et en 2008, elle allait jusqu'à l'île Aristazabal (Nichol *et al.* 2009). En 2013, la population de loutres de mer en Colombie-Britannique comptait au moins 6 754 individus, dont 5 612 dans la région de l'île de Vancouver et 1 142 dans la région de la côte continentale centrale (Nichol *et al.* 2015) (figure 1).

Les populations de loutres de mer sont régulées par des processus dépendants de la densité (en particulier la mortalité juvénile) qui sont liés à la disponibilité de la nourriture (Estes 1990; Thometz *et al.* 2014). Les premières évaluations ont montré que la population de loutres de mer en Colombie-Britannique avait d'abord connu une augmentation exponentielle (Watson *et al.* 1997). La croissance démographique régionale ayant ralenti au fil du temps, il a fallu appliquer une régression par morceaux pour estimer deux taux de croissance annuels : 20,0 % pour la période 1977-1995 et 8,6 % pour la période 1996-2013 (Nichol *et al.* 2005; 2009). Le changement du taux de croissance laisse supposer l'action de processus démographiques différents sur des sous-composantes de la population. La structure de la population à petite échelle est de plus en plus reconnue comme un aspect biologique de la loutre de mer dont il faut tenir compte dans l'évaluation de la population (Bodkin 2015; Davis *et al.* 2019). Plusieurs domaines de recherche étayaient cette affirmation. Les loutres de mer occupent de petites aires de repos se chevauchant d'une superficie de 20 à 45 km², en particulier les femelles (Tarjan et Tinker 2016; Tinker *et al.* 2019a). Les distances de dispersion sont peu élevées, le déplacement linéaire net annuel étant de 25 à 30 km (Ralls *et al.* 1996; Tinker *et al.* 2019a). Le régime alimentaire et le temps consacré à la recherche de nourriture varient en fonction de la durée de l'occupation, ce temps étant plus élevé dans les habitats occupés de longue date en raison de la plus grande densité de la population de loutres (Estes *et al.* 1982; Tinker *et al.* 2012; Rechsteiner *et al.* 2019). Dans les régions à haute densité, les individus des espèces à la dispersion limitée et aux domaines vitaux de petite taille adoptent une stratégie de spécialisation alimentaire qui vise à concurrencer avec efficacité leurs congénères pour répondre à leurs besoins caloriques (Tinker *et al.* 2008; Smith *et al.* 2015). En raison de ces caractéristiques, il est prévisible que les processus dépendants de la densité comme la mortalité naturelle et l'émigration agissent sur la population à de petites échelles spatiales (Hanski 1998). C'est pourquoi on a estimé les tendances de croissance de différentes sous-régions de la C.-B. et montré qu'elles étaient plus basses quand les loutres de mer étaient présentes depuis de nombreuses décennies (ce qui indique la dépendance à la densité) comparativement aux taux de croissance dans les sous-régions où l'occupation est plus récente (Nichol *et al.* 2015).

Le Programme de rétablissement de la loutre de mer au Canada (2007) et le plan de gestion de la loutre de mer au Canada (2014) qui l'a remplacé prévoient tous deux des évaluations de la population sous forme de relevés réguliers, au besoin, pour suivre les progrès réalisés dans la réalisation de l'objectif de gestion de l'espèce. Plus précisément, le plan de gestion définit la réalisation de « relevés annuels de la population de loutre de mer présente dans des zones témoins, des zones d'agrandissement de leur aire de répartition et, au besoin, d'autres zones de celle-ci, ainsi qu'un relevé de la population totale tous les cinq ans afin de surveiller les tendances en matière de population et de distribution des loutres de mer ». Un relevé par bateau de toute l'aire de répartition a été effectué en Colombie-Britannique en 2017. Le rapport présente l'estimation de la population minimale en 2017, les tendances de croissance de la population par sous-régions et pour l'ensemble de l'aire de répartition en C.-B. ainsi que l'estimation du prélèvement biologique potentiel (PBP).

2. MÉTHODES

2.1 MÉTHODE DE RELEVÉ

Depuis 1988, les relevés de population de loutres de mer sont effectués au moyen d'une méthode normalisée par petits bateaux (Watson *et al.* 1997; Nichol *et al.* 2005). La méthode consiste à dénombrer directement les loutres de mer dans leur aire de répartition connue. L'aire de répartition fait l'objet de relevés le long d'itinéraires constants qui longent la côte et couvrent les eaux périphériques de tous les îlots et récifs (habitats typiques de la loutre de mer). Cette méthode repose sur les caractéristiques du comportement et de la biologie de la loutre de mer qui rendent sa répartition prévisible et peu variable. La précision des dénombrements répétés obtenus par cette méthode dans des conditions de relevé optimales a été estimée à un coefficient de variation (CV) de 7 à 12 % (Nichol *et al.* 2005).

Les relevés ont été réalisés le long de ces itinéraires par deux ou trois observateurs accompagnés du conducteur de bateau à bord de petites bateaux. Les petits bateaux étaient des bateaux soudés en aluminium de 5,5 mètres ou des **bateaux pneumatiques à coque rigide** de 6,5 mètres. Les observateurs cherchaient et comptaient les loutres de mer de chaque bord ainsi qu'à la proue du bateau. Le nombre de loutres observées était ensuite enregistré. Depuis 2008, leur emplacement est estimé et leur position GPS enregistrée comme étant celle du bateau au moment de l'observation. La précision de l'emplacement des regroupements d'animaux est ensuite améliorée par l'examen des caractéristiques des milieux marins sur la carte maritime par rapport à la position du bateau. Les bateaux se déplaçaient à une vitesse inférieure à 10 nœuds (18,5 km/h) et s'arrêtaient fréquemment pour examiner les zones complexes à l'aide de jumelles et compter les individus des regroupements.

2.2 ZONE ET CONCEPTION DU RELEVÉ

Les évaluations visant l'ensemble de la côte servent à établir le relevé de toute l'aire de répartition de la loutre de mer en Colombie-Britannique et à signaler l'éventuelle expansion de cette aire depuis l'évaluation précédente réalisée sur toute la côte. Entre chaque relevé de l'ensemble de la zone, on effectue des relevés de moins grande envergure pour évaluer de plus petites parties de l'aire de répartition de la population, tenir à jour la série chronologique des indices dans certains cas, et effectuer une reconnaissance dans de nouvelles zones afin d'enregistrer l'expansion de l'aire de répartition. Peu à peu, de nouvelles zones de relevé ont été ajoutées en raison de l'expansion de l'aire de répartition des loutres de mer. Le programme des mammifères marins de la Station biologique du Pacifique demande à d'autres chercheurs, au personnel des navires de patrouille de surveillance des pêches, aux agents d'application de la *Loi sur les pêches*, aux résidents des côtes et aux pêcheurs de signaler les observations de loutres de mer afin de contribuer à l'enregistrement des événements d'expansion de l'aire de répartition et d'ainsi définir l'étendue de la couverture nécessaire pour les relevés de toute l'aire de répartition effectués tous les cinq ans.

Seules les zones où au moins un regroupement de loutres de mer a été observé pendant un relevé ont été considérées comme occupées. Ce critère a servi à déterminer de façon uniforme les événements d'expansion de l'aire de répartition. Bien que des loutres de mer isolées soient parfois observées et signalées hors de l'aire de répartition en Colombie-Britannique (voir la figure dans Ford 2014), l'aire de répartition occupée de la loutre de mer est définie en fonction de la présence de regroupements au printemps ou en été, saisons où les relevés sont réalisés. En hiver, il n'est pas rare qu'un regroupement de loutres de mer apparaisse de façon irrégulière dans de nouvelles zones, mais l'occupation constante de la nouvelle zone peut prendre plusieurs années et coïncide avec l'occupation observée au printemps et en été.

À des fins logistiques, l'aire de répartition des loutres de mer en Colombie-Britannique a été divisée en *segments*. Les limites des segments sont des ruptures naturelles comme des pointes de terre ou la transition d'un bras de mer à un passage. En général, il suffit d'une journée pour terminer le relevé d'un segment par bateau, mais certains segments délimités nécessitent plus d'une journée en raison de la croissance de la population, car il faut plus de temps pour compter le nombre de loutres. Au sein des segments, la couverture du relevé est définie par des itinéraires de relevé établis. En 2017, 24 segments composaient l'aire de répartition en C.-B. (figure 2).

Pour étudier la structure démographique des tendances de croissance de la population de la C.-B., on a réfléchi à regrouper les segments adjacents dans des *sous-régions* en fonction de plusieurs critères. Bien que les regroupements ne représentent pas des populations distinctes (pas plus que les segments), on a supposé que les loutres de chaque sous-région connaissaient des processus démographiques ainsi que des conditions environnementales et dépendantes de la densité similaires, et que par conséquent les estimations du taux de croissance des segments regroupés devaient indiquer des conditions moyennes (Tinker *et al.* 2019b). Un des facteurs pris en considération était la similarité de la période d'occupation. De plus, les segments séparés par un bras de mer profond ou un passage relativement large étaient plus susceptibles d'être placés dans des sous-régions différentes, car on supposait qu'ils représentaient des séparations naturelles entre des habitats convenables. Enfin, la délimitation des sous-régions devait répondre à une autre exigence : regrouper les segments d'enquête afin d'obtenir au minimum trois années d'activités de relevé pour chaque sous-région, condition nécessaire à l'ajustement des modèles (dans le cas contraire, les segments nouvellement occupés n'auraient pas pu être inclus dans l'analyse des tendances relatives à la croissance). Les 24 segments composant l'aire de répartition de la C.-B. en 2017 ont été ainsi regroupés en dix sous-régions (figure 3). Les nombres des relevés annuels des segments membres ont été additionnés pour chaque sous-région.

2.3 COLLECTE DE DONNÉES

Les relevés des groupements de loutres de mer sont réalisés à bord de petites bateaux au moyen de jumelles 7X50 et de jumelles à stabilisateur d'image 14X40. Les regroupements de femelles se distinguent des regroupements de mâles par la présence de petits. Tous les observateurs comptaient les individus des regroupements. Chaque personne évalue la taille du regroupement indépendamment, en effectuant plusieurs dénombrements dans la mesure du possible. Les dénombrements des observateurs sont ensuite comparés. Le nombre finalement accepté est celui rapporté le plus systématiquement par les observateurs (meilleur décompte global reproductible). Pour réaliser le dénombrement, les observateurs devaient avoir un champ de vision parfaitement dégagé sur les regroupements de loutres de mer, quand le bateau et les loutres étaient portés de haut en bas par la lame de fond. Par conséquent, le meilleur dénombrement reproductible global se situait souvent parmi les premiers dénombrements les plus élevés (les dénombrements les plus faibles étaient liés à la disparition des animaux derrière la houle). On a en effet examiné les variations entre dénombrements de regroupements pour lesquels plusieurs nombres ont été obtenus en 2017 en calculant les différences entre chacun des dénombrements répétés et la moyenne pour le regroupement de loutres concerné.

D'autres dénombrements ont été recueillis en 2009, 2013 et 2017 par observation à une distance de 5 km du rivage à partir d'un grand navire sur le banc Cook, au large du segment allant du cap Scott à l'île Hope dans le nord de l'île de Vancouver, où la profondeur est de 30 m. Afin de réaliser le relevé de la zone, deux observateurs ont recueilli des observations à partir du pont d'observation supérieur en 2017 (10 m au-dessus de l'eau) et à partir de la passerelle en 2009 (7,5 m au-dessus de l'eau) du navire de la Garde côtière canadienne *Tanu*, qui a effectué une seule traversée parallèle à la côte à une vitesse de 10 nœuds.

L'état de la mer et les conditions météorologiques ont été consignés pendant les relevés et ont été classés comme suit. Les conditions de relevé étaient jugées de *bonnes* à *excellentes* lorsque l'état de la mer allait de calme plat (Beaufort 0) à de la houle atteignant 1 m et des vents soufflant à moins de 10 nœuds (18 km/h, Beaufort 3); un ciel très couvert permettait une lumière idéale en réduisant l'éblouissement des observateurs par le soleil. En général, les conditions *passables* étaient définies comme présentant des vagues de 1 à 1,5 m ou des vents de 10 à 15 nœuds (28 km/h, Beaufort 4). Les *mauvaises* conditions se traduisaient par des vagues de plus de 1,5 m ou des vents de plus de 15 nœuds (28 km/h). Aucun relevé n'a commencé dans de *mauvaises* conditions ou quand la visibilité était réduite, en particulier par l'intermédiaire de jumelles, par exemple en cas de pluie ou de brouillard. Bien que l'on ait recherché des conditions allant de *bonnes* à *excellentes*, l'état de la mer changeait souvent au cours du relevé. Si les conditions se détérioraient au point d'être mauvaises, le relevé était répété à une date ultérieure dans la mesure du possible. Tous les relevés visant à documenter la taille minimale de la population, la répartition et l'étendue de l'aire occupée ont été réalisés de mai à début septembre depuis 2004. Les années précédentes, les relevés étaient effectués entre avril et septembre. Nichol *et al.* décrivent plus en détail la méthodologie de relevé, y compris des relevés effectués par hélicoptère de 2001 à 2004. (2005).

2.4 ANALYSE DES DONNÉES

2.4.1 RELEVÉS INCOMPLETS

Les lacunes de couverture des relevés s'expliquent par les conditions météorologiques ou des raisons logistiques. Dans la mesure du possible, on a comblé ces lacunes en estimant par interpolation le nombre d'animaux dans les segments manqués au moyen de l'équation exponentielle convenant le mieux à un maximum de quatre dénombrements précédant ou suivant le dénombrement manquant pour le même segment. L'interpolation s'est limitée aux années de relevé où le segment manquant n'avait pas été manqué pendant plus de deux années consécutives et où au moins 70 % de l'estimation de la population qui en résultait pour l'année serait fondée sur des dénombrements réels. Ces valeurs interpolées ont été utilisées uniquement dans l'analyse de régression linéaire, qui a été limitée aux années ayant des estimations additionnées de la population annuelle de la Colombie-Britannique. Les valeurs interpolées de l'ensemble de données utilisées dans l'analyse de régression linéaire représentaient de 1 à 26 % du total annuel pour les années où elles ont été utilisées (tableau 1).

Les chiffres manquants en 2017 ont été estimés différemment. Il a fallu estimer les dénombrements manquants de deux segments (de l'île Kains à cap Scott et îles Scott) et le dénombrement incomplet d'un troisième segment (baie Brooks) en 2017. Dans tous les cas, le relevé le plus récent a été effectué en 2013 et, par conséquent, aucun dénombrement récent ne permettait d'éclairer les estimations de 2017. La baie Brooks, occupée depuis 1989, a presque atteint *K*; l'analyse préliminaire a montré qu'un modèle logistique est préférable pour ce segment jusqu'en 2013 et que la croissance a été lente au cours des dernières années. La partie de la baie Brooks manquée en 2017 comptait approximativement 100 loutres de mer en 2013. Nous avons par conséquent supposé la présence de 125 individus supplémentaires dans ce segment en 2017 (soit un total de 660 loutres de mer). Pour les deux segments qui n'ont pas fait l'objet d'un relevé, le nombre global prévu de loutres en 2017 au moyen des taux de croissance récents estimés à partir de modèles ajustés aux séries chronologiques des deux segments (2001 à 2013) était de plus de 400 loutres de mer en 2017. Cette estimation semblait trop élevée, car les segments manqués sont des parties exposées de la côte nord-ouest de l'île de Vancouver comprenant des zones peu étendues d'habitat de qualité (voir la figure 2 dans Gregr *et al.* 2008). En ajustant les trois derniers relevés du segment allant de l'île Kains à Cap Scott (2008, 2010, 2013) à un modèle exponentiel, on a obtenu un taux de croissance de 3 %

par an, qui, après extrapolation à 2017, a donné une estimation de 122 loutres de mer supplémentaires. L'application d'un taux de croissance annuel prudent de 1 % pour le segment des petites îles Scott a donné une estimation de 164 loutres de mer supplémentaires en 2017. Les estimations des dénombrements manqués ou incomplets de 2017 représentaient 5 % du total de 2017.

De plus, on a examiné les séries chronologiques de chaque sous-région pour déceler les éventuelles lacunes. Si un relevé n'avait pas été effectué dans l'un des segments composant une sous-région une année pendant laquelle il était considéré comme étant occupé (soit toutes les années suivant le premier enregistrement d'un regroupement de loutres par un relevé), alors les dénombrements de toute la sous-région pour cette année étaient exclus de la série chronologique. Dans le cas de valeurs estimées pour les dénombrements manquants, l'analyse sous-régionale a tenu compte seulement des valeurs estimées correspondant aux dénombrements manquants en 2017, décrites ci-dessus. L'analyse sous-régionale a utilisé de nombreux relevés de segments terminés, surtout pour les années où le relevé à l'échelle de la région n'avait pas été réalisé. Ces relevés comprenaient des relevés effectués par le MPO, par J. Watson avant 2001, par l'Institut de recherche Hakai et par R. Dunlop (pour le Conseil tribal Nuu-chah-nulth). Le nombre d'années pour lesquelles des dénombrements de sous-régions pouvaient servir à l'ajustement du modèle allait de quatre années de relevé dans une série chronologique de 11 ans dans le cas d'une sous-région récemment occupée à 35 années d'enquête pour une série chronologique de 41 ans dans le cas d'une sous-région occupée de longue date.

2.4.2 ESTIMATION DE LA POPULATION MINIMALE DE LA COLOMBIE-BRITANNIQUE

Pour obtenir l'estimation de la population minimale, on a additionné les dénombrements annuels de segments effectués en 2017 et les dénombrements des nouvelles zones occupées par des regroupements de loutres de mer. Quand plus d'un relevé a été effectué au cours d'une année dans un segment, on a sélectionné le relevé effectué dans les meilleures conditions (Nichol *et al.* 2005). On a aussi inclus les estimations des trois segments pour lesquels la réalisation du relevé avait été impossible ou incomplète en raison des conditions météorologiques en 2017 (décrites ci-dessus à la section 2.4.1).

2.4.3 ESTIMATIONS DU TAUX DE CROISSANCE À L'ÉCHELLE RÉGIONALE FONDÉES SUR UNE RÉGRESSION LINÉAIRE

Une estimation de la croissance de la population en Colombie-Britannique (1977-2017) fondée sur une régression linéaire a été fournie dans le rapport d'évaluation des loutres de mer du COSEPAC de 2019 aux fins de continuité avec les évaluations antérieures du COSEPAC et du MPO (Watson *et coll.* 1997; Nichol *et al.* 2005; 2009). Cette estimation de régression linéaire est incluse dans le présent rapport avec sa méthodologie (voir l'annexe A) à titre de référence du rapport du COSEPAC. On a estimé les taux de croissance dans l'ensemble de la C.-B. (1977-2017) en ajustant le logarithme des dénombrements additionnés de toute la région (et les valeurs estimées) par une régression linéaire par morceaux. Chaque dénombrement annuel utilisé dans la régression linéaire a été pondéré en fonction de la racine carrée de la proportion des dénombrements de segments totaux obtenus cette année. Ainsi, le poids de la contribution des estimations pour les segments manquants ou incomplets avait un poids moindre dans la régression que les dénombrements des segments terminés. L'analyse s'est appuyée sur 21 dénombrements ou estimations annuels de loutres de mer couvrant une période de 41 ans allant de 1977 à 2017. Pour en savoir plus, voir Nichol *et al.* (2005, 2009).

2.4.4 MODÉLISATION DE LA POPULATION

Afin d'obtenir des estimations des taux de croissance à une échelle géographique plus fine, on a ajusté un modèle de population déterministe aux données de dénombrement de chaque sous-région et on a estimé les paramètres décrivant sa dynamique de population. Dans chaque cas, nous ajustons les deux modèles proposés à des étapes discrètes d'une année. Le premier modèle suppose une croissance exponentielle; il est décrit par l'équation suivante :

$$N_t = N_{t-1} \cdot e^r \quad (1)$$

où N_t est l'abondance prédite au temps t dans la sous-région et r est le taux intrinsèque de croissance exponentielle. Le deuxième modèle suppose une croissance logistique; il s'écrit comme suit :

$$N_t = N_{t-1} \cdot e^{r[1-(N_{t-1}/K)]} \quad (2)$$

où K est la capacité de charge. Les paramètres r , K ainsi que l'abondance initiale à l'année 0 (N_0 définie comme étant l'année précédant le premier dénombrement disponible pour cette sous-région) sont estimés par le modèle pour chaque sous-région.

On a ajusté le modèle au moyen d'une optimisation numérique non contrainte pour maximiser la fonction de vraisemblance suivante (Hilborn et Mangel 1997) qui compare le vecteur des dénombrements observés C_i aux abondances prédites N_i pour un ensemble de valeurs de paramètres données (r , K et N_0):

$$\ell(C_i|N_i, r, K, N_0) = \prod_{i=1}^n \frac{1}{\sqrt{2 \cdot \pi \cdot \sigma^2}} \cdot e^{-\frac{(C_i - N_i)^2}{2\sigma^2}} \quad (3)$$

Nous avons supposé que les écarts entre les dénombrements observés et l'abondance prédite par le modèle étaient normalement distribués avec une moyenne de 0 et un écart-type σ , et nous avons supposé par conséquent que les écarts indiquent principalement une erreur d'observation plutôt qu'une erreur de processus (Hilborn et Mangel 1997; Tinker *et coll.* 2006).

Dans chaque sous-région, nous avons utilisé le critère d'information d'Akaike (CIA) pour sélectionner le modèle le plus adapté parmi les deux modèles proposés, puis nous avons rendu compte des estimations du maximum de vraisemblance correspondant à l'abondance de 2017 (en termes absolus et en proportion de la capacité de charge estimée pour les sous-régions auxquelles le modèle de croissance logistique convenait le mieux). Nous avons exprimé σ comme coefficient de variation après l'avoir divisé par la moyenne géométrique des estimations de l'abondance prédite, et calculé R^2 pour évaluer la validité de l'ajustement du modèle sélectionné.

De plus, pour chaque sous-région, nous avons calculé le taux de croissance discret estimé (r_d) pendant la période quinquennale la plus récente (2013-2017) et la période quinquennale précédente (2008-2012). Notons que $r_{d,t}$ est la mesure du taux annuel moyen réalisé de croissance de la population sur un intervalle défini (exprimé en unités d'augmentation annuelle en pourcentage de la taille de la population). Nous avons calculé $r_{d,t}$ comme étant :

$$r_{d,t} = 100 \cdot \left(\sqrt[4]{\frac{N_t}{N_{t-4}}} - 1 \right) \quad (4)$$

Nous avons calculé une erreur-type pour $r_{d,t}$ au moyen d'une méthode de rééchantillonnage, où nous avons généré 20 000 ensembles de paramètres aléatoires pour l'équation (1) ou (2) selon

les cas, utilisé ces ensembles pour résoudre l'équation (4) et calculé l'écart-type de $r_{d,t}$ pour toutes les itérations. Les ensembles de paramètres pour chaque itération ont été tirés aléatoirement d'une distribution normale multivariée avec des valeurs moyennes égales aux estimations du maximum de vraisemblance et à la matrice de variance-covariance calculée comme étant l'inverse de la matrice hessienne dérivée de la solution du maximum de vraisemblance. On a utilisé la même matrice hessienne pour fournir une erreur type pour K .

Pour obtenir une estimation du taux de croissance annuel de l'ensemble de la population de la C.-B., susceptible d'être comparée aux estimations de taux de croissance régional des évaluations précédentes, nous avons également rendu compte de $r_{d,t}$ pour toute la région au moyen de l'équation (4) (c.-à-d. en additionnant les dénombrements annuels prévus dérivés du modèle le plus adapté à chaque sous-région).

La modélisation de la population a été effectuée dans Matlab 2019.

2.5 PRÉLÈVEMENT BIOLOGIQUE POTENTIEL

Afin d'estimer la limite supérieure de la mortalité annuelle d'origine humaine qui peut être admise sans causer de graves conséquences sur la population ni empêcher son rétablissement, nous avons suivi les méthodes du National Marine Fisheries Service des États-Unis pour calculer le nombre maximal d'animaux qui peut être prélevé par année, hors mortalité naturelle, tout en permettant à la population d'atteindre ou de maintenir sa « population optimale durable » (Wade, 1998). À l'origine, cette méthodologie a été conçue pour s'appliquer à des espèces de cétacés.

Le prélèvement biologique potentiel (PBP) est calculé comme suit :

$$PBP = N_{\min} \times \frac{1}{2} R_{\max} * F_R$$

où :

N_{\min} = estimation de la population minimale, ou le 20^e centile de la taille de la population estimée en 2017

$\frac{1}{2} R_{\max}$ = la moitié de la productivité nette théorique ou de la productivité estimée maximale du stock dans une population de petite taille,

F_R = un facteur de rétablissement compris entre 0,1 et 1.

3. RÉSULTATS

3.1 ACTIVITÉS RELEVÉ

Le relevé de la population de loutres de mer de 2017 a été effectué du 10 mai au 8 septembre 2017. Il a nécessité 36 jours sans compter les jours perdus en raison des conditions météorologiques ou d'autres considérations logistiques. Quatre de ces journées ont été consacrées à un relevé exhaustif des zones côtières situées au nord de la limite la plus septentrionale de l'aire de répartition occupée en 2013 (figure 4).

3.2 VARIATION DU DÉNOMBREMENT DES REGROUPEMENTS

En ce qui concerne les regroupements de loutres qui ont fait l'objet de plusieurs dénombrements ($n = 167$) en 2017, 134 regroupements ont eu deux dénombrements, 27 regroupements ont eu trois dénombrements, 5 regroupements ont eu 4 dénombrements et enfin 1 regroupement a eu cinq dénombrements. On a constaté une relation positive entre la

taille du regroupement et les différences de dénombrement, les différences étant plus grandes pour les grands regroupements (figure 5). Toutefois, les différences absolues et relatives entre dénombrements étaient relativement faibles. La différence entre les dénombrements répétés et le dénombrement moyen pour chaque regroupement allait de -26 loutres à +42 loutres. La moyenne globale et la médiane étaient de zéro (figure 6).

3.3 DÉNOMBREMENT DE LA POPULATION EN 2017

Au total, 7 696 loutres de mer ont été dénombrées pendant les relevés et 414 autres ont été estimées pour des segments manqués ou incomplets en 2017, soit un total de 8 110 loutres de mer (tableau 1). Sur le nombre total de loutres de mer dénombrées, 60 % ($n = 4\,641$) ont été observées dans des regroupements et 40 % ($n = 3\,055$) ont été observées comme animaux isolés dispersés dans une zone (y compris des femelles avec leur petit). La taille des regroupements observés variait de 3 à 200 animaux (figure 7).

3.4 TAUX DE CROISSANCE DÉMOGRAPHIQUE DE 1977 À 2017 ESTIMÉ PAR RÉGRESSION LINÉAIRE

Les résultats d'une régression par morceaux indiquent que le taux récent de croissance de la population à l'échelle de la région demeure inférieur à celui des premières années après la réintroduction des loutres de mer en Colombie-Britannique. De 1977 à 1995, la population a crû à un taux annuel moyen de 20,1 % par an⁻¹, mais il était en moyenne de 8,7 % par an⁻¹ de 1996 à 2017 ($ET = 0,189$, $r^2 = 0,98$, $F_{(2,21)} = 602,2$, $P < 0,0001$).

3.5 MODÉLISATION DE LA POPULATION

Les chiffres de chaque sous-région en 2017 sont présentés dans le tableau 2. On a considéré que les modèles exponentiels étaient les plus adaptés à quatre sous-régions (figure 8), enregistrant des taux de croissance (r) compris entre 7,52 et 24,51 %. Les six autres sous-régions affichaient une croissance logistique et on a estimé qu'elles avaient atteint entre 83 % et 99 % de leur capacité de charge respective en 2017. La validité de l'ajustement des meilleurs modèles aux données de dénombrement variait entre des valeurs R^2 de 0,73 à 0,97.

La modélisation de la population à l'échelle sous-régionale a montré que les taux de croissance récents étaient inversement liés à la durée d'occupation (figure 9). En effet, dans les deux périodes quinquennales de la période de 2008 à 2017, le taux annuel d'augmentation était le plus faible dans les zones où la population était établie depuis plus longtemps (sous-régions 2, 3, 4 et 9). À l'inverse, les sous-régions occupées récemment affichaient des taux de croissance annuelle comparativement plus élevés.

Dans la sous-région 8, on a sélectionné un modèle logistique malgré des taux de croissance estimés particulièrement élevés pour les périodes 2013-2017 et 2008-2012. Auparavant, un modèle exponentiel avait été sélectionné à partir de la série chronologique allant jusqu'à 2013 (Nichol *et al.* 2015). L'examen minutieux de la série chronologique a montré la forte influence des nouveaux dénombrements que les chercheurs de l'Institut de recherche Hakai ont effectués par bateaux en 2014 et 2015. Leur ajout à la série chronologique explique en effet le passage d'un modèle exponentiel à un modèle logistique (figure 10).

3.6 CROISSANCE GLOBALE DE LA POPULATION DE LA COLOMBIE-BRITANNIQUE

Le taux de croissance fini pour l'ensemble de la C.-B., obtenu par l'addition des estimations d'abondance des modèles sous-régionaux, était de 5,26 % par an⁻¹ ($ET = 1,25$) de 2013 à 2017 (figure 11). Au cours de la période quinquennale précédente (2008-2012), le taux de croissance

fini a été estimé à 6,37 % ($ET = 2,55$). La figure 7 présente cette tendance ainsi que la tendance par régression linéaire à des fins de comparaison.

3.7 EXPANSION DE L'AIRE DE RÉPARTITION

Depuis l'évaluation précédente (Nichol *et al.* 2015), la présence de regroupements de loutres de mer dans de nouveaux lieux a surtout été observée dans l'est du détroit de la Reine-Charlotte (segment 15), mais aussi plus au sud dans la baie Clayoquot (segment 1) et dans un autre groupe de petites îles au large de l'île Aristazabal (segment 22). De plus, des loutres de mer en regroupements ont été vues pour la première fois le long de la côte nord de l'île Price (segment 24). Des activités de relevé de grande envergure dans les régions côtières de la côte nord de la Colombie-Britannique ont conduit à seulement quatre observations de loutres isolées (sur 281 km au nord de l'île Aristazabal), ce qui confirme l'absence d'expansion de l'aire de répartition vers le nord en 2017 (figure 4).

3.8 PRÉLÈVEMENT BIOLOGIQUE POTENTIEL

L'estimation moyenne de l'abondance en 2017 d'après la somme des 10 modèles sous-régionaux était de 7 816 ($ET = 912,29$). En utilisant le 20^e centile de cette estimation, on obtient $N_{min} = 7 087$. Pour R_{max} , nous avons utilisé la productivité nette maximale estimée à une petite taille de population dans la population de loutres de mer en Colombie-Britannique, qui est égale à 20,1 % comme le taux pour la population de la Colombie-Britannique de 1977 à 1995. Enfin, pour ce qui est du facteur de rétablissement, nous avons suivi les lignes directrices de Hammill *et al.* (2017) concernant une espèce inscrite comme préoccupante et non considérée comme espèce en déclin, et nous avons sélectionné $F_R = 0,75$. Le PBP qui en résulte est de 534 loutres de mer.

4. DISCUSSION

Dans le présent document, nous avons donné les résultats du relevé de la population de loutres de mer de 2017 en ce qui a trait à l'estimation de la population minimale et de l'aire d'occupation, puis nous avons estimé le PBP. Nous avons également estimé les tendances de croissance de la population dans les sous-régions de la population et fourni une tendance de croissance globale de la population de 1977 à 2017. Le nombre et l'aire de répartition de la population de loutres de mer en Colombie-Britannique ont continué de croître au cours des dernières années, suivant ainsi les tendances typiques d'autres populations de loutres de mer en cours de rétablissement (p. ex., Tinker *et al.* 2019b). Deux principaux processus sont en jeu pour expliquer les tendances observées en Colombie-Britannique : la croissance démographique dans les régions occupées et la colonisation de nouvelles zones.

4.1 PROCESSUS DÉMOGRAPHIQUES RÉGIONAL ET SOUS-RÉGIONAUX

Étant donné que les femelles adultes, principale composante démographique de la population de cette espèce très polygyne, montrent une grande fidélité au site, occupent de petits domaines vitaux et se déplacent rarement à plus de 20 km de leur lieu d'habitat en une année (Garshelis et Garshelis 1984; Ralls *et al.* 1988; Tinker *et al.* 2019a; Tarjan et Tinker 2016), il est prévisible que les processus démographiques intrinsèques fonctionnent à des échelles spatiales nettement plus petites que l'étendue spatiale de l'aire de répartition en C.-B. (Bodkin 2015; Davis *et al.* 2019). Les résultats de notre modélisation de la population dans les sous-régions confirment les observations antérieures selon lesquelles les tendances de croissance diffèrent au sein de l'aire de répartition des loutres de mer en Colombie-Britannique et, par conséquent, qu'il est important d'établir une échelle sous-régionale pour réguler les populations de loutres de mer. Bien que ces sous-régions ne représentent pas des populations

distinctes, ces résultats expliquent les difficultés rencontrées quand on essaie d'adapter une tendance de croissance unique à l'échelle de toute la région à l'ensemble de la série chronologique (qui était adaptée aux données dans les années suivant les réintroductions, mais ne l'était plus après 1995). C'est pourquoi les évaluations précédentes ont dû utiliser une régression par morceaux pour diviser la série chronologique en deux périodes. En revanche, en additionnant les estimations de notre modélisation de la population à l'échelle sous-régionale, on obtient un meilleur ajustement aux données de dénombrement de l'ensemble de la région sans avoir à diviser arbitrairement la série chronologique. Le regroupement des segments de relevé en sous-régions a été réalisé par un processus spécial, qui reposait sur la connaissance de la répartition de la population et de sa structure spatiale. Les estimations du taux de croissance qui en résultent, y compris l'estimation du taux de croissance global pour la région, peuvent néanmoins être sensibles aux décisions de regroupement. Pour évaluer la sensibilité aux décisions de regroupement, on a effectué l'analyse en prenant d'autres regroupements pour certaines zones clés, ce qui a globalement donné des résultats et des conclusions globaux semblables (non illustrés). Idéalement, les futurs travaux comprendraient une méthode fondée sur des données qui définirait ou appuierait la sélection sous-régionale.

Les taux de croissance annuels étaient plus faibles dans les sous-régions occupées de longue date de l'île de Vancouver et de la côte centrale continentale que dans les zones occupées plus récemment. On constate une similitude entre cette tendance (figure 9) et celle observée dans le sud-est de l'Alaska (Tinker *et al.* 2019b). Pour les sous-régions occupées de longue date, la sélection de modèles de croissance logistique confirme que les processus dépendants de la densité agissent sur les loutres de mer quand la population approche de la capacité de charge. On pense que la capacité de charge des loutres de mer est principalement liée à la disponibilité de nourriture, qui est influencée par les caractéristiques de l'habitat (GREGG *et al.* 2008; LAIDRE *et al.* 2002). Elle devrait donc fluctuer en fonction des impulsions de recrutement et de survie des invertébrés. Nous avons enregistré des chiffres plus élevés que prévu, y compris pour les mères et leurs petits, dans les sous-régions 2 et 3 en 2017. Ce sont des régions occupées de longue date au taux de croissance faible depuis plusieurs années et où il est probable que la population approche de la capacité de charge. En 2016, les relevés des zones subtidales des sites de plongée de longue durée dans la baie de Checleset ont révélé un recrutement élevé d'invertébrés, qui s'est maintenu pendant les années suivantes (J. Watson, communication personnelle). Ce recrutement pourrait être influencé par la récente mortalité massive des solasters géants, un important mésoprédateur de petits invertébrés (Harvell *et al.* 2019; Schultz *et al.* 2015). Ainsi, le recrutement plus élevé d'invertébrés pourrait expliquer en partie le plus grand nombre de loutres de mer enregistré en 2017, ce qui souligne le fait que la capacité de charge peut fluctuer à des échelles spatiotemporelles fines.

Dans les sous-régions occupées plus récemment, des modèles exponentiels ont été sélectionnés et les taux de croissance récents étaient plus élevés que dans les sous-régions occupées de longue date. Dans certains cas, les taux de croissance estimés (r) étaient plus élevés que les estimations théoriques de R_{max} pour l'espèce (Estes 1990), ce qui indique que l'immigration a contribué à la croissance démographique dans les régions récemment colonisées. L'émigration des régions « sources » aux régions « destinataires » comporte deux composantes : les mouvements à petite échelle dans les régions colonisées et les événements d'expansion de l'aire de répartition qui se produisent de façon épisodique à la limite de l'aire et qui sont détectés à des intervalles plus longs et irréguliers. Bien que le manque de ressources en proies soit probablement le moteur de la dynamique des populations des zones « sources » et influence l'expansion de l'aire de répartition, le moment des événements d'expansion de l'aire de répartition est probablement déterminé par la dynamique sociale, la distance entre les zones occupées et un nouvel habitat convenable, et enfin la qualité de l'habitat (Tinker *et al.* 2008; Lafferty et Tinker 2014).

4.2 MÉTHODES DE RELEVÉ

En raison de la grande fidélité au site des loutres de mer et de la petite superficie de leurs domaines vitaux côtiers, la méthode de relevé fournit un indice d'abondance qu'on suppose représenter une proportion constante de la population. Des méthodes semblables ont servi à évaluer les tendances de la taille et de la croissance de la population en Alaska, dans l'État de Washington et en Californie (Pitcher 1989; Jameson et Jeffries 2013; USGS 2014). Les données recueillies au moyen de cette méthode de relevé en Colombie-Britannique fournissent également des renseignements détaillés à petite échelle sur la répartition des loutres de mer, l'emplacement des regroupements par sexe et le moment des événements d'expansion de l'aire de répartition, car certaines parties de l'aire de répartition font l'objet d'un relevé annuel qui s'ajoute au relevé de l'ensemble de l'aire de répartition réalisé tous les cinq ans. Toutefois, comme ces relevés par bateau ne tiennent pas compte des biais de disponibilité et de perception, une proportion inconnue de la population manque dans ces dénombrements.

En effet, il n'existe pas d'estimation du biais de disponibilité pour les relevés des loutres de mer par petits bateaux en C.-B. (soit le nombre de loutres se trouvant à la surface de la mer dans le champ de vision du bateau), biais qui se conjugue probablement à un biais de perception (loutres manquées mais disponibles). On pense toutefois que les deux biais sont plus pertinents pour les individus isolés que pour les grands regroupements (p. ex., dans Tinker *et al.* 2019b, on a supposé que la probabilité de détection était de 1 pour les grands groupes pendant des relevés aériens en Alaska). Étant donné que 60 % des loutres observées se trouvaient dans des regroupements pendant le relevé de 2017, l'incidence de ces biais concerne principalement les 40 % restants des dénombrements. Les probabilités de détection de petits groupes pendant les relevés aériens ont été estimées entre 0,4 et 0,6, selon la densité des loutres de mer (Tinker *et al.* 2019b), mais ces valeurs ne s'appliquent pas aux relevés par bateau, qui sont plus lents et s'arrêtent régulièrement pour observer les zones de recherche. Une autre source d'incertitude non modélisée est l'erreur des dénombrements de regroupements. L'analyse exploratoire de la variation des dénombrements de regroupements a montré que les différences entre les dénombrements répétés étaient plus grandes si la taille du regroupement augmentait, mais que les différences globales absolues et relatives étaient faibles et centrées autour de zéro. On pourrait toutefois mieux estimer la taille des regroupements et l'erreur de dénombrement au moyen de véhicules aériens sans pilote (UAV) pour obtenir des dénombrements reproductibles du nombre de loutres de mer dans des regroupements et les comparer aux dénombrements par bateau.

Notre démarche repose aussi sur une autre hypothèse sous-jacente, selon laquelle la réalisation des relevés de façon uniforme au fil des ans, conjuguée à la grande fidélité des loutres de mer et des regroupements, donne une erreur d'échantillonnage relativement constante dans le temps et que, par conséquent, les dénombrements peuvent fournir un bon indice des tendances de la population. L'ajustement des modèles de population aux dénombrements nous a permis de fournir des chiffres « espérés » à partir de la dynamique de la population plausible et de quantifier l'erreur d'observation (en supposant que la plus grande partie de l'écart entre les valeurs observées et l'espérance mathématique était principalement attribuable à une erreur d'observation plutôt qu'à une erreur de processus). Il fallait quantifier cette incertitude pour calculer le PBP. De plus, en ajustant les modèles aux séries chronologiques sous-régionales, nous avons pu utiliser un nombre de relevés beaucoup plus grand qu'auparavant (segments dont le relevé avait été complet une année où ce n'était pas le cas de tous les segments, ce qui avait donné lieu à des dénombrements incomplets à l'échelle de la côte). Les prochaines étapes possibles du processus consisteraient à intégrer la variance du dénombrement de regroupements dans la partie du dénombrement de regroupements de chaque relevé et à inclure cette incertitude supplémentaire dans les estimations de la population nécessaires à la détermination du PBP, car sinon ce dernier serait probablement

quelque peu surestimé. De façon plus générale, il faudrait aussi l'inclure dans les étapes futures pour ajuster un modèle de population hiérarchique, qui comporterait l'immigration et l'émigration et nous permettrait ainsi de mieux distinguer les erreurs d'observation des erreurs de processus (p. ex., Tinker *et al.* 2019b).

L'une des difficultés auxquelles se heurtent les programmes de relevés démographiques à long terme comme celui-ci consiste à maintenir un effort constant à mesure que la population augmente et élargit son aire de répartition (Nichol 2019¹). Dans les premières années de la série chronologique, quand la population de loutres de mer se limitait à une petite zone de la baie Checleset et à une petite zone au large de l'île Nootka, le relevé de la population de loutres de mer pouvait s'effectuer en un à trois jours selon les conditions météorologiques. Conscients de la difficulté inhérente au maintien du niveau des activités de relevé, nous avons envisagé d'intégrer un hélicoptère comme plateforme d'observation (2001-2004). Les relevés par hélicoptère présentaient l'avantage de fournir des dénombrements photographiques des regroupements et de couvrir des zones très étendues en une journée, ce qui permettait de profiter des périodes de conditions favorables. Cependant, ces relevés entraînaient des coûts financiers élevés et ne pouvaient pas facilement être répétés plusieurs fois au besoin (Nichol *et al.* 2005). Depuis quelques années, une plateforme de navire a été nécessaire pour réaliser les relevés du banc peu profond qui s'étend au large dans la sous-région 6. Cette activité s'est ajoutée aux normes des relevés par petits bateaux réalisés dans les zones sublittorales.

Au moyen d'une méthode d'évaluation analytique qui met maintenant davantage l'accent sur l'utilisation de séries chronologiques sous-régionales, il serait possible (et même nécessaire) d'établir le relevé de différentes sous-régions au cours de différentes années plutôt que de chercher à réaliser un relevé synchrone de l'ensemble de la région de la C.-B. en une seule année. Les résultats de l'évaluation de la population continueraient de fournir l'aire de répartition occupée, les années d'occupation, les taux de croissance sous-régionaux et des estimations de la population sous-régionale.

4.3 RÉPERCUSSIONS SUR LA GESTION

Les répercussions de l'échelle spatiale fine à laquelle les populations de loutres de mer sont structurées (notamment les distances de dispersion limitées) importent dans la gestion et la compréhension des menaces pour la population. Il est probable qu'en raison de la nature relativement sédentaire des loutres de mer et du chevauchement de leurs domaines vitaux de petite superficie, l'espèce ait disparu en raison d'un épuisement par série d'au moins 90 % de son aire de répartition historique en moins de 100 ans pendant le commerce maritime des fourrures (Bodkin 2015). Dans le contexte actuel, les menaces géographiquement hétérogènes (p. ex., déversements d'hydrocarbures, collisions avec des navires, enchevêtrement dans des engins de pêche) peuvent non seulement toucher seulement certaines sous-régions, mais aussi présenter des incidences plus ou moins graves selon les caractéristiques de la population sous-régionale. Pour ce qui est de la conservation, la faible dispersion de la loutre de mer signifie que la possibilité d'une immigration de source externe est négligeable. Cependant, ces caractéristiques mêmes de la structure de la population pourraient servir avantageusement à appuyer des mesures de gestion à petite échelle, liées aux droits des peuples autochtones de récolter des poissons, des fruits de mer et des loutres de mer, sans effets graves sur la population à l'échelle de la région (voir l'exemple cité dans Tinker *et al.* 2019b).

¹ Nichol, L.M. 2019. Conservation success, now what? – Challenges of maintaining long term population surveys for a species with an expanding range. [Une conservation réussie et après? Défis du maintien des relevés de population à long terme des espèces à l'aire de répartition en expansion] Sea Otter Conservation Workshop XI [Atelier XI sur la conservation des loutres de mer] 29-31 mars 2019. Exposé oral.

Nous avons calculé une estimation du PBP pour l'ensemble de la population de loutres de mer en Colombie-Britannique. Néanmoins, étant donné que les processus démographiques se produisent à plus petite échelle et que les loutres de mer sont caractérisées par leur grande fidélité au site, l'incidence de la mortalité d'origine humaine sur la population devrait varier selon les composantes et les sous-régions de la population. C'est pourquoi le PBP calculé de cette façon pourrait ne pas mesurer de manière suffisamment utile les dommages admissibles sur l'espèce, à moins que le nombre annuel admissible estimé de 534 animaux soit réparti de manière à tenir compte de la structure de la population. L'estimation de 534 animaux serait tout de même probablement légèrement surestimée parce que l'incertitude du dénombrement des regroupements n'est pas comprise dans l'estimation de la population qui est la base de N_{\min} . Les prochains calculs du PBP devraient par conséquent tenir compte de la possibilité d'un calcul par sous-région ou de répartition des estimations par sous-région.

5. REMERCIEMENTS

Les relevés de la population de loutres de mer en Colombie-Britannique de 2017 n'auraient pas été réalisables sans les contributions dévouées de nombreux collègues. Nous remercions les observateurs qui ont collaboré aux relevés : S. Hutchings, R. Abernethy (MPO), B. Wright (MPO), C. Mcmillan (MPO), G. Lemieux, L. Saville. Nous remercions le capitaine et l'équipage du NGCC *Tanu* de l'aide qu'ils ont apportée dans les relevés effectués dans le nord de l'île de Vancouver en mai 2017, ainsi que K. Hansen et S. Hutchings pour leur soutien logistique lors des relevés effectués en juin 2017 sur les côtes du centre et du nord de la Colombie-Britannique. Nous remercions R. Dunlop et le Conseil tribal Nuu-chah-nulth pour leurs données de relevés sur l'île Nootka (2008) et l'Institut de recherche Hakai pour leurs données de relevés sur les régions côtières centrales (2014 à 2017). Le financement provenait du Programme des espèces en péril du ministère des Pêches et des Océans. Nous remercions T. Tinker qui a contribué à l'analyse et a écrit le script de modélisation des populations en 2015.

6. RÉFÉRENCES CITÉES

- Bigg, M.A. and I.B. MacAskie. 1978. Sea otters re-established in British Columbia. *J. Mammal.* 59: 874-876.
- Bodkin, J.L. 2015. Historic and contemporary status of sea otters in the North Pacific. In: *Sea otter conservation* (pp. 43-61). Academic Press.
- Bodkin, J.L., G.G. Esslinger and D. Monson. 2004. Foraging depths of sea otters and implications to coastal marine communities. *Mar. Mamm. Sci.* 20 (2): 305-321.
- Cowan, I.M. and C.J. Guiguet. 1960. *The Mammals of British Columbia*. British Columbia Provincial Museum Handbook No. 11, Victoria, British Columbia. 413 pp.
- Davis, R.W., J.L. Bodkin, H.A. Coletti, D.H. Monson, S.E. Larson, L.P. Carswell, and L.M. Nichol. 2019. Future directions in sea otter research and management. *Frontiers in Marine Science* 5:article 510 16 pp.
- Estes, J. A. 1990. Growth and equilibrium in sea otter populations. *J. Anim. Ecol.* 59: 385–401.
- Estes, J.A., Jameson, R.J. and Rhode E.B. 1982. Activity and prey selection in the sea otter - influence of population status on community structure. *American Naturalist* 120:242–258.
- Fisheries and Oceans Canada. 2014. *Management Plan for the Sea Otter (Enhydra lutris) in Canada*. Species at Risk Act Management Plan Series. Fisheries and Oceans Canada, Ottawa. iv + 50 pp.

-
- Ford, J.K.B. 2014. The Marine Mammals of British Columbia. Royal British Columbia Museum Handbook. Volume 6.
- Garshelis, D.L., and Garshelis, J.A., 1984, Movements and management of sea otters in Alaska: J. Wildl. Manag. v. 48, p. 665-677.
- Garshelis, D.L., A.M. Johnson, and J.A. Garshelis. 1984. Social organization of sea otters in Prince William Sound, Alaska. Can. J. Zool. 62:637-647.
- Gregg, E. J., L. M. Nichol, J. C. Watson, J. K. B. Ford, and G. M. Ellis. 2008. Estimating carrying capacity for sea otters in British Columbia. J. Wildl. Manag. 72: 382–388.
- Guo, Q., M. Taper, M. Schoenberger, and J. Brandle. 2005. Spatial-temporal population dynamics across species range: from centre to margin. Oikos 108: 47-57.
- Hammill, M.O., G.B. Stenson, and T. Doniol-Valcroze. 2017. A management framework for Nunavik beluga. DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2017/060. v + 34 p.
- Hanski, I. 1998. Metapopulation dynamics. Nature 396: 41-49.
- Härkönen, T., and K.C. Harding. 2001. Spatial structure of harbour seal populations and the implications thereof. Can. J. Zool. 79: 2115-2127.
- Harvell, C.D., D. Montecino-Latorre, J.M. Caldwell, J.M. Burt, K. Bosley, A. Keller, S.F. Heron, A.K. Salomon, L. Lee, O. Pontier, C. Pattengill-Semmens. 2019. Disease epidemic and a marine heat wave are associated with the continental-scale collapse of a pivotal predator (*Pycnopodia helianthoides*). Science advances 5(1):eaau7042.
- Hilborn, R., and M. Mangel. 1997. The ecological detective: confronting models with data. Princeton University Press, Princeton, NJ.
- Jameson, R.J. 1989. Movements, home ranges, and territories of male sea otters off central California. Mar. Mamm. Sci., 5: 159-172.
- Jameson, R.J. and S. Jeffries. 2013. [Results of the 2013 survey of the reintroduced sea otter population in Washington State](#). Washington Department of Fish and Wildlife. 7p.
- Kenyon, K.W. 1969. The sea otter in the eastern Pacific Ocean. North American Fauna 68:1-352.
- Lafferty, K. D., and M. T. Tinker. 2014. [Sea otters are recolonizing southern California in fits and starts](#). Ecosphere 5(5):50.
- Laidre, K.L., R.J. Jameson, S.J. Jeffries, R.C. Hobbs, C.E. Bowlby, and G.R. VanBlaricom. 2002. Estimates of carrying capacity for sea otters in Washington state. Wildlife Society Bulletin. 1:1172-81.
- MacAskie, I.B. 1987. Updated status of the sea otter (*Enhydra lutris*) in Canada. Can. Field-Nat. 101:279-283.
- MATLAB. 2019. version 9.6.0 (R2019a), Natick, Massachusetts: The MathWorks Inc.
- Morris, R.D., D.V. Ellis, and B.P. Emerson. 1981. The British Columbia transplant of sea otters *Enhydra lutris*. Biol. Cons. 20:291-295.
- Nichol, L.M. 2015. Conservation in Practice. In: Sea Otter Conservation Eds: S. Larson, G. VanBlaricom and J. Bodkin. Elsevier.
- Nichol, L. M., J. C. Watson, G. E. Ellis, and J. K. B. Ford. 2005. An assessment of abundance and growth of the sea otter (*Enhydra lutris*) population in British Columbia. DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2005/094. ii + 22pp.

-
- Nichol, L.M., M.D. Boogaards, R. Abernethy. 2009. Recent trends in the abundance and distribution of sea otters (*Enhydra lutris*) in British Columbia. DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2009/016. iv + 16 p.
- Nichol, L.M., J.C., Watson, R. Abernethy, E. Rechsteiner, and J. Towers. 2015. Trends in the abundance and distribution of sea otters (*Enhydra lutris*) in British Columbia updated with 2013 survey results. DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2015/039: vii + 31 p.
- Pitcher, K.W. 1989. Studies of Southeastern Alaska sea otter populations—Distribution, abundance, structure, range expansion, and potential conflicts with shellfisheries: U.S. Fish and Wildlife Service Cooperative Agreement No. 14-16-0009-954, Final Report Part I, Alaska Department of Fish and Game, 42 p.
- Ralls, K., T. Eagle, and D.B. Siniff. 1988. Movement patterns and spatial use of California sea otters, in Siniff, D.B., and Ralls, K., eds., Final Report on Contract No. 14-12-001-3003, Population status of California sea otters: Minerals Management Service, Los Angeles, CA, p. 33-63.
- Ranta, E., V. Kaitala, and J. Lindström. 1997. Dynamics of lynx populations in space and time. *Ecography* 20: 454-460.
- Rechsteiner, E. U., J. C. Watson, M. T. Tinker, L. M. Nichol, M. J. Morgan Henderson, C. J. McMillan, M. DeRoos, M. C. Fournier, A. K. Salomon, L. D. Honka, and C. T. Darimont. 2019. Sex and occupation time influence niche space of a recovering keystone predator. *Ecology and Evolution* 9:3321–3334.
- Riedman, M.L., and J.A. Estes. 1990. The sea otter (*Enhydra lutris*): Behaviour, ecology and natural history. US Fish and Wildl. Serv. Biol. Rep. 90(14). 126 pp.
- Schultz, J. A., R. N. Cloutier, and I. M. Côté. 2015. Evidence for a trophic cascade on rocky reefs following sea star mass mortality in British Columbia. *PeerJ* 4:e1980; DOI 10.7717/peerj.1980.
- Sea Otter Recovery Team. 2007. Recovery Strategy for the Sea Otter (*Enhydra lutris*) in Canada. *Species at Risk Act Recovery Strategy Series*. Fisheries and Oceans Canada, Vancouver. vii + 56 pp.
- Smith, E.A., S.D. Newsome, J.A. Estes, and M.T. Tinker. 2015. The cost of reproduction: differential resource specialization in female and male California sea otters. *Oecologia*.178(1):17-29.
- Tarjan, L.M. and M.T. Tinker. 2016. Permissible home range estimation (PHRE) in restricted habitats: a new algorithm and an evaluation for sea otters. *PLoS ONE* 11: e0150547.
- Thometz, N. M., M. T. Tinker, M. M. Staedler, K. A. Mayer and T. M. Williams. 2014. Energetic demands of immature sea otters from birth to weaning: implications for maternal costs, reproductive behavior and population-level trends. *J. Exp. Biol.* 217: 2053-2061
- Tinker, M.T., Tomoleoni, J.A., Weitzman, B.P., Staedler, M., Jessup, D., Murray, M.J., Miller, M., Burgess, T., Bowen, L., Miles, A.K., Thometz, N., Tarjan, L., Golson, E., Batac, F., Dodd, E., Berberich, E., Kunz, J., Bentall, G., Fujii, J., Nicholson, T., Newsome, S., Melli, A., LaRoche, N., MacCormick, H., Johnson, A., Henkel, L., Kreuder-Johnson, C., and Conrad, P., 2019a. [Southern sea otter \(*Enhydra lutris nereis*\) population biology at Big Sur and Monterey, California—Investigating the consequences of resource abundance and anthropogenic stressors for sea otter recovery: U.S. Geological Survey Open-File Report](#). 2019–1022, 225 p.
-

- Tinker, M.T., V.A. Gill, G.G. Esslinger, J. Bodkin, M. Monk, M. Mangel, D.H. Monson, W.W. Raymond, M.L. Kissling. 2019b. Trends and Carrying Capacity of Sea Otters in Southeast Alaska. *J. Wildl. Manage.*
- Tinker, M.T., Guimarães, P.R., Novak, M., Marquitti, F.M.D., Bodkin, J.L., Staedler, M., Bentall, G., and Estes, J.A., 2012, Structure and mechanism of diet specialisation—Testing models of individual variation in resource use with sea otters: *Ecology Letters*, v. 15, p. 475–483.
- Tinker, M. T., D. F. Doak, and J. A. Estes. 2008. Using demography and movement behavior to predict range expansion of the southern sea otter. *Eco. Appl.* 18:1781–1794.
- Tinker, M. T., D. F. Doak, J. A. Estes, B. B. Hatfield, M. M. Staedler, and J. L. Bodkin. 2006. Incorporating diverse data and realistic complexity into demographic estimation procedures for sea otters. *Eco. Appl.* 16:2293–2312.
- Wade P.R. 1998. Calculating limits to the allowable human-caused mortality of cetaceans and pinnipeds. *Mar. Mamm. Sci.* 14: 1-37
- Watson, J.C., G.M. Ellis, T.G. Smith, and J.K.B. Ford. 1997. Updated status of the sea otter, *Enhydra lutris*, Canada. *Can. Field-Nat.* 111(2): 277-286.
- United States Geological Survey (USGS). 2014. Spring 2014 [California Sea Otter Survey](#).
- United States Fish and Wildlife Service (USFW) 2014. [Stock Assessment Report. Sea otters \(Enhydra lutris\): Southeast Alaska stock](#). 18pp.
- Zar, J. H. 1984. *Biostatistical Analysis*. 2nd Edition. Prentice-Hall Inc. New Jersey.

7. TABLEAUX

Tableau 1. Vingt et un dénombrements de loutres de mer dans l'ensemble de la région ont été réalisés pour les années au cours desquelles on a essayé d'établir le relevé de l'ensemble de l'aire de répartition occupée en Colombie-Britannique. Plateformes : aéronef à voilure fixe – 1, hélicoptère – 2, petit bateau – 3, Navire de la Garde côtière – 4, Les valeurs estimées représentent les dénombrements manqués ou incomplets de certains segments. Se reporter aux méthodes pour en savoir plus.

Année	Dénombrement	Estimation	Total final	Plateformes
1977	70	-	70	1
1978	67	-	67	1
1980	74	-	74	1
1982	116	-	116	1
1984	345	-	345	1,3
1987	370	-	370	1
1988	354	-	354	3
1989	582	-	582	2,3
1990	668	-	668	2,3
1991	435	-	590	3
1992	820	-	969	2,3

Année	Dénombrement	Estimation	Total final	Plateformes
1993	1045	-	1045	3
1994	1188	-	1300	3
1995	1423	5	1527	3
2001	3180	-	3180	2,3
2002	2297	-	2369	2,3
2003	2777	32	2809	2,3
2004	2934	251	3185	2,3
2008	4712	-	4712	3
2013	6754	-	6754	3,4
2017	7696	414	8110	3,4

SOURCES

1977 : Bigg et Macaskie 1978
 1978 : Morris *et al.* 1981
 1980 : Farr non publié
 1982 : Bigg non publié
 1984 : Macaskie 1987
 1987 : Bigg et Olesiuk non publié
 1988 : Watson 1993
 1989 : Watson 1993; Macaskie non publié
 1990 : Watson 1993, Powers 1991, non publié
 1991 : Watson 1993
 1992 : Watson *et al.* 1997, BC
 Parks (Parcs de la C.-B.)
 1993 : Watson *et al.* 1997
 1994 : Watson *et al.* 1997
 1995 : Watson *et al.* 1997
 2001-2017 : MPO, J. Watson,
 R. Dunlop (Conseil tribal Nuu-
 chah-nulth)

Tableau 2. Statistiques relatives aux tendances de la croissance sous-régionale. MV : Estimation par le maximum de vraisemblance. K : capacité de charge du milieu.

Sous-région	Dénombrement de 2017 (estimation par le MV)	Années d'occupation (n ^{bre} d'années)	Années de relevé N	Modèle sélectionné selon le critère d'information d'Akaike (CIA)	Taux de croissance annuel 2008-2012 r_d (ET)	Taux de croissance annuel 2013-2017 r_d (SE)	Pourcentage de K (CV)	R ²
1 (Péninsule Hesquiat, baie Clayoquot)	674 (687,31)	1995-2017 (23)	10	Exponentiel	8,33(1,15)	8,33(1,15)	--	0,87
2 (Île Nootka, bras Nuchatlitz, île Catala, bras Esperanza)	1277 (1173,43)	1977-2017 (41)	23	Logistique (CIA, L = 269,11, E = 276,06)	4,41(1,32)	2,88 (1,12)	83 (0,18)	0,93
3 (Baie Checleset, Mission Group, baie Kyuquot)	2367 (2088,08)	1977-2017 (41)	35	Logistique (CIA, L = 461,56, E = 473,46)	3,94 (0,71)	2,58 (0,73)	83 (0,15)	0,94
4 (Baie Brooks, baie Quatsino)	893 .958,12	1989 – 2017 (29)	15*	Logistique (CIA, L = 182,03, E = 185,09)	4,93 (2,92)	1,99 (1,71)	97 (0,11)	0,90
5 (Kains à cap Scott, îles Scott)	286 .301,16	2001, 2017, 17	6*	Exponentiel	8.01 (2,43)	8,01 (2,43)	--	0,73
6 (Cap Scott à l'île Hope)	766 (848,30)	2001-2017 (17)	10	Logistique (CIA, L = 124,74, E = 130,81)	29,13 (6,17)	7,52 (4,71)	99 (0,10)	0,90
7 (Est du détroit de la Reine-Charlotte et détroit de Smith)	306 (321,93)	2009-2017 (9)	5	Exponentiel	--	24,51 (6,19)	--	0,86
8 (Simmonds_tribal, détroit de Kildidt, île Calvert)	441 (462,20)	2007-2017 (11)	7	Logistique (CIA, L = 73,00, E = 80,63)	33,63 (5,61)	20,42 (4,60)	97 (0,09)	0,97
9 (Cap Mark McMullens_Goose Group)	800 (652,55)	1990-2017 (28)	15	Logistique (CIA, L = 183,36, E = 184,83)	2,72 (1,24)	1,55 (1,02)	93 (0,18)	0,83

Sous-région	Dénombrement de 2017 (estimation par le MV)	Années d'occupation (n ^{bre} d'années)	Années de relevé <i>N</i>	Modèle sélectionné selon le critère d'information d'Akaike (CIA)	Taux de croissance annuel 2008-2012 r_d (ET)	Taux de croissance annuel 2013-2017 r_d (SE)	Pourcentage de <i>K</i> (CV)	R^2
10 (Seaforth, Price, île Aristazabal)	291 (323,83)	2007-2017 (11)	4	Exponentiel	13,09 (4,99)	13,09 (4,99)	--	0,76

*La valeur de 2017 est une estimation.

8. FIGURES

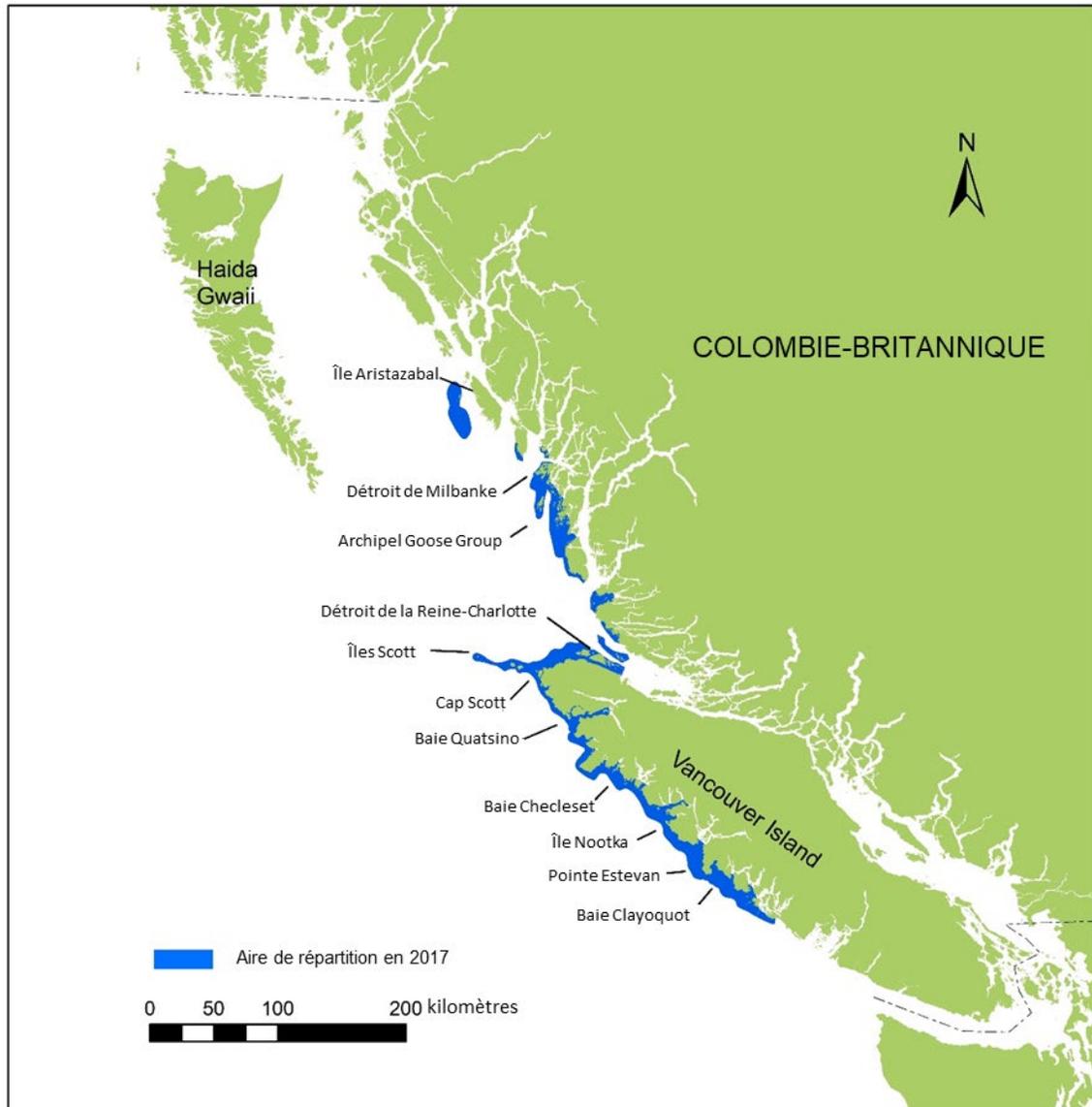


Figure 1. L'aire de répartition des loutres de mer en Colombie-Britannique en 2017 et les noms de lieux mentionnés dans le texte comprennent le site de la baie Checleset des premières réintroductions de 1969 à 1972 et l'archipel Goose Group, où des groupes de loutres de mer ont été observés pour la première fois sur la côte centrale continentale en 1989. Les lignes en pointillé représentent la frontière canado-américaine.

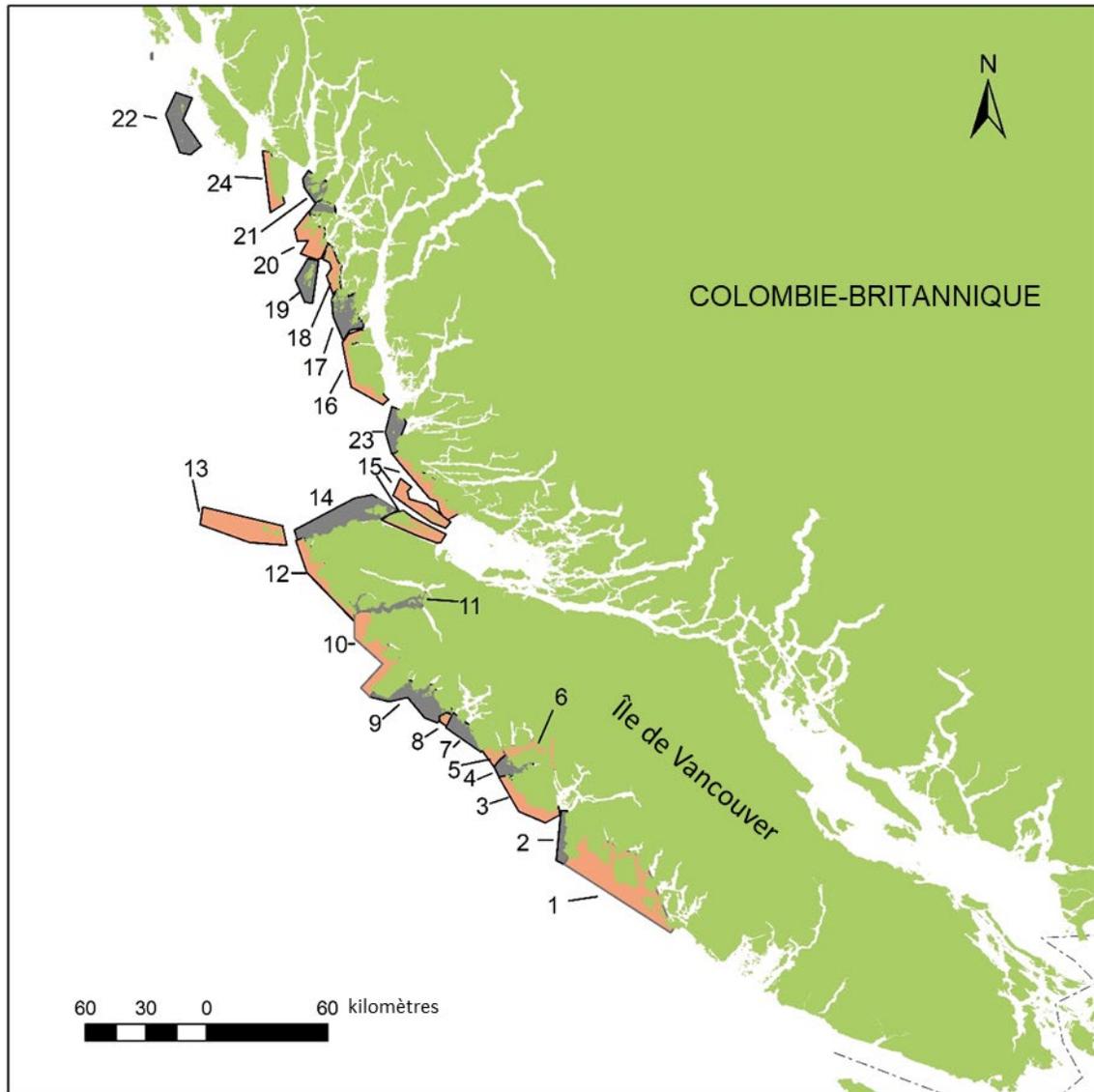


Figure 2. Les vingt-quatre segments de relevés en 2017. 1. Baie Clayoquot, 2. Péninsule Hesquiat, 3. Île Nootka, 4. Bras Nuchatlitz, 5. Île Catala, 6. Bras Esperanza, 7. Baie Kyuquot, 8. Mission Group, 9. Baie Checleset, 10. Baie Brooks, 11. Baie Quatsino, 12. Île Kains à Cap Scott, 13. Îles Scott, 14. Cap Scott à l'île Hope (ouest du détroit de la Reine-Charlotte), 15. Est du détroit de la Reine-Charlotte, 16. Île Calvert, 17. Détroit de Kildidit, 18. Simonds Group à Tribal Group, 19. Goose Group, 20. McMullin Group à Cap Mark, 21. Seaforth à l'île Ivory et l'île Lady Douglas, 22. Île Aristazabal, 23. Détroit de Smith, 24. Île Price. Les segments adjacents sont distingués par leur couleur ombrée orange ou grise.

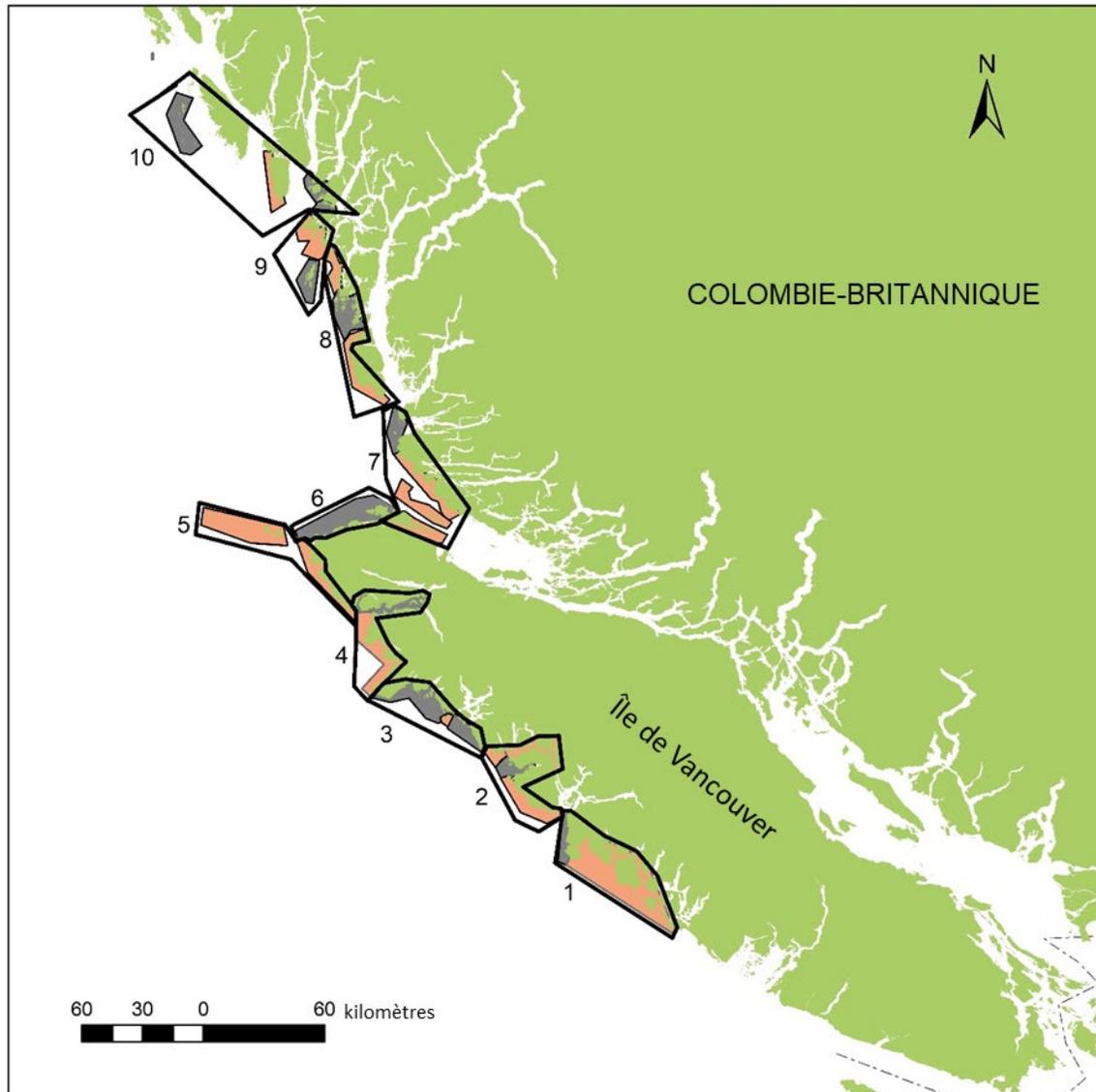


Figure 3. Les vingt-quatre segments de relevé composant l'aire de répartition de la loutre de mer en C.-B. ont été regroupés en dix sous-régions. Les sous-régions sont indiquées en noir et désignées par un numéro. Les segments de chaque sous-région sont ombrés en orange ou en gris à des fins de distinction entre segments adjacents.

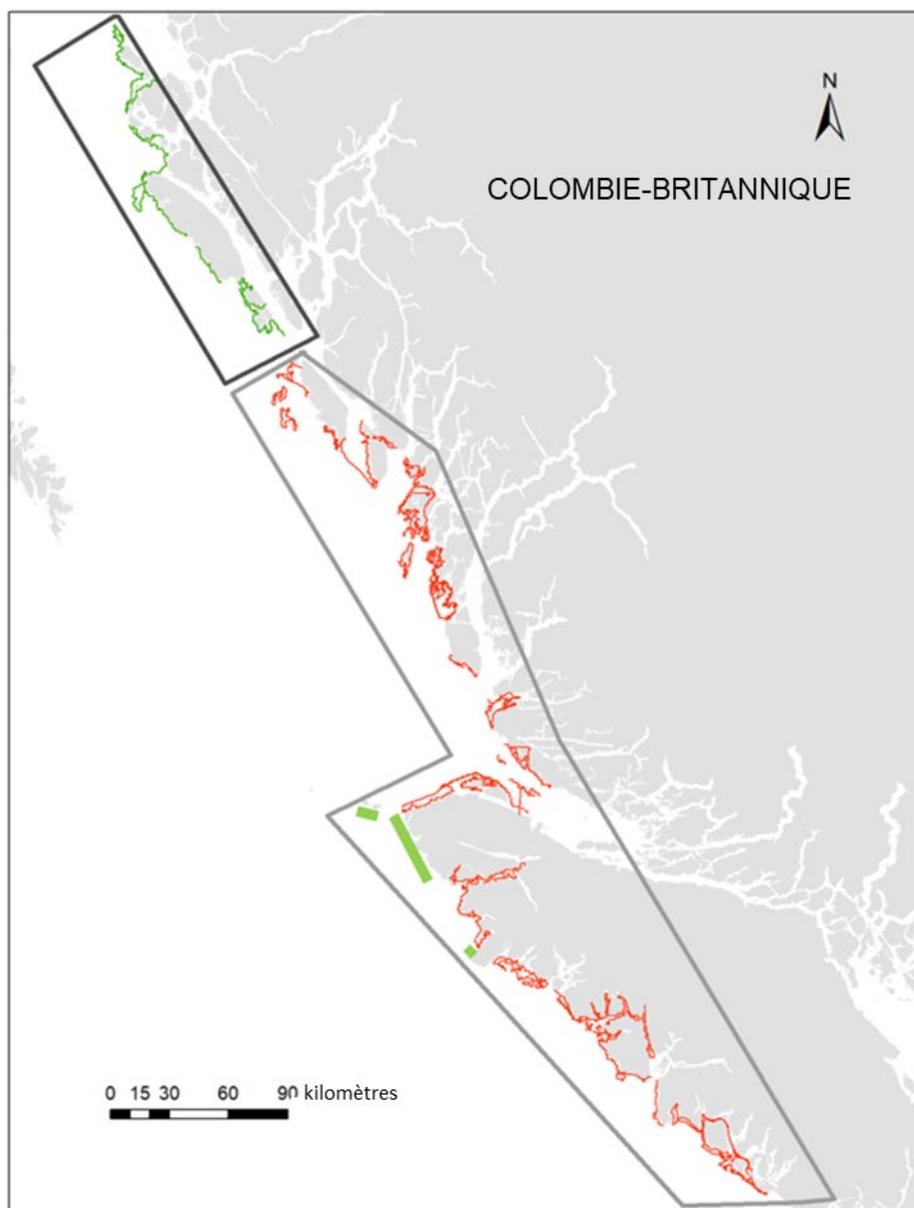


Figure 4. Activités de relevé sur la côte de la Colombie-Britannique en 2017. Le polygone noir entoure la zone des activités de relevé. À l'intérieur, les lignes vertes sont les kilomètres des itinéraires de relevé au nord de l'aire de répartition occupée. Le polygone gris entoure la zone des activités de relevé. À l'intérieur, les lignes rouges sont les kilomètres des itinéraires de relevé qui englobent les zones occupées. Les barres vertes indiquent les zones qui n'ont pas fait l'objet de relevé en raison des conditions météorologiques.

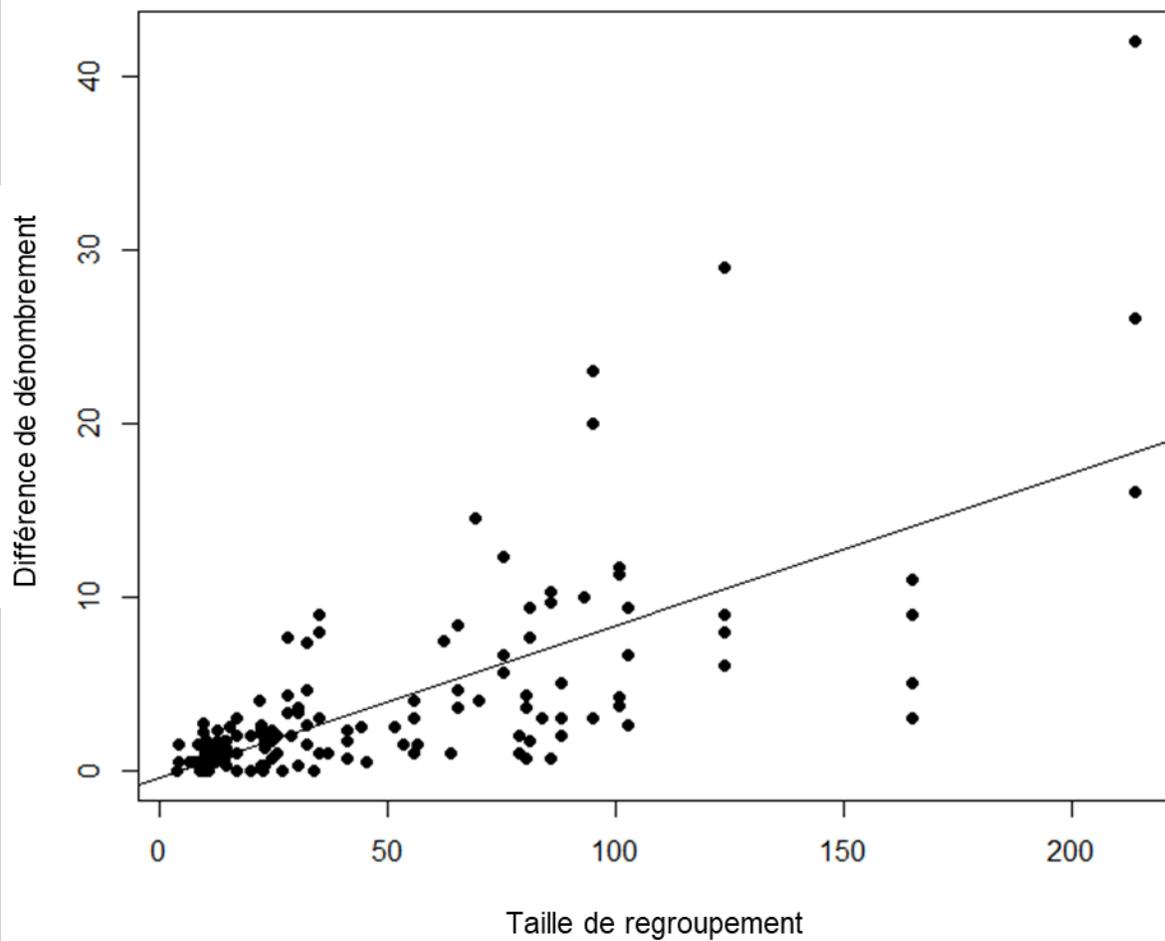


Figure 5. Différences de dénombrement par rapport à la moyenne pour chacune des 167 observations de regroupements de loutres de mer ($n = 194$ dénombrements) en 2017. La ligne représente un modèle de régression linéaire avec une pente de 0,087.

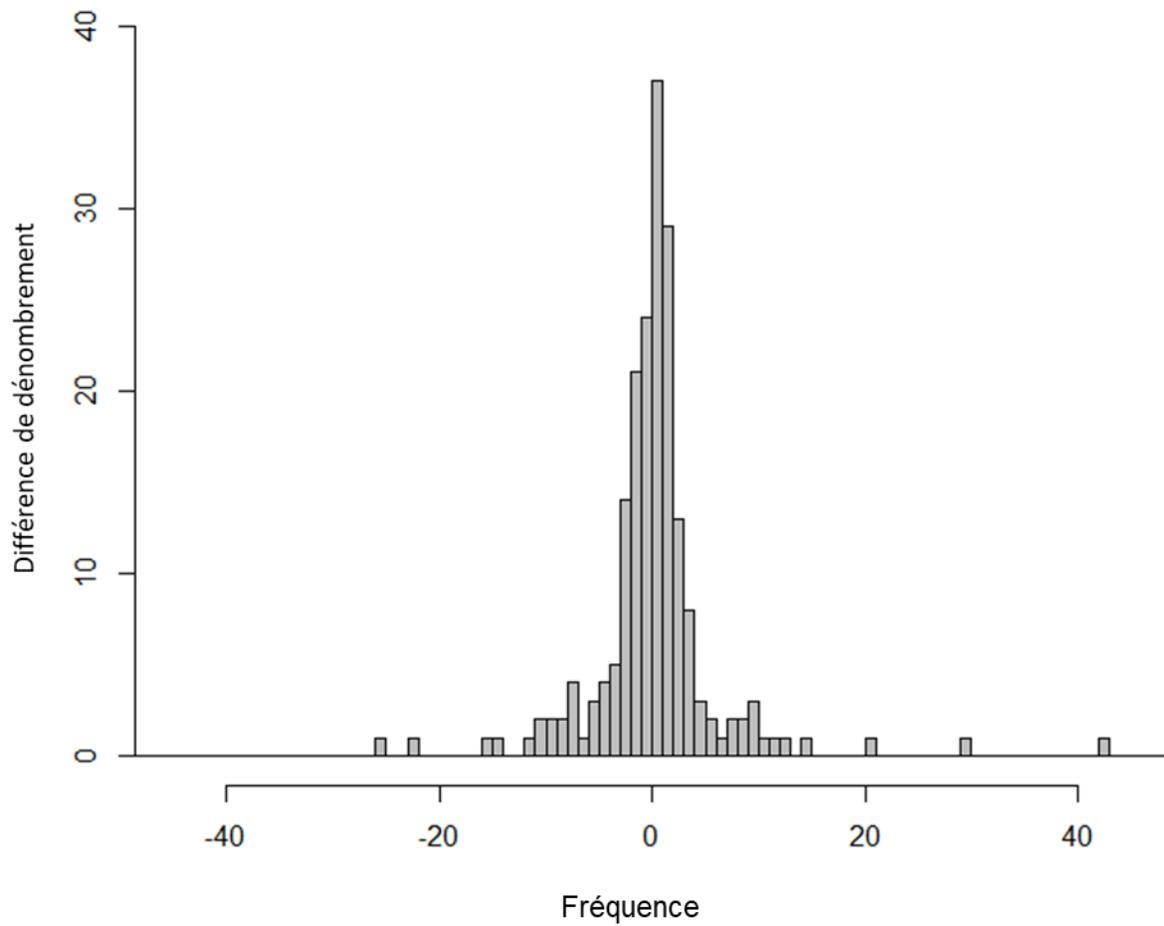


Figure 6. Répartition de la fréquence des différences de dénombrement par rapport à la moyenne pour chacune des 167 observations de regroupements de loutres de mer ($n = 194$ dénombrements). Les différences entre les dénombrements et la moyenne pour chaque aire de regroupement vont de -26 à +42 loutres de mer. La moyenne globale et la médiane de ces différences de dénombrement sont nulles.

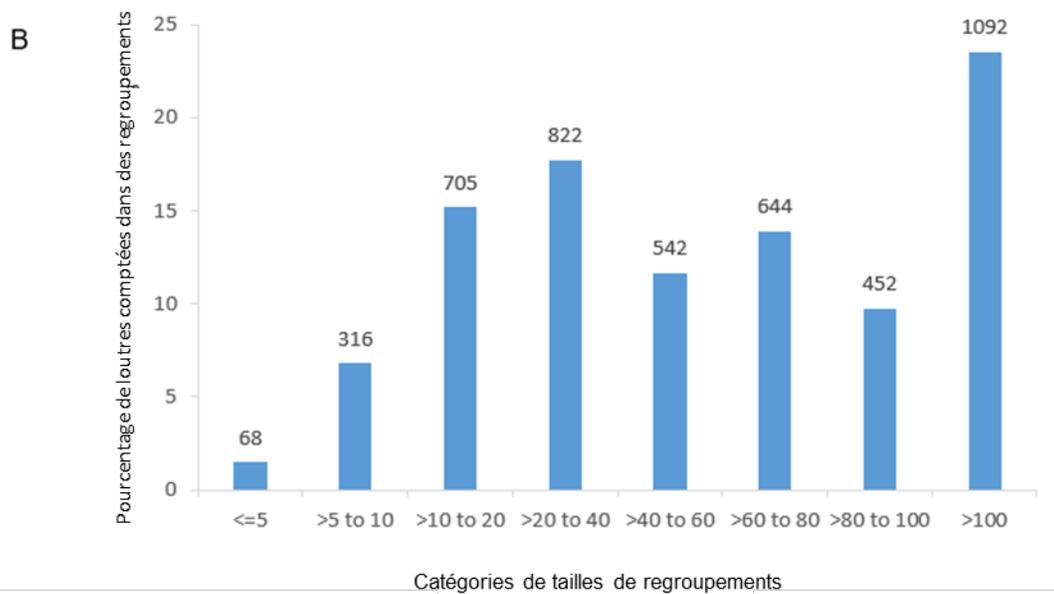
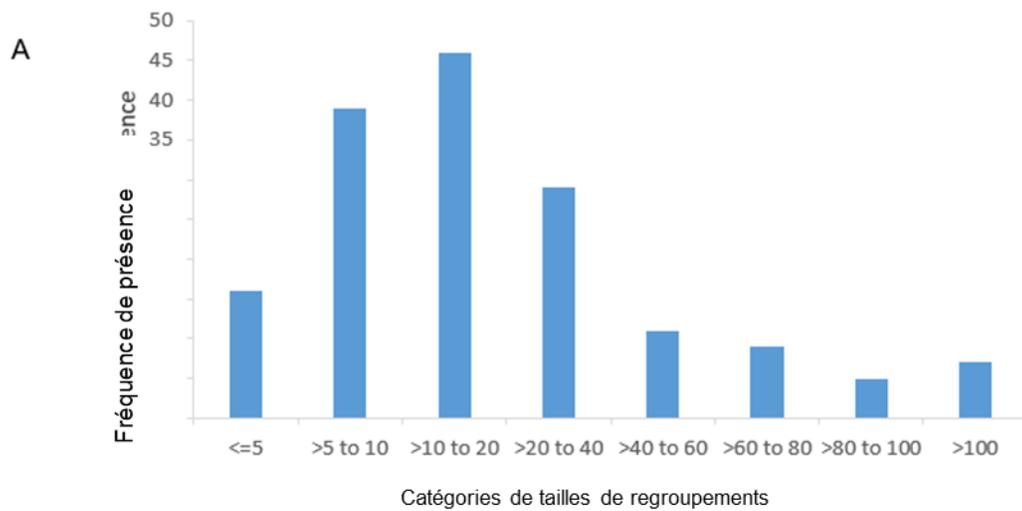


Figure 7. A. Répartition de la fréquence des tailles de regroupement enregistrées pendant les relevés de 2017. B. Pourcentage de toutes les loutres observées dans des regroupements pendant les relevés de 2017 par catégorie de taille de regroupement ($n = 4\,641$) et colonnes étiquetées avec le nombre de loutres de mer dans chaque catégorie de taille de regroupement.

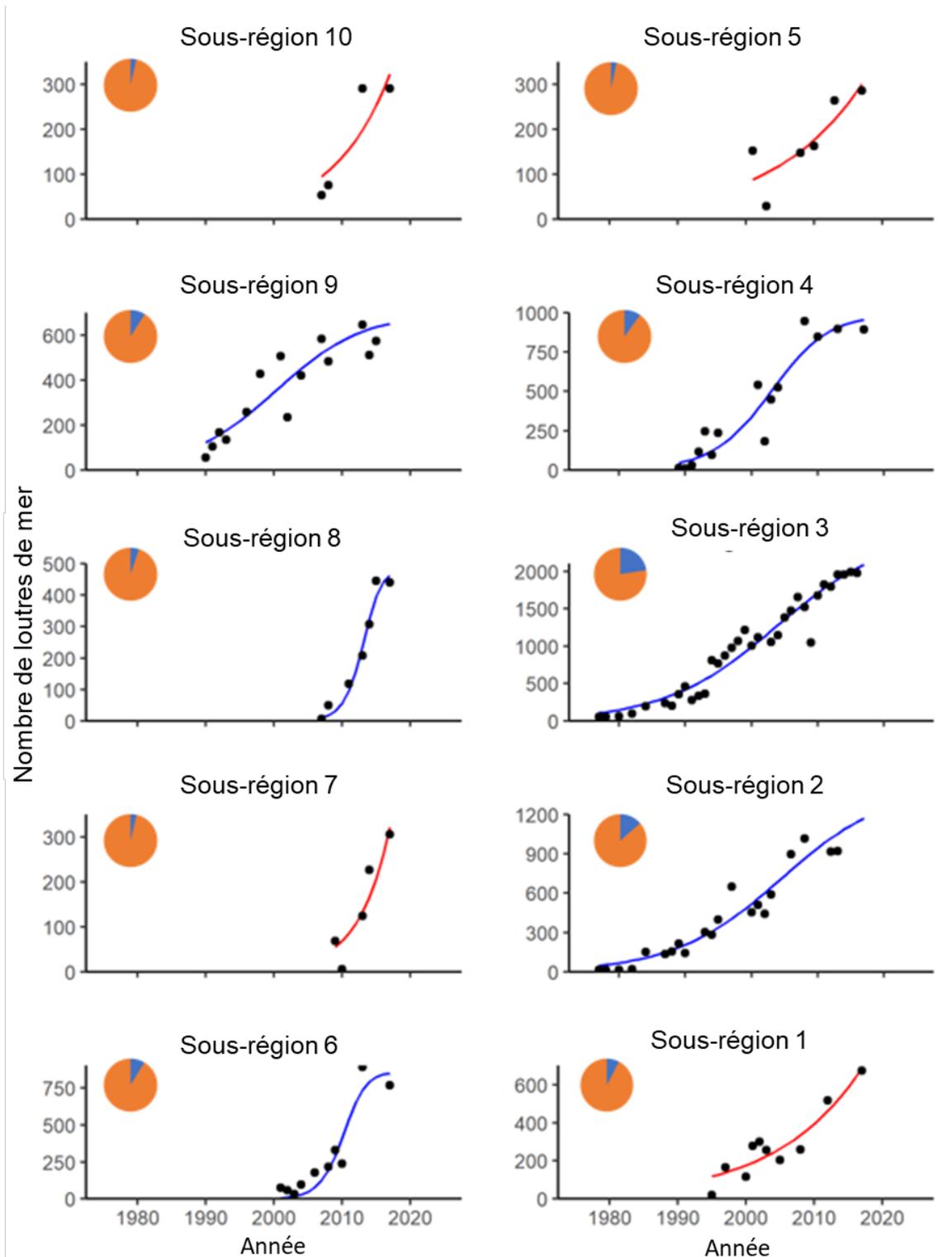


Figure 8. Les tendances de la croissance sous-régionale correspondent aux dénombrements des relevés de 1977 à 2017. La ligne bleue représente un modèle logistique. La ligne rouge représente un modèle exponentiel. Les diagrammes en secteurs en médaillon illustrent la contribution totale (en bleu) de la sous-région à l'estimation de la population globale en 2017 ($n = 8\ 110$). Les échelles de l'axe des Y ne sont pas identiques dans tous les graphiques sous-régionaux.

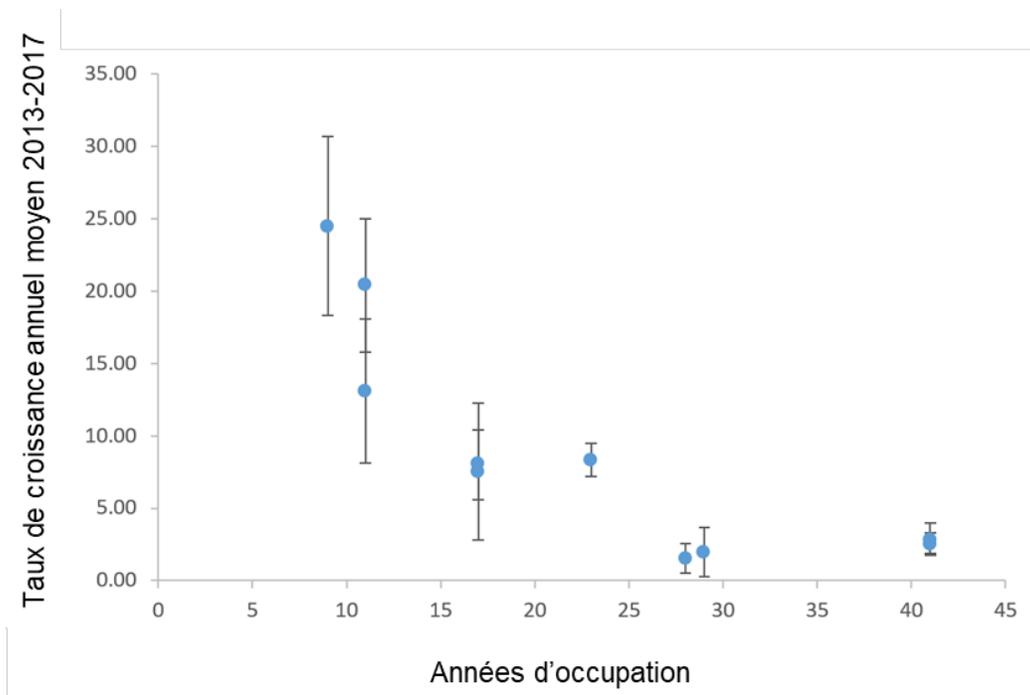


Figure 9. Taux de croissance annuel moyen sous-régional au cours de la période quinquennale la plus récente (2013-2017) par rapport aux années d'occupation. Les barres d'erreur représentent l'erreur-type plus/moins 1 (les erreurs-types pour chaque sous-région sont tirées du tableau 2).

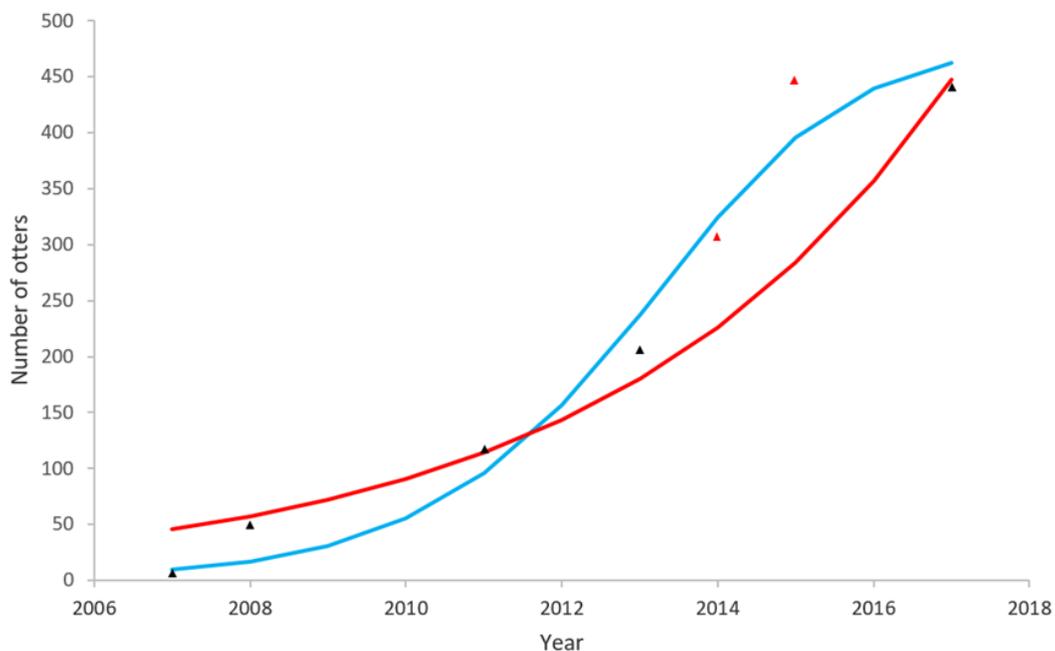


Figure 10. Effet des données de relevés supplémentaires dans la sous-région 8. La ligne bleue représente un modèle logistique ajusté à la série chronologique de 2007 à 2017 ($n = 7$ dénombrements). La ligne rouge représente un modèle exponentiel ajusté à la série chronologique de 2007 à 2017, hormis les deux dénombrements effectués en 2014 et 2015 ($n = 5$). Les triangles représentent les dénombrements. Les triangles rouges sont des dénombrements réalisés par l'Institut de recherche Hakai.

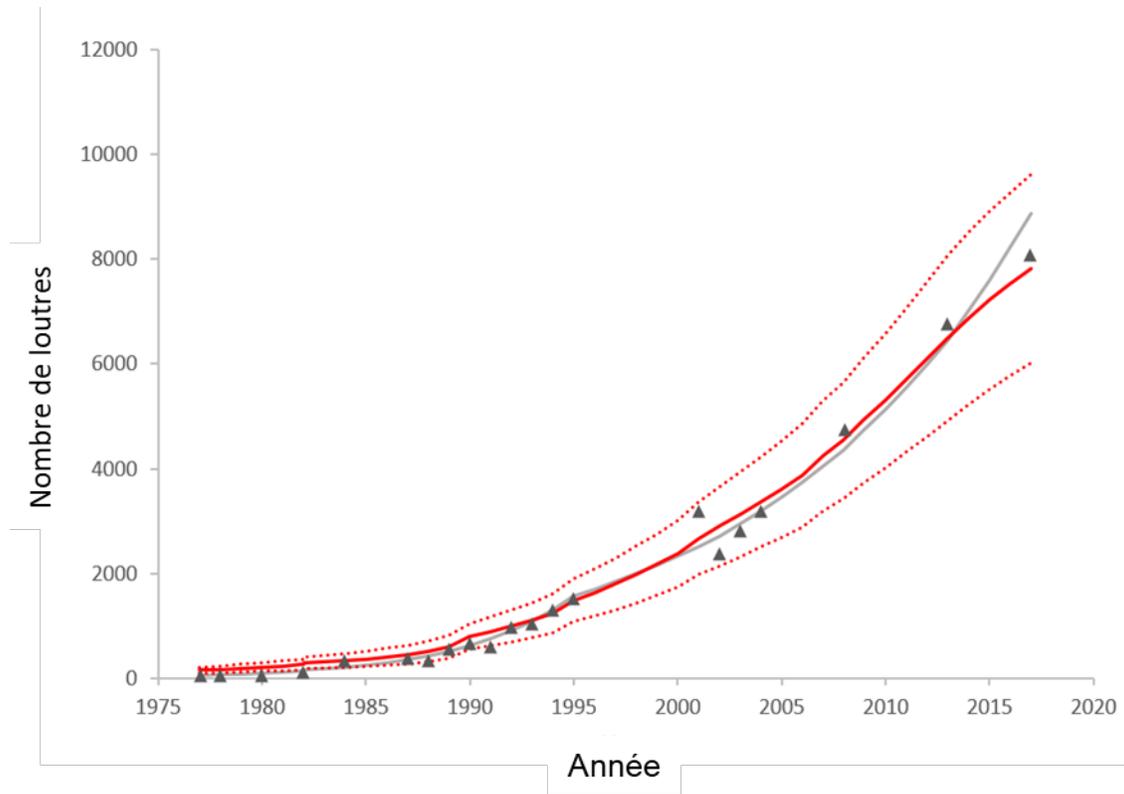


Figure 11. Comparaison des tendances de croissance de la population de loutres de mer en Colombie-Britannique entre 1977 et 2017. La ligne continue rouge représente la croissance estimée de la population de la C.-B. à partir de la somme des 10 modèles sous-régionaux. La ligne rouge pointillée représente les intervalles de confiance supérieur et inférieur à 95 % de cette estimation. Le taux de croissance annuel moyen de ce modèle pour la période 2013-2017 était de 5,26 % par an⁻¹ (ET = 1,25) et de 6,37 % par an⁻¹ (ET = 2,55) pour la période 2008-2012. La ligne continue grise représente la trajectoire estimée de la population à partir de l'ajustement des dénombrements transformés logarithmiquement au temps (année) au moyen d'une régression linéaire par morceaux, qui a estimé le taux de croissance jusqu'en 1995 à 20,11 % par an⁻¹ et à 8,75 % par an⁻¹ par la suite jusqu'en 2017. Les triangles noirs représentent les dénombrements de relevés/les estimations utilisés dans la régression linéaire.

ANNEXE A

Méthode analytique d'ajustement des dénombrements annuels ($n = 21$) de 1977 à 2017 par régression linéaire par morceaux. Il s'agit des méthodes suivies dans Nichol *et al.* (2005) et Nichol *et al.* (2009).

On a estimé les taux annuels de variation de la taille de la population par régression linéaire de $\ln(\text{dénombrements})$ par rapport au temps afin d'obtenir le meilleur ajustement à l'équation de croissance exponentielle transformée logarithmiquement :

$$\ln N_t = \ln N_0 + rt$$

où N_0 représente la taille initiale de la population et r le taux de croissance intrinsèque.

Les taux finis de croissance α ont été dérivés de la pente r (taux intrinsèque) de l'équation de régression par :

$$\alpha = e^r - 1$$

Le test t de Student a servi à déterminer si les pentes de deux régressions log-linéaires simples étaient significativement différentes (Zar 1984).

On a évalué les variations de la croissance démographique entre 1977 et 2017, évidentes dans les tendances des dénombrements, en ajustant des régressions linéaires par morceaux aux dénombrements transformés logarithmiquement pour déterminer la période probable où a eu lieu une variation distincte de la tendance de croissance :

$$\ln N_t = \ln N_0 + r_1t + r_2(t-x)Y_t$$

où x représente l'année où le taux de croissance a changé, r_1 représente le taux de croissance intrinsèque avant la variation, et r_2 la quantité par laquelle le taux est ajusté après la variation. Y_t est une variable fictive à laquelle la valeur 0 est attribuée pour les années précédant la variation de la croissance et la valeur 1 pour les années suivantes. Toutes les régressions possibles ont été ajustées et celles pour lesquelles les deux coefficients étaient significatifs ont été évaluées par les valeurs r^2 non ajustées qui en ont résulté.