



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 2021/001

Région du Pacifique

Examen préalable à l'évaluation par le COSEPAC de l'information du MPO sur l'ormeau nordique (*Haliotis kamtschatkana*) le long de la côte du Pacifique du Canada

S.G. Obradovich¹, S.C. Hansen¹, Z. Zhang¹, S. MacNeill¹, L.M. Nichol¹, C.N. Rooper¹,
C. St. Germain², D.L. Curtis¹, B.J. Waddell¹, et L.L. Barton¹

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

²Pêches et Océans Canada
Institut des sciences de la mer
9860, chemin Saanich Ouest
Sidney (Colombie-Britannique) V8L 5T5

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 ON K1A 0E6

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



© Sa Majesté la Reine du chef du Canada, 2021
ISSN 2292-4272

La présente publication doit être citée comme suit :

Obradovich, S.G., Hansen, S.C., Zhang, Z., MacNeill, S., Nichol, L.M., Rooper, C.N., St. Germain, C., Curtis, D.L., Waddell, B.J., et Barton, L.L. 2021. Examen préalable à l'évaluation par le COSEPAC de l'information du MPO sur l'ormeau nordique (*Haliotis kamtschatkana*) le long de la côte du Pacifique du Canada. Secr. can. de consult. sci. du MPO. Doc. de rech. 2021/001. v + 77 p.

Also available in English:

Obradovich, S.G., Hansen, S.C., Zhang, Z., MacNeill, S., Nichol, L.M., Rooper, C.N., St. Germain, C., Curtis, D.L., Waddell, B.J., and Barton, L.L. 2021. Pre-COSEWIC review of DFO information on Northern Abalone (Haliotis kamtschatkana) along the Pacific Coast of Canada. DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2021/001. v + 70 p.

TABLE DES MATIÈRES

RÉSUMÉ.....	v
1 INTRODUCTION	1
1.1 OBJET	1
1.2 DONNÉES DISPONIBLES ET EMBLEMES	1
2 BIOLOGIE	5
2.1 CROISSANCE ET ÂGE.....	5
2.2 RELATION LONGUEUR-POIDS	9
2.3 MATURITÉ.....	12
2.4 FÉCONDITÉ.....	12
2.5 TAUX DE MORTALITÉ ET PROBABILITÉS SELON LA TAILLE QU'UN ORMEAU SOIT CRYPTIQUE	12
2.6 RECRUTEMENT	16
3 DESCRIPTION GÉNÉTIQUE	17
4 RÉPARTITION.....	19
4.1 RÉPARTITION CANADIENNE	19
5 TENDANCES DE LA POPULATION.....	21
5.1 RELEVÉS SUR L'ORMEAU AUX SITES REPÈRES	21
5.2 RELEVÉS PAR TRANSECT	30
5.3 ANALYSE DES TENDANCES DE LA POPULATION	32
6 EFFECTIF DE LA POPULATION	33
7 HABITAT	34
8 MENACES	35
8.1 MODIFICATION DE L'ENVIRONNEMENT	35
8.2 RÉCOLTE ILLÉGALE	35
8.3 ÉCHEC DU RECRUTEMENT	37
8.4 PRÉDATION PAR LA LOUTRE DE MER.....	38
9 POPULATIONS MANIPULÉES	41
9.1 ENSEMENCEMENT	42
9.2 ÉTUDES DES REGROUPEMENTS	42
10 ORIENTATIONS FUTURES	42
11 REMERCIEMENTS	43
12 REFERENCES	45
ANNEXE A. ESTIMATION DES TAUX DE MORTALITÉ	56

ANNEXE B. ESTIMATION DE L'OCCUPATION PAR LA LOUTRE DE MER DES SITES REPÈRES DES RELEVÉS DE L'ORMEAU MENÉS PAR LE MPO	58
ANNEXE C. ESTIMATION DE LA ZONE D'OCCURRENCE À L'AIDE DE MODÈLES D'INDICE DE LA QUALITÉ DE L'HABITAT	60
ANNEXE D. ESTIMATION D'UN INDICE DE L'ABONDANCE NORMALISÉ POUR LES RELEVÉS DE L'ORMEAU NORDIQUE AUX SITES REPÈRES DU MPO	62
ANNEXE E. DENSITÉS DE L'ORMEAU NORDIQUE ESTIMÉES SELON LES RELEVÉS DE L'OREMAU NORDIQUE AUX SITES REPÈRES DU MPO	67
ANNEXE F. HISTOGRAMMES DES FRÉQUENCES DE TAILLE DE L'ORMEAU NORDIQUE	72
ANNEXE G. SYMBOLES MATHÉMATIQUES UTILISÉS DANS LES MODÈLES.....	77

RÉSUMÉ

Cet examen présente des données actualisées du MPO sur l'ormeau nordique (*Haliotis kamtschatkana*) qui seront utilisées dans un rapport de situation du Comité sur la situation des espèces en péril au Canada (COSEPAC). Le COSEPAC a désigné l'ormeau nordique pour la première fois comme « espèce menacée » en 1999 et l'a réévalué comme « espèce en voie de disparition » en 2009. L'espèce est inscrite comme « espèce en voie de disparition » en vertu de la Loi sur les espèces en péril depuis 2009. L'ormeau nordique est présent de Salisbury Sound, en Alaska, à Bahía Tortugas, en Basse-Californie. Les études génétiques ne donnent aucune preuve que plus d'une population d'ormeau nordique est présente en Colombie-Britannique. Les adultes occupent généralement des eaux côtières exposées et semi-exposées de moins de 10 m de profondeur, mais ils ont été observés de la zone intertidale basse jusqu'à 40 m de profondeur. L'étendue de la présence dans les eaux de la Colombie-Britannique a été estimée à 6 985 km² selon un modèle d'indice de la qualité de l'habitat mis au point récemment. La plus grande longueur de coquille enregistrée pour un ormeau nordique en Colombie-Britannique est de 165 mm. L'ormeau nordique atteint 50 mm en deux à cinq ans et 100 mm en six à neuf ans. Cinquante pour cent des individus sont sexuellement matures autour de 50 mm et 100 % le sont à 70 mm. La mortalité totale estimée (0,20 à – 0,50 a⁻¹) variait selon la région et en fonction de la présence ou de l'absence de loutres de mer (*Enhydra lutris*). Toutes les pêches de l'ormeau nordique sont fermées depuis 1990, y compris les pêches commerciales, récréatives et autochtones, mais la pêche illégale demeure une préoccupation importante pour cette espèce. Les séries chronologiques de la densité fondées sur les relevés de l'ormeau nordique effectués par MPO aux sites repères montrent que les densités estimées de l'ormeau nordique ont diminué depuis le début de la série chronologique (1978 dans le nord de la Colombie-Britannique), mais révèlent des augmentations récentes importantes des densités des juvéniles (longueur de la coquille de ≥ 20 mm à < 70 mm) et de légères augmentations des densités des adultes (≥ 70 mm) dans le nord de la Colombie-Britannique. Toutefois, les relevés sont marqués par une forte variabilité des densités observées et estimées. Les densités tirées d'un relevé répété d'un transect près de Kitkatla, en Colombie-Britannique, en 2000 et en 2016, affichent des tendances semblables aux densités estimées à partir des relevés de l'ormeau nordique effectués aux sites repères par le MPO dans le nord de la province. Les tendances sont moins claires dans le sud de la Colombie-Britannique, où les densités sont beaucoup plus faibles et où il n'y a pas eu d'augmentation importante dans les catégories de taille.

1 INTRODUCTION

1.1 OBJET

L'ormeau nordique (*Haliotis kamtschatkana*) est un escargot marin, à la répartition fragmentée sur la côte de la Colombie-Britannique, au Canada. C'est la seule espèce d'ormeau présente au Canada (McLean 1966; Campbell 2000; Geiger 2000). Historiquement, cette espèce a soutenu les pêches autochtones, récréatives et commerciales (Sloan et Breen 1988; Farlinger 1990) jusqu'à ce que toutes les pêches soient fermées en 1990 après d'importants déclin des densités recensées. Malgré la fermeture des pêches, les densités recensées de l'ormeau nordique n'ont pas augmenté (Harbo 1997), et le Comité sur la situation des espèces en péril au Canada (COSEPAC) a désigné l'espèce pour la première fois comme « espèce menacée » en 1999 (Jamieson 2001) et l'a réévaluée comme « espèce en voie de disparition » en 2009 (COSEPAC 2009). À la suite de l'évaluation du COSEPAC, l'ormeau nordique a d'abord été inscrit comme « espèce menacée » en 2003, puis à nouveau comme « espèce en voie de disparition » en 2009 en vertu de la Loi sur les espèces en péril (MPO 2012). Le présent rapport vise à fournir un sommaire à jour de l'information pertinente du MPO pour la prochaine réévaluation de la situation de l'ormeau nordique dans les eaux canadiennes par le COSEPAC. Les résultats seront ensuite mis à la disposition du COSEPAC, des auteurs du rapport sur la situation de l'espèce et des coprésidents du sous-comité pertinent de spécialistes de l'espèce du COSEPAC. Dans le reste du rapport, l'ormeau nordique sera simplement appelé « ormeau », sauf lorsque d'autres espèces d'ormeaux sont également examinées, auquel cas elles seront clairement identifiées.

1.2 DONNÉES DISPONIBLES ET EMBLEMES

Les données utilisées pour la majorité des analyses citées ici ont été recueillies dans le cadre des relevés de l'ormeau nordique aux sites repères de Pêches et Océans Canada (MPO), ci-après appelés relevés aux sites repères. Ces relevés sont actuellement menés dans six régions de relevé de la Colombie-Britannique – la côte centrale (CC), la côte est de Haida Gwaii (CEHG), la côte ouest de Haida Gwaii (COHG), le détroit de la Reine-Charlotte (DRC), le bassin de Géorgie (BG) et la côte ouest de l'île de Vancouver (COIV) (figure 1) – en rotation selon un cycle d'environ cinq ans (voir le tableau 1, la section 5.1 et Hansen et al. 2020 pour des renseignements plus détaillés). Les relevés aux sites repères sont effectués dans certaines régions depuis 1978, ce qui permet de créer une série chronologique sur laquelle la plupart des avis scientifiques du MPO sont fondés, y compris la fermeture de la pêche en 1990 et les avis et analyses antérieurs fournis au COSEPAC. Bien que les analyses ici reposent fortement sur les relevés aux sites repères, une partie importante de nos connaissances sur l'écologie et la biologie de l'ormeau provient d'autres études menées par le MPO (tableau 2) et d'autres groupes. La plupart de ces études sont réalisées sur de petites zones et habituellement pendant une période limitée. Par exemple, des programmes comme le Fonds autochtone pour les espèces en péril (FAEP) et le Programme d'intendance de l'habitat pour les espèces en péril (PIH) ont permis à de nombreuses Premières Nations d'élaborer leurs propres relevés de surveillance ou projets de rétablissement. En particulier, la Nation Gitxaala, la Nation haïda, les Premières Nations Huu-ay-aht, la Nation Kitasoo/Xai'xais et la Nation Heiltsuk ont recueilli des données pendant de nombreuses années. D'autres – la Première Nation Gitga'at, la Première Nation Metlakatla, la Musgamagw Territorial Marine Management Society, la Nation Nisga'a, les Premières Nations Nuuchah-nulth – ont participé à des projets de moindre envergure visant à recueillir des données sur l'ormeau ou à améliorer l'intendance. De plus, plusieurs chercheurs universitaires mènent des recherches sur l'ormeau (Watson 2000; Griffiths et Gosselin 2008;

Crim et al. 2011; Read et al. 2012, 2013; Hansen et Gosselin 2013, 2016; Lee et al. 2016). Bien que l'aquaculture de l'ormeau soit maintenant abolie en Colombie-Britannique, d'importantes lacunes dans les connaissances ont été comblées par l'élaboration de projets d'aquaculture (voir Lessard et al. 2002; MPO 2015a). Bien que ces programmes, relevés et recherches constituent de précieuses sources d'information pour évaluer la biologie et la situation de l'ormeau en Colombie-Britannique, le présent rapport préalable à l'évaluation par le COSEPAC porte uniquement sur les données recueillies par le MPO.

Tableau 1. Régions de relevé de l'ormeau nordique aux sites repères, années d'échantillonnage de chaque région et zones biogéographiques correspondantes dans le programme de rétablissement en vertu de la Loi sur les espèces en péril (MPO 2007). Les données de 2017 à 2019 n'ont pas été publiées auparavant (les données de 2019 n'étaient pas accessibles pour le présent rapport).

Région de relevé	Années	Zone biogéographique
Côte est de Haida Gwaii (CEHG)	1978, 1979, 1984, 1987, 1990, 1994, 1998, 2002, 2007, 2012, 2017	Haida Gwaii
Côte centrale (CC)	1978, 1979, 1980, 1983, 1985, 1989, 1993, 1997, 2001, 2006, 2011, 2016	Côte nord et côte centrale
Détroit de la Reine-Charlotte (DRC)	2004, 2009, 2014, 2019	Détroit de la Reine-Charlotte et détroit de Johnstone
Bassin de Géorgie (BG)	1982, 1985, 2005, 2009, 2019	Bassin de Géorgie
Côte ouest de l'île de Vancouver (COIV)	2003, 2008, 2013, 2018	Côte ouest de l'île de Vancouver
Côte ouest de Haida Gwaii (COHG)	2008, 2013, 2018	Haida Gwaii

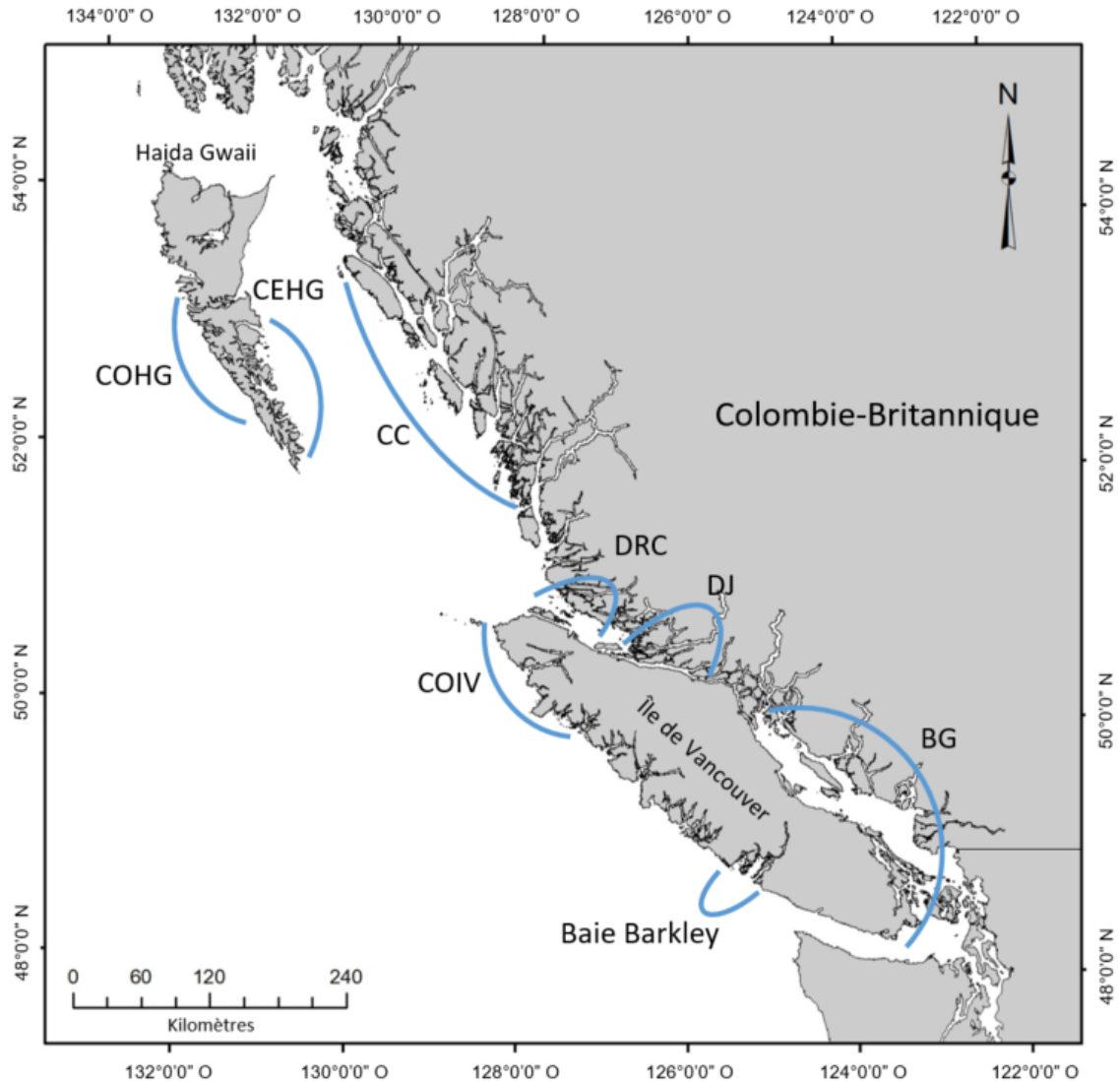


Figure 1. Carte des régions recensées lors des relevés de l'orque nordique aux sites repères effectués par le MPO en Colombie-Britannique. Les données des sites repères sont accessibles pour six régions : la côte est de Haida Gwaii (CEHG); la côte ouest de Haida Gwaii (COHG); la côte centrale (CC); le détroit de la Reine-Charlotte (DRC); le bassin de Géorgie (BG); la côte ouest de l'île de Vancouver (COIV). Le détroit de Johnstone (DJ) a fait l'objet d'un relevé en 1982 et en 2004, mais ce n'est plus le cas maintenant. Bien qu'il ne s'agisse pas d'une région recensée lors des relevés aux sites repères, le MPO a effectué de nombreuses études de recherche dans la baie Barkley.

Tableau 2. Données du MPO sur l'ormeau nordique recueillies en dehors de la portée des relevés aux sites repères. Les astérisques indiquent que le MPO a saisi des ormeaux; le lieu de la saisie peut ne pas refléter le lieu de la récolte.

Lieu d'étude	Années	Région de relevé de l'ormeau aux sites repères	Objet de l'étude	Publication
Île McIntosh	1963	-	Croissance, morphométrie et reproduction	Quayle (1971)
Île Hand	1963	-	Croissance, morphométrie et reproduction	Quayle (1971)
Île Gilbert	1964, 1965	-	Croissance, morphométrie et reproduction	Quayle (1971)
Île Bauke	1964, 1965	-	Croissance, morphométrie et reproduction	Quayle (1971)
Île Sivart	1965, 1966	CEHG	Croissance, morphométrie et reproduction	Quayle (1971)
Récif de Ramsbotham	1966	BG	Croissance, morphométrie et reproduction	Quayle (1971)
Île Hornby	1968	CC	Croissance, morphométrie et reproduction	Quayle (1971)
Baie Barkley	1977, 1978	-	Taux de croissance	Breen (1986)
Haida Gwaii	1980, 1981, 1982	CEHG	Taux de croissance	Breen (1986)
Baie Barkley	1991, 1992, 1993	-	Croissance et détermination de l'âge – marquage-recapture	Ce rapport
Pointe Dallain	1995	CC	Densité, effectif de la population et structure selon le poids	Cripps et Campbell (1998)
Port Hardy*	1995	DRC	Relation longueur-poids	Ce rapport
Passage Higgins	1996	CC	Densité, effectif de la population et structure selon le poids	Cripps et Campbell (1998)
Port McNeill*	1996	DRC	Relation longueur-poids	Ce rapport
Île Goschen	2000; 2016	CC	Estimation de la densité selon la méthode de relevé par transect	Lucas et al. (2002); ce rapport
Îles Prager	2000; 2016	CC	Estimation de la densité selon la méthode de relevé par transect	Lucas et al. (2002); ce rapport
Île Dolphin	2000; 2016	CC	Estimation de la densité selon la méthode de relevé par transect	Lucas et al. (2002); ce rapport
Baie Barkley	2002, 2003, 2004, 2005, 2006	-	Taux de croissance	Zhang et al. (2009)
Inlet Selwyn	2018	CEHG	Distribution génétique – structure de la population	Données inédites
Île Tanu	2018	CEHG	Distribution génétique – structure de la population	Données inédites
Partie supérieure de la baie Juan Perez	2018	CEHG	Distribution génétique – structure de la population	Données inédites
Partie inférieure de la baie Juan Perez	2018	CEHG	Distribution génétique – structure de la population	Données inédites

2 BIOLOGIE

Les ormeaux sont des reproducteurs à la volée dioïques et synchrones dont le cycle biologique est constitué d'une phase larvaire lécithotrophe pélagique (de 7 à 14 jours) et d'un stade benthique beaucoup plus long (Strathmann 1987; Sloan et Breen 1988; Pearce et al. 2003). Pendant le stade benthique, les larves véligères d'ormeau récemment établies se métamorphosent en juvéniles et finissent par devenir des adultes sexuellement reproducteurs (Strathmann 1987; Sloan et Breen 1988; Pearce et al. 2003). Les premières phases de ce cycle biologique sont généralement associées à une mortalité considérable, comme c'est généralement le cas pour les invertébrés marins (Thorson 1950, 1966; Moss et Tong 1992; Gosselin et Qian 1997), et il n'est pas rare que l'établissement échoue, en particulier lorsque les reproducteurs sont présents en faibles densités (Breen 1986; Rothaus et al. 2008; Neuman et al. 2018; Carson et al. 2019, l'échec de l'établissement est appelé échec du recrutement ailleurs). L'échec de l'établissement peut être dû à différentes causes, comme des conditions environnementales défavorables, un effet d'Allee du recrutement, un frai asynchrone et des taux de prédation élevés (p. ex. échec de l'effet de dilution vis-à-vis des prédateurs à de faibles densités, Shepherd 1990; Farlinger et Campbell 1992; McShane 1995; Rothaus et al. 2008). La prédation peut aussi être limitative aux stades juvéniles et adultes. Les prédateurs de l'ormeau sont les étoiles de mer (p. ex. *Pycnopodia helianthoides*), les pieuvres (p. ex. *Enteroctopus dofleini*), les crabes (p. ex. *Cancer productus*), les poissons (p. ex. *Scorpaenichthys marmoratus*) et les mammifères (p. ex. *Enhydra lutris*) (Sloan et Breen 1988). La vulnérabilité de l'ormeau à l'égard de certains prédateurs diminue à mesure qu'il grandit (Sloan et Breen 1988; Griffiths et Gosselin 2008), et il peut afficher des comportements comme le camouflage pour réduire sa vulnérabilité à la prédation (Hansen et Gosselin 2016; Lee et al. 2016). La biologie de l'ormeau sera décrite de manière plus détaillée dans les sections suivantes, particulièrement en ce qui a trait aux modèles de probabilité de comportement cryptique, de mortalité et à obstacle bayésien utilisés ici pour analyser les tendances de la population. De plus, Sloan et Breen (1988) présente un synopsis du cycle biologique de l'ormeau en Colombie-Britannique, qui demeure l'une des sources d'information les plus complètes sur l'ormeau en Colombie-Britannique. Lessard et al. (2007b) et COSEPAC (2009) sont d'autres synopsis utiles. De plus, Neuman et al. (2018) a récemment examiné la situation de l'ormeau sur la côte ouest de l'Amérique du Nord, notamment sa biologie.

2.1 CROISSANCE ET ÂGE

Les données sur la croissance et l'âge sont utilisées pour estimer le taux de mortalité. La croissance de l'ormeau nordique et d'autres haliotides est raisonnablement bien décrite (Sloan et Breen 1988). La plupart des données du MPO sur la croissance proviennent d'études par marquage et recapture (p. ex. Quayle 1971; Breen 1986; Zhang et al. 2009). La croissance de l'ormeau varie en fonction de l'habitat et des conditions environnementales : elle est plus rapide dans les endroits où des sources de nourriture de grande qualité, comme la laminaire géante (*Macrocystis pyrifera*) ou le nereocystis de Lutke (*Nereocystis luetkeana*) (Breen 1986; Sloan et Breen 1988), sont disponibles et elle est plus lente dans les environnements où l'énergie des vagues est forte (Breen 1986; Lessard et Campbell 2007). La température a aussi une incidence sur la croissance de l'ormeau (Sloan et Breen 1988). Compte tenu de l'influence des conditions environnementales sur la croissance de l'ormeau, on peut s'attendre à ce que la croissance évolue au fil du temps à mesure que les conditions environnementales changent.

On suppose que la croissance de l'ormeau suit le modèle de von Bertalanffy (Zhang et al. 2009) :

$$\hat{L}_t = L_\infty(1 - e^{-K(t-t_0)}) \quad (1)$$

où \hat{L}_t est la longueur prévue de la coquille à l'âge t , L_∞ est la longueur asymptotique de la coquille, K est un coefficient du taux de croissance qui détermine la vitesse à laquelle la longueur maximale de la coquille est atteinte, t est l'âge en années et t_0 est l'âge théorique auquel la longueur de la coquille est nulle. Les estimations des paramètres de croissance de von Bertalanffy, L_∞ et K , sont disponibles dans les études par marquage-recapture du MPO des années 1960 à 1980 (Breen 1986) et 2000 (Zhang et al. 2009). Breen (1986) a estimé les paramètres de croissance à l'aide des diagrammes de la longueur de Ford-Walford au moment de la remise à l'eau et de la récupération pour plusieurs expériences de marquage menées sur toute la côte (1964 à 1982). Zhang et al. (2009) a utilisé des modèles hiérarchiques bayésiens pour estimer les paramètres de croissance d'après une expérience de translocation réalisée par le MPO dans la baie Barkley (2002 à 2006) et a incorporé la variabilité individuelle des tailles prévues dans les estimations des paramètres. Les données d'une autre expérience de marquage-recapture menée par le MPO de 1991 à 1993 dans la baie Barkley (île Hankin, île Dempster et île Turret) ne sont pas encore publiées et donnent l'occasion de réévaluer les paramètres de croissance de l'ormeau en Colombie-Britannique à l'aide de données supplémentaires.

En l'absence de données sur l'âge, les paramètres de croissance de von Bertalanffy (L_∞ et K) ont été estimés à partir des données de marquage-recapture de 1991 à 1993 à l'aide des parcelles de Gulland et de Holt (Gulland et Holt 1959; Murray et Neilson 2002) en fonction du changement de la longueur de la coquille (mm) entre le marquage (t_1) et la recapture (t_2) de chaque ormeau (j) :

$$\frac{L_{2,j} - L_{1,j}}{t_2 - t_1} = K \cdot L_\infty - K \cdot \frac{L_{1,j} + L_{2,j}}{2} \quad (2)$$

où $L_{1,j}$ et $L_{2,j}$ sont les longueurs de coquille mesurées au moment du marquage (t_1) et au moment de la recapture (t_2), respectivement. On présume que le paramètre t_0 dans l'équation de croissance de von Bertalanffy (équation 1) est nul, car il ne peut être estimé à partir des seules données de marquage-recapture (Zhang et al. 2009). L_∞ est dérivé du diagramme de Gulland et de Holt comme le point d'intersection (a) divisé par K , et K est égale à la valeur négative de la pente (b) :

$$K = -b \quad (3)$$

$$L_\infty = \frac{a}{K} \quad (4)$$

On a utilisé le progiciel de démarrage (Davison et Hinkley 1997; Canty et Ripley 2020) dans la version 4.0.2 de R (R Core Team 2020) pour estimer les intervalles de confiance (IC) de 95 % autour des paramètres de croissance de von Bertalanffy estimés pour l'île Hankin, l'île Dempster et l'île Turret (5 000 répliques avec remplacement). Les graphiques des diagnostics (histogrammes et diagrammes des quantiles) des estimations selon la méthode bootstrap ont révélé une distribution normale avec seulement de légers écarts aux extrémités. Les intervalles de confiance bootstrap ont donc été calculés selon la méthode IC de base (empirique) intégrée à la fonction boot.ci dans le progiciel de démarrage, qui résiste bien aux écarts aux extrémités de la distribution (Canty et Ripley 2020).

Les paramètres de von Bertalanffy, L_∞ et K , estimés à partir des données de marquage-recapture de 1991 à 1993, sont semblables à ceux estimés par Breen (1986) et Zhang et al. (2009) (tableau 3,

figure 2). Les preuves tirées des analyses ANOVA ne permettent pas de rejeter une hypothèse nulle d'aucune différence entre les paramètres estimés à partir de l'étude par marquage-recapture de 1991 à 1993 et ceux de Breen (1986) (ANOVA pour K : $F_{1,10} = 0,001$, $p = 0,97$; ANOVA pour L_{∞} : $F_{1,10} = 0,65$, $p = 0,439$). De même, une évaluation sommaire des courbes de croissance générées à partir des estimations des paramètres de von Bertalanffy et de leurs intervalles de confiance de 95 % ne suggère pas qu'il est possible de rejeter une hypothèse nulle d'aucune différence entre les sources (Breen 1986; Zhang et al. 2009 et l'étude par marquage-recapture de 1991 à 1993) et nous n'avons donc pas poursuivi d'analyses supplémentaires (figure 2). Les valeurs des paramètres de croissance semblent également compatibles avec celles dérivées par Schnute et Fournier (1980) des données sur la longueur-fréquence dans Breen et Adkins (1979), où L_{∞} était de 132,8 et K était de 0,216. Ces comparaisons visent uniquement à démontrer que les données supplémentaires ne constituent pas une valeur aberrante. La variabilité entre les courbes de croissance estimées est plus grande entre les emplacements d'une étude (Breen 1986) qu'entre les trois sources (figure 2). Il convient de noter que l'îlot Ellis, sur la côte ouest de l'île de Vancouver, a été retiré des figures, car la fourchette de son paramètre K englobait zéro. L'observation selon laquelle la croissance de l'ormeau en Colombie-Britannique dépend fortement du site est conforme à d'autres études, par exemple une réduction de la croissance et de la longueur de la coquille lorsque l'exposition augmente (Breen 1986; Lessard et Campbell 2007).

Tableau 3. Paramètres de croissance de von Bertalanffy, L_{∞} (longueur asymptotique de la coquille) et K (coefficient du taux de croissance qui détermine la vitesse à laquelle la longueur maximale de la coquille est atteinte) et leurs intervalles de confiance (IC) de 95 % en Colombie-Britannique. Les régions sont HG (Haïda Gwaii), CC (côte centrale) et BB (baie Barkley), qui ne correspondent pas aux relevés aux sites repères. D'après Breen (1986), Zhang et al. (2009) et une étude par marquage de 1991 à 1993 (ces données supplémentaires sont indiquées par des astérisques). Il est à noter que pour Zhang et al. (2009), des transplantations ont été effectuées dans quatre sites de la baie Barkley.

Emplacement	Année	K			L_{∞}		
		Moyenne	IC de 95 % inférieur	IC de 95 % supérieur	Moyenne	IC de 95 % inférieur	IC de 95 % supérieur
Île Sivart, HG	1966	0,230	0,128	0,346	129,8	126,8	132,9
Île Lyell, HG	1980	0,505	0,366	0,668	100,6	98,2	103,0
Anse Newberry, HG	1980	0,195	0,144	0,249	95,2	94,6	95,9
Île Murchison., HG	1982	0,267	0,070	0,510	124,2	116,3	132,2
Hickey Is., CC	1981	0,241	0,129	0,365	113,8	112,0	115,6
Île Bauke (a), BB	1965	0,317	0,103	0,580	123,7	118,8	128,5
Île Gilbert, BB	1965	0,204	0,074	0,353	137,3	133,5	141,1
Îlot Ellis, BB	1977	0,158	0,000	0,434	122,6	116,1	129,1
Île Bauke (b), BB	1978	0,351	0,234	0,483	114,2	111,0	117,4
Île Hankin, BB *	1993	0,232	0,185	0,279	110,8	100,7	117,2
Île Turret, BB *	1993	0,306	0,214	0,394	111,8	102,6	117,3
Île Dempster, BB *	1993	0,292	0,245	0,338	111,8	107,6	114,9
Quatre emplacements, BB	2006	0,590	0,510	0,690	98,9	95,8	102,5

Les informations sur la détermination de l'âge de l'ormeau sont limitées actuellement. Les courbes de croissance fondées sur les données de Breen (1980a) montrent que les individus atteignent une longueur de coquille de 50 mm autour de 2 à 5 ans et de 100 mm vers 6 à 9 ans, l'âge présumé reposant sur les caractéristiques de la coquille (Sloan et Breen 1988). Selon

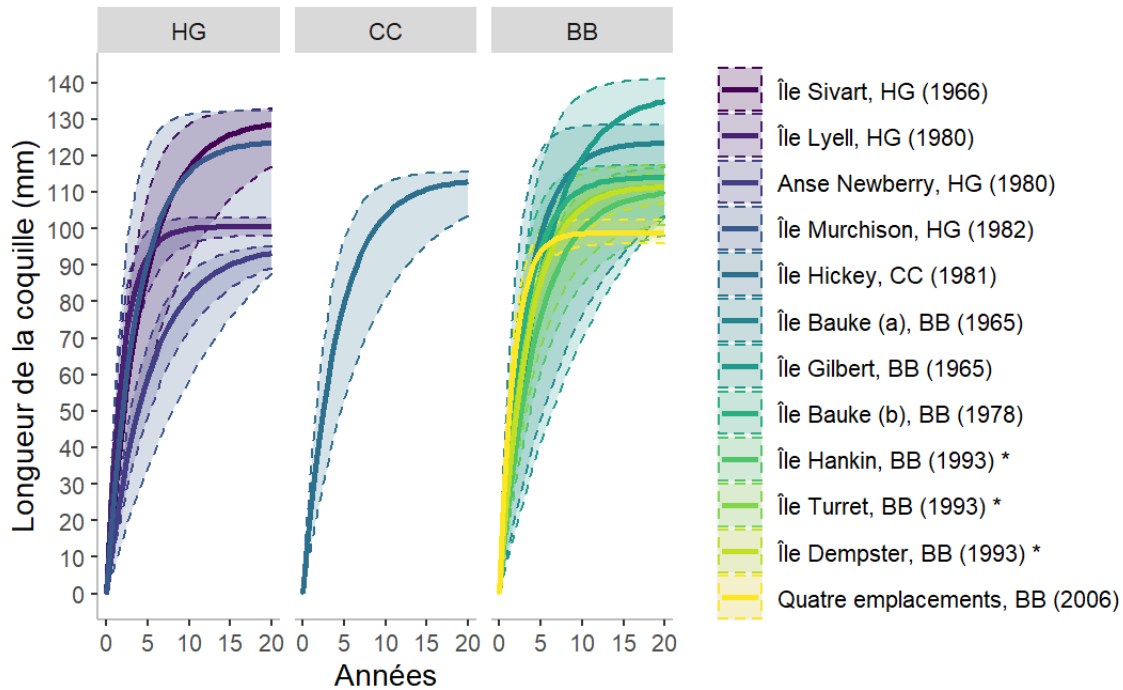


Figure 2. Courbes de croissance de von Bertalanffy de l'ormeau nordique, d'après les intervalles de confiance de 95 % des paramètres L_{∞} (longueur de la coquille asymptotique) et K (coefficient du taux de croissance qui détermine la vitesse à laquelle la longueur maximale de la coquille est atteinte) tirés d'études menées en Colombie-Britannique. Les autres données de l'étude par marquage de 1991 à 1993 sont indiquées par des astérisques. Les régions sont Haïda Gwaii (HG), la côte centrale (CC) et la baie Barkley (BB), et ne correspondent pas aux relevés aux sites repères. Il convient de noter que t_0 n'était pas nécessaire pour l'estimation des paramètres de von Bertalanffy, mais il a été établi à 0 pour la visualisation des courbes de croissance.

Breen (1986), il faut 6 ans à un individu pour atteindre 100 mm. Quayle (1971) a estimé que la coquille d'un ormeau mesure environ 20 mm à 1 an, 35 mm à 2 ans, de 50 à 60 mm à 3 ans et 90 mm à 6 ans, et qu'un ormeau de 140 mm pourrait avoir une quinzaine d'années (Quayle 1971). La longueur de coquille maximale enregistrée pour un ormeau en Colombie-Britannique est de 165 mm (Breen 1980b). La longueur de coquille maximale consignée dans la base de données sur l'ormeau nordique du MPO est de 158 mm. Les courbes de croissance projettent un âge maximal estimé d'environ 15 à 20 ans en fonction de la taille maximale (Quayle 1971; Sloan et Breen 1988), ce qui semble raisonnable selon l'âge déterminé à l'aide des anneaux de croissance de la spire (Shepherd et al. 2000; Lessard et al. 2007b). On vérifie actuellement ces méthodes de détermination de l'âge par microchimie des coquilles. Les estimations d'une longévité de 15 à 20 ans ont déjà été utilisées pour estimer une durée de génération naturelle d'environ 10 ans (COSEPAC 2009), étant entendu que la rareté récente des grands individus suggère un déclin de la durée de génération. Dans son rapport de 2009 (COSEPAC 2009), le COSEPAC indique que la durée d'une génération pourrait n'être que de 2 à 5 ans dans les régions où des loutres de mer (*Enhydra lutris*) sont présentes. On n'a accès à aucune nouvelle information pour mettre à jour ces estimations.

2.2 RELATION LONGUEUR-POIDS

La relation longueur-poids permet d'estimer la biomasse féconde dans le processus d'estimation du taux de mortalité. Il existe peu de données récentes sur les relations entre la longueur et le poids de l'ormeau en Colombie-Britannique, Sloan et Breen (1988) citant des données de Quayle (1971), qui représente toujours l'une des principales références à ce sujet. Breen et Adkins (1982) et Cripps et Campbell (1998) ont également recueilli des données sur le poids. Les données de Breen et Adkins (1982) n'ont pas encore été numérisées et ne se trouvent pas actuellement dans la base de données sur l'ormeau du MPO.

Toutefois, les données sur la longueur et le poids d'ormeaux saisis en 1995 et 1996 étaient accessibles et ont été analysées à titre de mise à jour des relations entre la longueur et le poids de Quayle (1971) et Cripps et Campbell (1998). Ces saisies ont eu lieu à Beaver Cove, près de Port Hardy, le 5 avril 1995 et dans la région de Port McNeill le 12 avril 1996, et comprenaient 860 ormeaux (dont 846 étaient intacts) et environ 200 ormeaux, respectivement. Étant donné l'origine de ces collectes d'ormeaux, il s'agit principalement de grands ormeaux, alors que les distributions de fréquences de taille de Quayle (1971) et Cripps et Campbell (1998) englobent une gamme de tailles plus vaste. Une approche des moindres carrés non linéaires a été utilisée pour estimer les paramètres de la relation longueur-poids :

$$W = a \cdot L^z \quad (5)$$

où W est le poids humide (g), L est la longueur de la coquille (mm) et a et z sont des constantes. Les relations longueur-poids estimées ont été comparées par emplacement, ainsi que par source de données (Quayle 1971; Cripps et Campbell 1998, par rapport aux ormeaux saisis).

Bien que l'ormeau soit dioïque (sexes distincts) et que les sexes puissent être distingués en fonction de la coloration des gonades (vert foncé chez les femelles et rose à beige chez les mâles), la documentation ne fournit aucune preuve de dimorphisme sexuel dans la structure de la coquille ou la morphométrie (McLean 1966; Breen et Adkins 1982). Une nouvelle analyse des données recueillies par Quayle (1971) (figure 3) par ANCOVA intégrant les effets du site et du sexe ($\log(W) = \alpha + \beta_{\log(L)} \cdot \log(L) + \beta_{Site} \cdot Site + \beta_{Sex} \cdot Sex + \epsilon$) a montré que le site a un effet important sur la relation longueur-poids ($F_{2,2021} = 10,7$, $p < 0,001$), mais pas le sexe, visuellement ou statistiquement à $\alpha = 0,05$ ($F_{1,2021} = 3,451$, $p = 0,063$). Étant donné que le sexe n'a pas d'influence sur la morphométrie, il a été exclu des analyses suivantes.

Bien qu'il semble que les ormeaux saisis à Port Hardy et à Port McNeill aient généralement été dans un état moins bon état (z) que ceux mesurés par Quayle (1971) ou Cripps et Campbell (1998) (figure 4, tableau 4), il s'agissait en grande partie d'un effet du site (figures 4 et 5), puisque pour les animaux de grande taille, les estimations du poids selon la longueur des ormeaux saisis à Port Hardy étaient inférieures à celles des ormeaux à Port McNeill (également saisis) ou à tous les sites dans Quayle (1971) ou Cripps et Campbell (1998). Toutefois, il est important de noter que le lieu de la saisie ne reflète pas nécessairement l'endroit où l'ormeau a été braconné. Les estimations des paramètres sont présentées dans le tableau 4. Ces comparaisons visent à démontrer que les données supplémentaires (tirées des saisies) ne représentent pas une valeur aberrante par rapport aux données analysées précédemment.

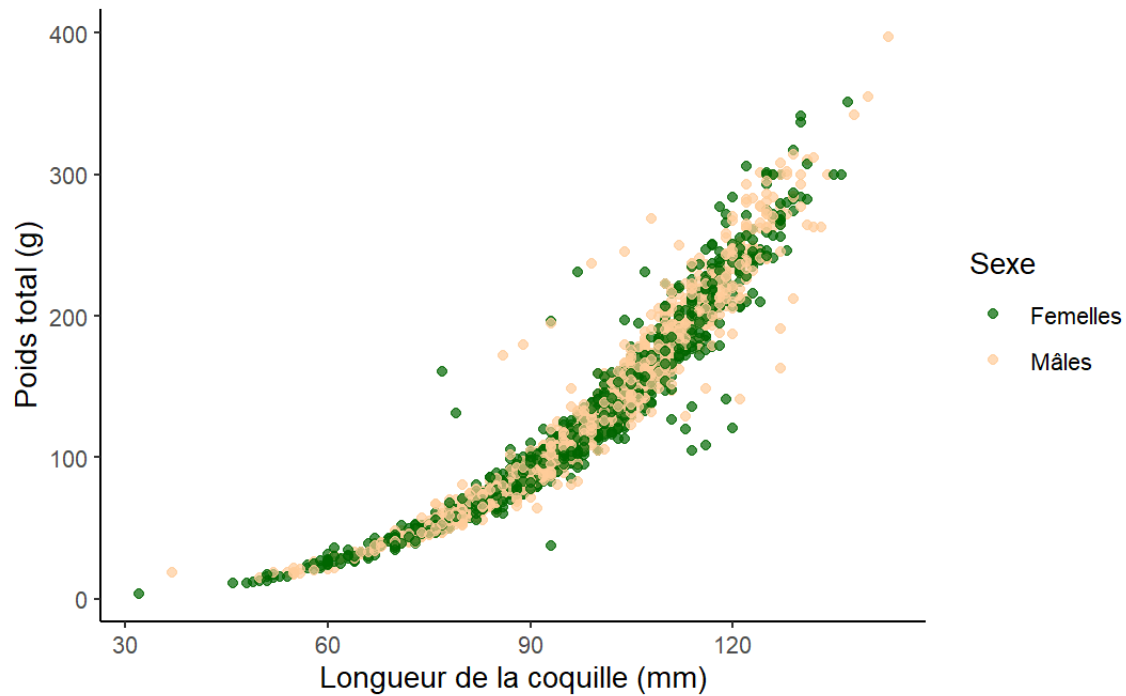


Figure 3. Relation longueur-poids de l'ormeau nordique dioïque en Colombie-Britannique, d'après les données de Quayle (1971).

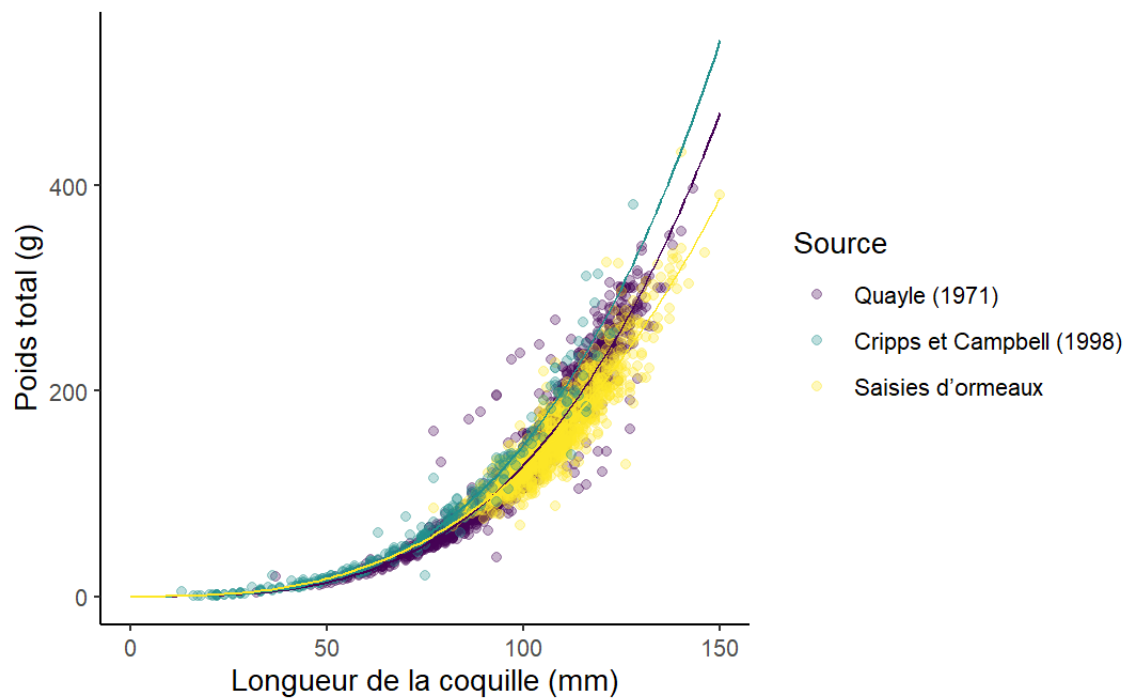


Figure 4. Relations longueur-poids de l'ormeau nordique d'après différentes sources de données : Quayle (1971), Cripps et Campbell (1998) et saisies d'ormeaux.

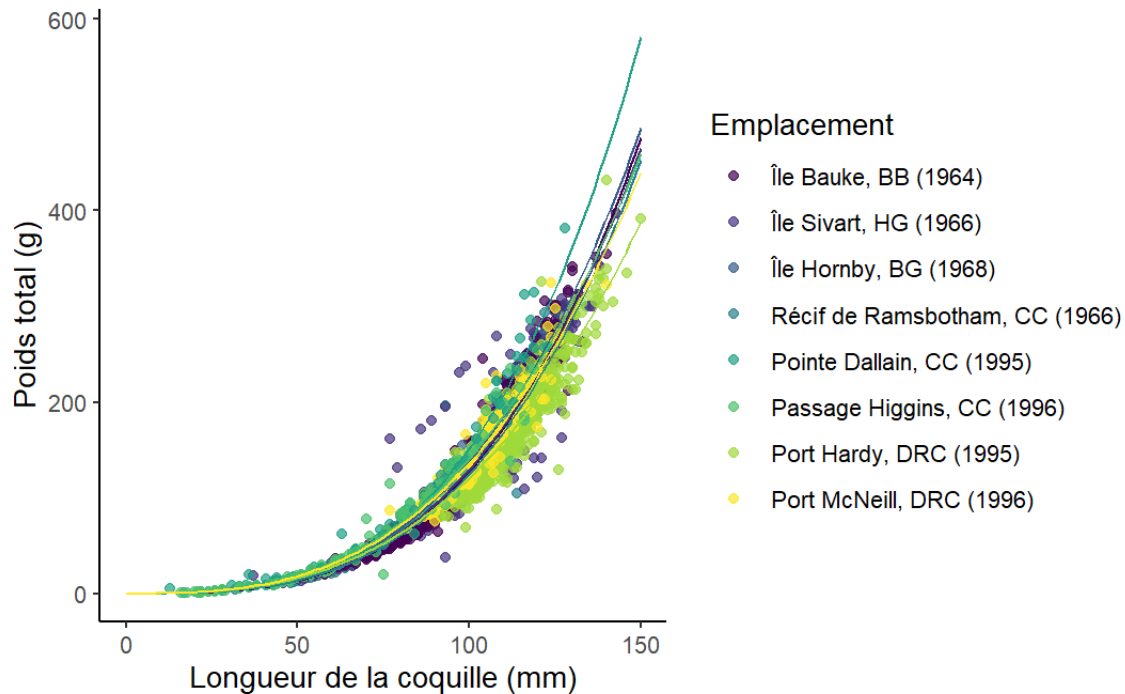


Figure 5. Relations longueur-poids de l'orveau nordique à différents endroits en Colombie-Britannique. Les relations entre Port Hardy et Port McNeill sont tirées des données fondées sur les saisies d'orveaux. Les données sur la pointe Dallain et le passage Higgins sont tirées de Cripps et Campbell (1998). Toutes les autres données (île Bauke, île Sivart, île Hornby et récif de Ramsbotham) proviennent de Quayle (1971). Les régions sont la baie Barkley (BB), Haida Gwaii (HG), le bassin de Géorgie (BG), la côte centrale (CC) et le détroit de la Reine-Charlotte (DRC), et ne correspondent pas aux relevés aux sites repères.

Tableau 4. Paramètres de la relation longueur-poids de l'orveau nordique à plusieurs sites en Colombie-Britannique, estimés d'après trois sources de données : Quayle (1971); Cripps et Campbell (1998); saisies d'orveaux. Les moyennes sont l'erreur type moyenne \pm entre les sites pour chaque source de données. Les régions sont la baie Barkley (BB), Haida Gwaii (HG), le bassin de Géorgie (BG), la côte centrale (CC) et le détroit de la Reine-Charlotte (DRC), et ne correspondent pas aux relevés aux sites repères.

Source	Emplacement	a	z
Quayle (1971)	Île Bauke, BB (1964)	3,87e-05	3,258
Quayle (1971)	Île Sivart, HG (1966)	6,63e-05	3,146
Quayle (1971)	Île Hornby, BG (1968)	7,94e-05	3,119
Quayle (1971)	Récif de Ramsbotham, CC (1966)	5,49e-05	3,178
	Moyenne	5,98e-05\pm8,65e-06	3,175\pm0.030
Cripps et Campbell (1998)	Pointe Dallain, CC (1995)	3,53e-05	3,316
Cripps et Campbell (1998)	Passage Higgins, CC (1996)	2,14e-04	2,910
	Moyenne	1,25e-04\pm8,92e-05	3,113\pm0.203
Saisies d'orveaux	Port Hardy, DRC (1995)	2,05e-04	2,885
Saisies d'orveaux	Port McNeill, DRC (1996)	2,21e-04	2,895
	Moyenne	2,13e-04\pm8,24e-06	2,890\pm0.005
	Moyenne globale	1,14e-04\pm2,94e-05	3,088\pm0,060

2.3 MATURITÉ

L'information sur la maturité sert à déterminer la longueur de l'ormeau mature dans le processus d'estimation du taux de mortalité. L'ormeau atteint la maturité sexuelle à environ 50 mm, 50 % ayant été observés sexuellement matures à 50 mm approximativement (de 44 à 55 mm selon l'emplacement) et 100 % à 70 mm (Quayle 1971; Campbell et al. 1992, 2003). Il est important de noter que ces longueurs à la maturité ont été estimées en l'absence de loutres de mer et qu'il n'existe actuellement aucune donnée accessible sur les longueurs à la maturité dans les zones occupées par des loutres. Dans les zones occupées par la loutre de mer, l'ormeau peut avoir une croissance plus lente, atteindre la maturité à de plus petites tailles et, par conséquent, avoir une fécondité plus élevée à de plus petites tailles, mais ces relations doivent encore être examinées.

2.4 FÉCONDITÉ

La fécondité n'est pas appliquée aux modèles présentés ici, mais il est important de mettre en contexte les répercussions de l'évolution de la structure de la population. L'ormeau est un reproducteur dioïque à la volée dont la fécondité augmente avec la taille et l'âge (Sloan et Breen 1988; Campbell et al. 2003). Les facteurs qui peuvent avoir une incidence sur la taille à la maturité et la fécondité sont la disponibilité de la nourriture, la température de l'eau et d'autres conditions environnementales (Neuman et al. 2018). Des études de sections histologiques de gonades d'ormeau révèlent que la fécondité de l'ormeau varie de 156 985 œufs (femelle à la coquille de 57 mm) à 11,56 millions d'œufs (femelle à la coquille de 139 mm) (Campbell et al. 1992, 2003; COSEPAC 2009). L'ormeau peut participer à plusieurs événements de frai une année donnée, libérant seulement une partie de ses gamètes (de 30 000 à 2,3 millions d'œufs) par événement (Neuman et al. 2018; Carson et Ulrich 2019). Voir les descriptions des regroupements et des comportements de frai de l'ormeau dans Breen et Adkins (1980a). Compte tenu de la relation entre la fécondité et la taille ou l'âge, la perte de grands individus matures de la population peut avoir des impacts disproportionnés sur la fécondité au niveau de la population (Curtis et Zhang 2018). Curtis et Zhang (2018) a estimé qu'en dépit des récentes augmentations de l'effectif de la population d'ormeau dans certaines parties de la Colombie-Britannique, la production globale d'œufs avait diminué d'environ 28 % entre 1990 et 2012 (région du relevé de l'est de la côte de Haida Gwaii) en raison d'une plus faible proportion de grands individus.

2.5 TAUX DE MORTALITÉ ET PROBABILITÉS SELON LA TAILLE QU'UN ORMEAU SOIT CRYPTIQUE

Les probabilités de comportement cryptique selon la taille permettent d'estimer le nombre total d'ormeaux d'après le nombre observé d'ormeaux émergents, dans le cadre du processus d'estimation du taux de mortalité. Les taux de mortalité annuelle instantanée totale ne sont estimés que pour l'ormeau dans les régions de relevé de la côte centrale et de l'est de la côte de Haida Gwaii (figure 1), car les relations stock-recrutement ne sont disponibles que pour ces deux régions (Zhang et al. 2007). Les taux de mortalité annuelle instantanée totale sont estimés à l'aide des longueurs de coquille recueillies pendant les relevés aux sites repères effectués après la fermeture de la pêche en 1990. Cependant, ces relevés visent l'ormeau émergent, de sorte qu'il faut estimer la partie cryptique de la population dans les transects des relevés, d'autant plus que l'ormeau juvénile (de ≥ 20 mm à < 70 mm) et l'ormeau adulte (≥ 70 mm) ont des comportements cryptiques différents (Sloan et Breen 1988; Cripps et Campbell 1998). En effet, l'ormeau subit généralement un changement ontogénétique de l'utilisation

de l'habitat et du comportement cryptique qui est probablement associé au fait qu'il est de moins en moins vulnérable à la prédation à mesure que sa taille augmente (Sloan et Breen 1988; Lessard et al. 2007b; Zhang et al. 2007; Griffiths et Gosselin 2008). L'ormeau mature (≥ 70 mm) a tendance à occuper des surfaces rocheuses exposées, tandis que les juvéniles (de ≥ 20 mm à < 70 mm) sont plus souvent présents dans des habitats cryptiques comme les crevasses ou la face inférieure des roches (Sloan et Breen 1988; Cripps et Campbell 1998). Les méthodes d'estimation des probabilités de comportement cryptique propres à la taille se trouvent à l'annexe A.

Pour la région de relevé de la côte est de Haida Gwaii, la probabilité de comportement cryptique diminuait avec la longueur de la coquille, les ormeaux plus petits étant plus cryptiques que les plus grands (figure 6). Cette constatation est conforme aux modèles précédents (Lessard et al. 2007b; Zhang et al. 2007) et aux observations du comportement de l'ormeau (Sloan et Breen 1988; Cripps et Campbell 1998). Les moyennes *a posteriori* des paramètres du modèle α et β (voir l'équation A.2, annexe A) ont été estimées à 1,973 (intervalle de crédibilité de 95 % de 1,244 à 2,726) et à $-0,070 \text{ mm}^{-1}$ (intervalle de crédibilité 95 % de $-0,089$ à $-0,052 \text{ mm}^{-1}$), respectivement.

Pour la région de relevé de la côte centrale, la probabilité de comportement cryptique diminuait également avec la longueur de la coquille, mais le modèle n'était pas bien ajusté aux données, probablement parce que les observations provenaient de sites repères avec et sans la présence de loutres de mer (figure 6). Les moyennes *a posteriori* des paramètres α et β ont été estimées à 0,790 (intervalle de crédibilité de 95 % de 0,380 à 1,210) et à $-0,026 \text{ mm}^{-1}$ (intervalle de crédibilité de 95 % de 0,035 à $-0,018 \text{ mm}^{-1}$).

Le comportement cryptique de l'ormeau semble influencé par la présence de loutres de mer (Campbell 1996; Watson 2000; Lee et al. 2016). Par conséquent, on a estimé l'occupation par la loutre de mer (présence/absence dans le temps) pour chaque site repère dans les relevés aux sites repères (voir les méthodes dans l'annexe B). Les loutres de mer se regroupent au printemps et à l'été dans certaines parties de la région de relevé de la côte centrale, mais pas dans la région de relevé de la côte est de Haida Gwaii. Dans la région de relevé de la côte centrale, on a réparti les sites repères où un comportement cryptique a été observé en fonction de la présence ou de l'absence des loutres de mer à chacun d'eux, puis on les a réanalysés en fonction des longueurs de coquille comprises entre 10 et 90 mm. Dans les zones de la région de relevé de la côte centrale où il n'y avait pas de loutres de mer, la probabilité de comportement cryptique diminuait avec l'augmentation de la longueur de la coquille (figure 6), comme dans la région de relevé de la côte est de Haida Gwaii (figure 6). Les moyennes *a posteriori* des paramètres α et β du modèle pour ces zones sans loutre de mer ont été estimées à 1,570 (intervalle de crédibilité de 95 % de 0,881 à 2,288) et à $-0,042 \text{ mm}^{-1}$ (intervalle de crédibilité de 95 % de 0,057 à $-0,028 \text{ mm}^{-1}$). Dans les régions de relevé de la côte centrale où des loutres de mer étaient présentes, la probabilité de comportement cryptique ne diminuait pas avec l'augmentation de la longueur de la coquille, ce qui signifie que les gros ormeaux étaient plus susceptibles d'afficher un comportement cryptique lorsque des loutres de mer étaient présentes que lorsqu'elles étaient absentes (figure 6). Ce résultat est conforme à d'autres observations d'ormeaux dans les régions où des loutres de mer sont présentes (Watson 1993, 2000; Lee et al. 2016). Dans les zones de la côte centrale occupées par des loutres de mer, les moyennes *a posteriori* des paramètres α et β ont été estimées à $-0,351$ (intervalle de crédibilité de 95 % de $-0,974$ à 0,252) et à $0,004 \text{ mm}^{-1}$ (intervalle de crédibilité de 95 % de 0,011 à $0,018 \text{ mm}^{-1}$).

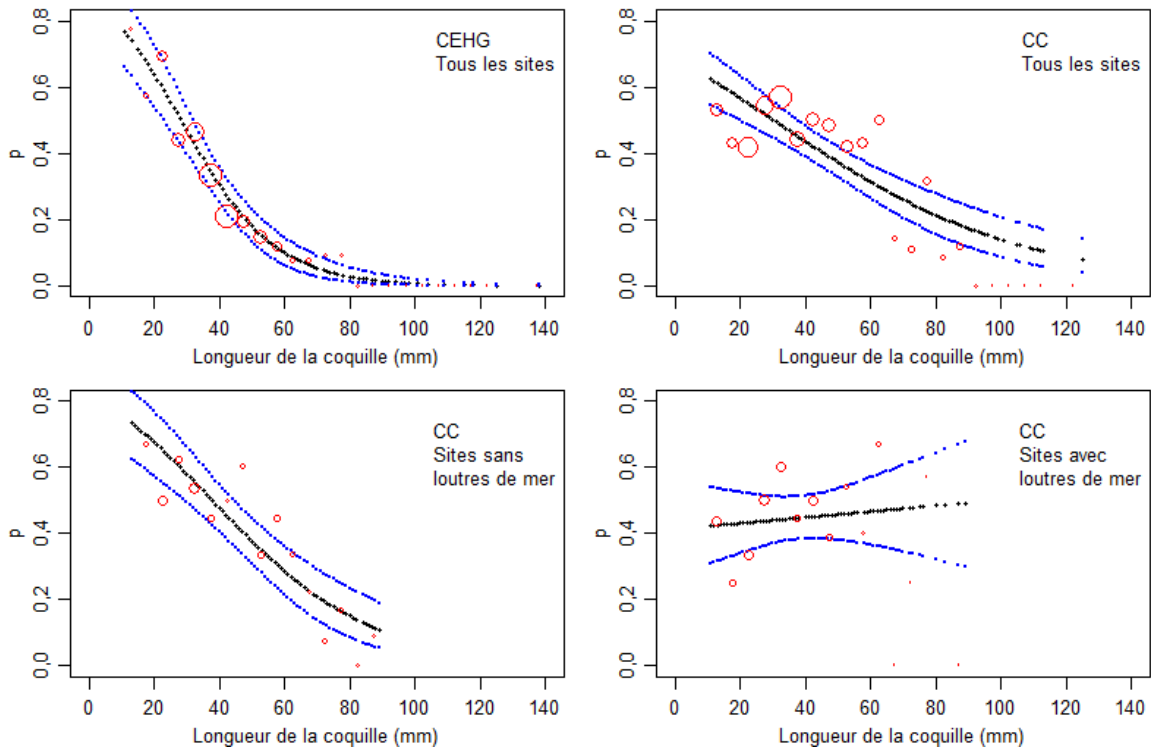


Figure 6. Probabilité selon la taille que l'ormeau nordique dans les régions de relevé de la côte est de Haida Gwaii (CEHG) ou de la côte centrale (CC) soit cryptique, d'après la longueur de la coquille (mm). Les probabilités selon la taille aux sites repères de la côte centrale, avec et sans loutres de mer, sont fondées sur un ensemble de données restreint (longueurs de la coquille de 10 à 90 mm). Les données proviennent des relevés aux sites repères de 2016 et de 2017. Les cercles rouges représentent des données observées et la taille du cercle indique la taille de l'échantillon.

D'après les probabilités de comportement cryptique selon la taille et les modèles de stock-recrutement de Zhang et al. (2007), on a estimé le taux de mortalité annuelle instantanée totale pour la région de relevé de la côte est de Haida Gwaii (1990 à 2017) à $0,50 \pm 0,04 \text{ a}^{-1}$ (\pm et, figure 7). Le taux de mortalité annuelle instantanée totale pour la période de 1990 à 2012 a été estimé à $0,28 \pm 0,02 \text{ a}^{-1}$ (\pm et, figure 7) et à $0,60 \pm 0,05 \text{ a}^{-1}$ pour 2012 à 2017 (\pm et, figure 7). Le taux de mortalité annuelle instantanée totale particulièrement élevé des dernières années semble être attribuable au fait que le nombre d'ormeaux adultes n'a pas augmenté dans la région de relevé de la côte est de Haida Gwaii, par rapport aux fortes augmentations de la densité des ormeaux juvéniles. On a estimé le taux de mortalité annuelle instantanée totale pour la région de relevé de la côte centrale (1993 à 2016) à $0,20 \pm 0,02 \text{ a}^{-1}$ dans les régions où les loutres de mer étaient absentes (figure 8) et à $0,42 \pm 0,07 \text{ a}^{-1}$ dans les régions où elles étaient présentes (figure 8). Cependant, il est difficile de séparer les contributions précises de la prédation par la loutre de mer (voir la section 8.4), de la récolte illégale (voir la section 8.2) ou d'autres sources à la mortalité annuelle instantanée totale, et de comprendre précisément pourquoi la densité accrue d'ormeaux juvéniles au cours des dernières années ne se traduit pas par un recrutement au stade adulte dans la même proportion que par le passé (voir les sections 2.6 et 5.1).

Les densités d'ormeaux varient considérablement à l'intérieur des régions de relevé. Les moyennes observées sont très imprécises chaque année (coefficient de variation \geq de 1,0 pour 58 % des

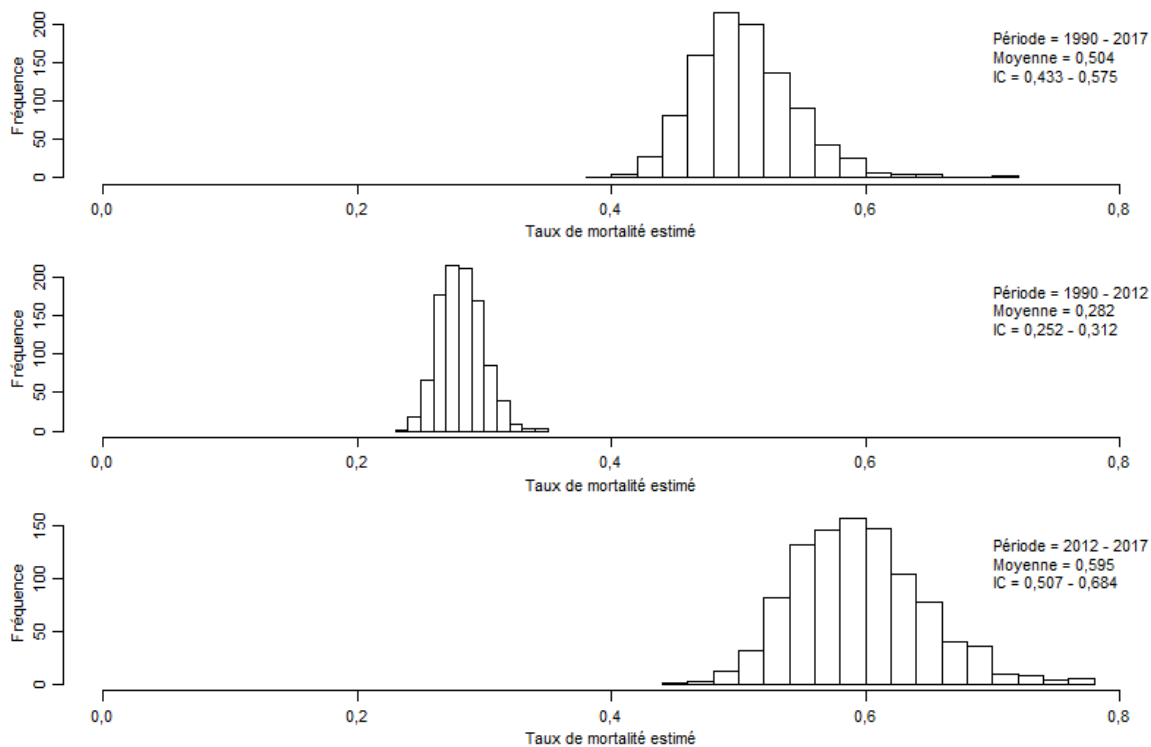


Figure 7. Estimation bootstrap du taux de mortalité annuelle instantanée totale (Z ; a^{-1}) de l'orveau nordique dans la région de relevé de la côte est de Haida Gwaii (CEHG) entre 1990 et 2017, d'après la densité des individus de > 70 mm. Le graphique du haut comprend les données de 1990 à 2017, tandis que ceux du milieu et du bas ne comprennent que les données de 1990 à 2012 et de 2012 à 2017, respectivement.

combinaisons année-région de relevé, Hansen et al. 2020). De plus, la période d'occupation par les loutres de mer, fondée sur la présence ou l'absence d'au moins trois animaux pendant l'été, n'est peut-être pas une bonne mesure des effets de la prédation des loutres sur l'orveau. Elle ne peut pas tenir compte de la différence entre un grand et un petit regroupement de loutres de mer en quête de nourriture dans une zone, ni du temps passé à chercher de la nourriture sur le site repère, qui peuvent avoir des répercussions différentes sur la densité des orveaux. Les analyses actuelles n'incluent pas non plus l'abondance d'autres proies des loutres de mer aux sites repères, comme les oursins, qui peuvent contribuer à la variation de la pression de la prédation sur l'orveau entre les sites repères.

Les taux de mortalité annuelle estimés par Zhang et al. (2007) pour l'orveau dans les régions de relevé de la côte est de Haida Gwaii (1990 à 2002) et de la côte centrale (1993 à 2001) étaient de $0,29 \pm 0,05 a^{-1}$ (\pm et) et de $0,36 \pm 0,07 a^{-1}$, respectivement. Curtis et Zhang (2018) a estimé que les taux de mortalité annuelle instantanée étaient de $0,25 \pm 0,02 a^{-1}$ pour la côte est de Haida Gwaii (1990 à 2012) et de $0,30 \pm 0,02 a^{-1}$ pour la côte centrale (1993 à 2016). Ces estimations sont inférieures aux estimations actuelles pour la région de relevé de la côte est de Haida Gwaii et la région de relevé de la côte centrale dans les zones où des loutres de mer sont présentes, mais supérieures à l'estimation pour la région de relevé de la côte centrale dans les zones où les loutres de mer sont absentes. Breen (1986) a estimé la mortalité totale instantanée dans les zones sans pêche commerciale de $0,15$ à $0,20 a^{-1}$, mais de $0,21$ à $0,41 a^{-1}$ dans les zones où la pêche commerciale était pratiquée. Toutes les estimations

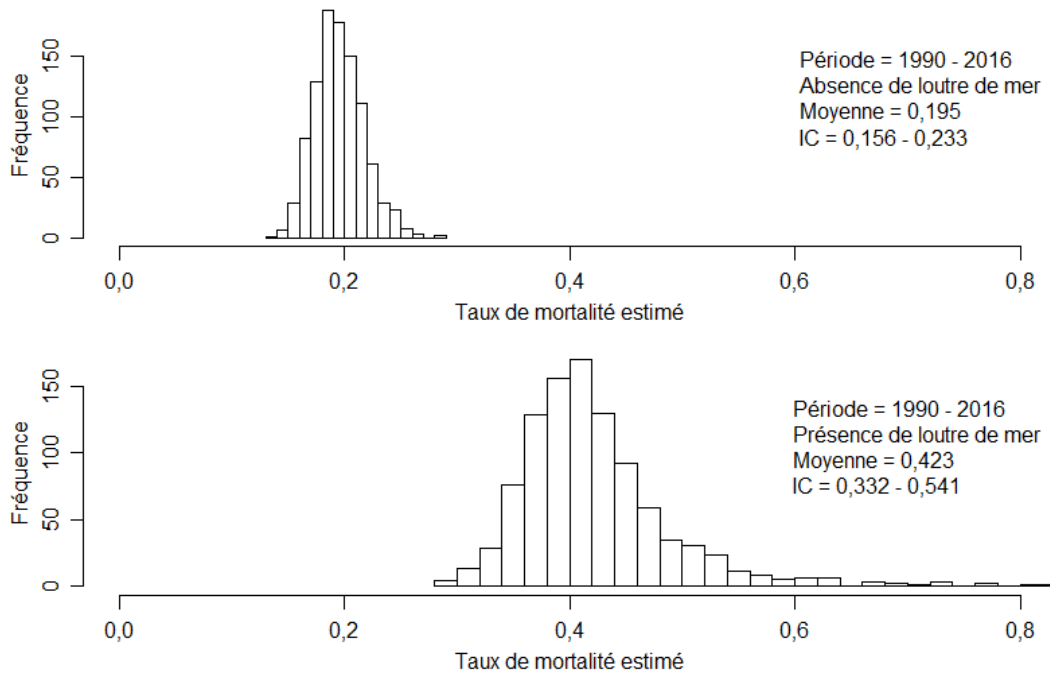


Figure 8. Estimation bootstrap du taux de mortalité annuelle instantanée totale (Z ; a^{-1}) de l'orveau nordique dans la région de relevé de la côte centrale (CC) entre 1993 et 2016, d'après les densités des individus de > 70 mm. Le graphique du haut ne comprend que les données des sites repères où les loutres de mer étaient absentes en 2016, tandis que celui du bas ne comprend que les données des sites repères où les loutres de mer étaient présentes en 2016.

présentées ici, à l'exception des zones de la région de relevé de la côte centrale où les loutres de mer étaient absentes, sont dans la fourchette des estimations pour les zones où la pêche commerciale était pratiquée, ou au-dessus. Les augmentations des taux de mortalité annuelle instantanée totale semblent découler des fortes augmentations des densités des ormeaux juvéniles en 2016-2017 qui ne se reflètent pas dans les densités des adultes (figures 11-12).

2.6 RECRUTEMENT

Les modèles de recrutement estimés servent à estimer le taux de mortalité. Le recrutement est défini ici comme étant « le taux auquel l'orveau fait partie de la catégorie de taille adulte (≥ 70 mm) ». Zhang et al. (2007) a ajusté les courbes du stock-recrutement pour les régions de relevé de la côte est de Haida Gwaii et de la côte centrale à l'aide des données de 1990 à 2002. Ces courbes ajustées du stock-recrutement étaient relativement plates et linéaires, le recrutement diminuant ou augmentant presque proportionnellement à la diminution ou à l'augmentation de la taille des stocks, de sorte que le rapport du recrutement par rapport à la taille des stocks ne changeait pas sensiblement avec la taille des stocks. Ce rapport relativement fixe est le signe d'un manque de compensation ou d'un effet d'Allee à de faibles densités de géniteurs, $< 0,05$ kg/m² (c.-à-d. qu'une augmentation ou une diminution disproportionnée du nombre de recrues n'était pas détectée lorsque la biomasse féconde était basse). Le recrutement variait considérablement en fonction de la biomasse du stock reproducteur (Zhang et al. 2007). Les taux de recrutement récents pour l'orveau ne sont pas accessibles. Cependant, on a observé d'importantes augmentations de la densité des ormeaux juvéniles (de ≥ 20 mm à

< 70 mm) dans toutes les régions du nord de la Colombie-Britannique (régions de relevé de la côte centrale, de la côte est de Haida Gwaii et de la côte ouest de Haida Gwaii) à partir de la fin des années 2000 (Curtis et Zhang 2018, figures 10-13, annexe E, tableaux E.1-E.3). En revanche, aucune augmentation importante de la densité des juvéniles n'a été observée dans le sud de la Colombie-Britannique (régions de relevé de la côte ouest de l'île de Vancouver, du détroit de la Reine-Charlotte, du bassin de Géorgie, Curtis et Zhang 2018, figures 14-15, annexe E, tableaux E.4-E.5). Selon Curtis et Zhang (2018), l'établissement a pu échouer dans les régions de relevé de la côte est de Haida Gwaii et la côte centrale (c.-à-d. que peu d'ormeaux larvaires ont survécu au stade post-établissement) avant 2006-2007 en raison du faible nombre de petits ormeaux (< 40 mm de longueur de coquille) observés durant ces années. Sloan et Breen (1988) pense que le recrutement de l'ormeau (le recrutement étant défini comme les individus atteignant la taille réglementaire pour la pêche, soit une longueur de la coquille \geq 100 mm) échouait avant la récolte intense de 1976 et que cet échec peut être attribuable à un mauvais établissement. Bouma et al. (2012) et Carson et Ulrich (2019) ont également trouvé de faibles densités d'ormeaux juvéniles ces dernières années aux îles San Juan, dans l'État de Washington.

Il est difficile de comparer ces estimations récentes aux premières années des relevés aux sites repères, car l'effort de recherche de petits ormeaux s'est intensifié vers 1994 (Curtis et Zhang 2018). Quayle (1971) a noté qu'il était difficile de trouver de petits ormeaux pour les études de marquage, que peu de petits ormeaux ont été observés au cours des premières années et que, par conséquent, les recherches d'ormeaux cryptiques ont commencé dans les premières années des relevés aux sites repères (P. Breen, Breen Consulting, Wellington, Nouvelle-Zélande, comm. pers. 2018). Breen (1986) a également noté la rareté des ormeaux juvéniles, mais Sloan et Breen (1988) a constaté que le nombre de petits ormeaux variait selon le type d'habitat et qu'ils étaient nombreux à certains endroits. Étant donné que les ormeaux sont des reproducteurs à la volée (Breen et Adkins 1980b), le recrutement à un site repère peut être influencé par la connectivité avec d'autres regroupements d'ormeaux et les conditions océanographiques plus générales dans la région plutôt que par des facteurs locaux. McShane (1995) a passé en revue la documentation sur les relations stock-recrutement pour diverses espèces d'ormeaux et a signalé que l'abondance des reproducteurs contribuait peu à la variation du recrutement.

3 DESCRIPTION GÉNÉTIQUE

Il existe peu d'études publiées sur la structure génétique de la population d'ormeau. Withler et al. (2003) a examiné huit locus microsatellites polymorphes de l'ormeau provenant de 31 sites en Colombie-Britannique et d'un site dans le sud-est de l'Alaska. Parmi ces sites, 99,6 % de la variation génétique existait à l'intérieur des sites et seulement 0,4 % entre les sites, ce qui dénote peu de structure géographique et de différenciation entre les sites. Les résultats suggèrent un flux génétique important parmi les regroupements d'ormeaux reproducteurs et confirment que, historiquement, ces sites d'ormeaux n'étaient pas des populations isolées et que la faible abondance des ormeaux matures ne limitait pas le flux génétique à ce moment-là. Se fondant sur les valeurs élevées de l'hétérozygoté observées dans les échantillons (valeur moyenne de $H_e = 0,92$, fourchette de 0,88 à 0,97), Withler et al. (2003) a estimé un effectif réel moyen de la population de 370 000 ormeaux. L'effectif réel d'une population est défini comme le nombre d'individus de la population dont la progéniture formera la génération suivante.

Récemment, on a utilisé la comparaison des polymorphismes mononucléotidiques (SNP) pour examiner la différenciation de deux espèces d'ormeaux, *H. rufuscens* et *H. fulgens* (De Wit et Palumbi 2013; Gruenthal et al. 2014). Une approche semblable a été appliquée aux échantillons de tissus d'ormeau nordique prélevés en Colombie-Britannique (J. Supernault et R. Withler, Secteur des sciences du MPO, Nanaimo, Colombie-Britannique, comm. pers. 2019) dans le cadre d'une étude collaborative de la génétique de l'ormeau nordique à laquelle participaient plusieurs groupes membres du Groupe de mise en œuvre du rétablissement de l'ormeau (AbRIG). En tout, on a sélectionné 119 polymorphismes mononucléotidiques spécifiques à l'ormeau nordique pour le développement et le génotypage préliminaire à partir des travaux de Timmins-Schiffman et al. (2013). Sur ces 119 polymorphismes mononucléotidiques, seuls 77 répondaient aux critères pour la poursuite de l'analyse, y compris les polymorphismes mononucléotidiques des gènes mitochondriaux et nucléaires. On a comparé des échantillons de tissus prélevés dans quatre zones de la région de relevé de la côte est de Haida Gwaii (l'inlet Selwyn, l'île Tanu, la partie supérieure de la baie Juan Perez et la partie inférieure de la baie Juan Perez, figure 1) à 95 échantillons historiques d'ADN d'ormeaux nordiques dans la baie Barkley (côte ouest de l'île de Vancouver), précédemment analysés dans Withler et al. (2001) et Withler et al. (2003). D'après l'analyse des microsatellites effectuée par Withler et al. (2003), on s'attendait à trouver la plus grande différence entre ces deux régions. L'analyse des 77 polymorphismes mononucléotidiques n'a révélé aucune différence dans la fréquence des allèles entre les deux régions, ni entre les trois plus petites zones d'échantillonnage (l'inlet Selwyn, l'île Tanu, la partie supérieure de la baie Juan Perez) à Haida Gwaii.

Ces résultats concordent avec les résultats antérieurs (Withler et al. 2003) pour les données sur les microsatellites et une analyse génétique semblable de certaines autres espèces d'ormeaux (De Wit et Palumbi 2013; Gruenthal et al. 2014). Des études menées dans le sud de l'Australie et en Californie fournissent des données probantes sur diverses échelles spatiales de la structure de la population chez les espèces d'ormeaux (p. ex. Brown et Murray 1992; Burton et Tegner 2000; Hamm et Burton 2000; Hancock 2000; Huang et al. 2000). Plusieurs espèces, dont l'ormeau nordique, présentent des similarités génétiques sur de grandes zones (Brown et Murray 1992; Burton et Tegner 2000; Withler et al. 2003).

À l'heure actuelle, on poursuit l'étude collaborative de la génétique de l'ormeau nordique en Colombie-Britannique en comparant les résultats de la région de relevé de la côte est de Haida Gwaii et de la baie Barkley aux échantillons recueillis dans le nord du détroit de Géorgie en 2019 (région de relevé dans le bassin de Géorgie, figure 1).

La mise en œuvre de techniques génomiques a permis d'identifier les polymorphismes mononucléotidiques associés à la différenciation adaptative d'autres espèces d'ormeaux (De Wit et Palumbi 2013; Sandoval-Castillo et al. 2018). De même, la structure de la population d'ormeau nordique peut être fondée sur l'adaptation locale aux conditions environnementales et, dans ce cas, elle peut être dénotée par la détection des polymorphismes mononucléotidiques associés aux séquences génétiques de l'adaptation. On ne dispose pas actuellement d'une information génomique sur l'ormeau nordique suffisante pour identifier les polymorphismes mononucléotidiques adaptatifs, de sorte que la recherche en cours dirigée par le MPO est axée sur le séquençage de tout le génome de l'ormeau nordique et, par la suite, sur la détection de la séquence des polymorphismes mononucléotidiques associés à l'adaptation locale (J. Supernault et R. Withler, Secteur des sciences du MPO, Nanaimo, Colombie-Britannique, comm. pers. 2019). L'application d'un ensemble de polymorphismes mononucléotidiques appropriés à des échantillons d'ormeau nordique prélevés dans l'ensemble de la Colombie-Britannique devrait révéler des variations géographiques à plus petite échelle dans l'espèce, si elles existent.

Bien que les tendances et l'ampleur des densités estimées d'ormeau nordique diffèrent entre le nord et le sud de la Colombie-Britannique (Curtis et Zhang 2018, Section 5.1), les présentes études génétiques n'indiquent aucune preuve que plus d'une population d'ormeau nordique est présente en Colombie-Britannique.

4 RÉPARTITION

L'ormeau nordique existe exclusivement sur la côte ouest de l'Amérique du Nord; son aire de répartition actuelle connue s'étend de Bahía Tortugas, en Basse-Californie, vers le nord jusqu'à Salisbury Sound, en Alaska (Neuman et al. 2018, figure 9). Les adultes occupent généralement des eaux côtières exposées et semi-exposées de moins de 10 m de profondeur, mais ils ont été observés de la zone intertidale basse jusqu'à 40 m de profondeur (Sloan et Breen 1988; Neuman et al. 2018).

Historiquement, l'ormeau nordique était classé en deux sous-espèces, mais l'existence de ces sous-espèces est actuellement remise en question en raison du chevauchement considérable de l'aire de répartition et du manque de différenciation génétique (voir Neuman et al. 2018). La sous-espèce nordique, *Haliotis kamtschatkana kamtschatkana*, occupe la majorité de l'aire de répartition totale de l'espèce, de l'Alaska à Point Conception en Californie. La sous-espèce méridionale moins abondante, *Haliotis kamtschatkana assimilis*, ou ormeau fileté, est présente uniquement dans le centre de la Californie et vers le sud jusqu'à Bahía Tortugas (Geiger 2000). On trouve souvent l'ormeau nordique dans la partie sud de son aire de répartition dans un habitat infratidal plus profond (de 12 à 40 m) que dans le nord (Geiger et Owen 2012).

4.1 RÉPARTITION CANADIENNE

Au Canada, l'ormeau est présent uniquement dans les eaux de la Colombie-Britannique (figure 9), et à l'exception très rare de l'ormeau roux (*H. rufescens*) et des signalements non vérifiés de l'haliotide verte du Nord (*H. walallensis*), on considère généralement qu'il s'agit de la seule espèce d'ormeau présente en Colombie-Britannique (Campbell et al. 2010). La répartition spatiale globale de l'ormeau au Canada est demeurée en grande partie inchangée au cours des dernières décennies. L'ormeau peut se trouver n'importe où dans un habitat approprié, ce qui n'est pas considéré comme un facteur limitatif pour les populations canadiennes (Lessard et Campbell 2007). Certaines zones de la côte, comme le bassin de Géorgie, n'abritent que des populations clairsemées et demeurent relativement inhospitalières à l'espèce en raison de la faible salinité (Thompson 1914).

La dernière estimation de la zone d'occurrence de l'ormeau au Canada était de 207 478 km², mais elle était fondée sur un polygone grossier de la côte qui comprenait des terres et d'autres zones connues pour être inhabitables pour l'ormeau (COSEPAC 2009). Un modèle d'indice de la qualité de l'habitat (IQH) fondé sur les connaissances a été récemment élaboré pour prédire la probabilité d'occurrence de l'ormeau dans la région du nord de la côte centre (Nephtin et al. 2020). Il a été extrapolé au reste de la côte de la Colombie-Britannique, ce qui a donné une nouvelle estimation de 6 985 km² pour la zone d'occurrence de l'ormeau dans les eaux de la Colombie-Britannique (voir les méthodes en annexe C). Cette estimation considérablement plus basse résulte de l'intégration de données bathymétriques et environnementales de meilleure qualité. En d'autres termes, le déclin de la zone d'occurrence estimée ne reflète pas un changement dans l'habitat possible de l'ormeau, mais plutôt une amélioration de la méthode d'estimation de cet habitat. Par exemple, les terres et les eaux profondes ne sont plus incluses dans l'estimation de la zone d'occurrence, ce qui rend la nouvelle estimation beaucoup plus



Figure 9. Répartition mondiale (ligne orange) de l'ormeau nordique.

réaliste. On ignore actuellement la zone d'occupation projetée. Il n'est pas possible d'extrapoler les estimations de la densité obtenues à partir des relevés aux sites repères à l'ensemble de la côte de la Colombie-Britannique, car ces relevés sont limités aux habitats de qualité moyenne et élevée et ne représentent pas une sélection aléatoire de tous les habitats disponibles (MPO 2016).

5 TENDANCES DE LA POPULATION

5.1 RELEVÉS SUR L'ORMEAU AUX SITES REPÈRES

Les relevés aux sites repères sont les plus longues séries chronologiques du MPO disponibles pour estimer les tendances des densités d'ormeaux en Colombie-Britannique (1978 à aujourd'hui, p. ex. Lessard et al. 2007b; Curtis et Zhang 2018). Les relevés ont commencé dans les régions de relevé de la côte est de Haïda Gwaii et de la côte centrale en 1978 et dans les années 2000 dans toutes les autres régions de relevé. Le détroit de Johnstone a fait l'objet d'un relevé en 1986 (deux emplacements, Adkins 1996) et en 2004 (36 emplacements, Davies et al. 2006), mais il n'est pas inclus ici, car ces sites contenaient un habitat limité de l'ormeau (Lessard et Egli 2011) et ne sont plus visés par les relevés aux sites repères. MPO (2016) décrit en détail la méthode de relevé de Breen utilisée pour les relevés aux sites repères, qui consiste à échantillonner 16 quadrats (1 m x 1 m) à chaque site repère. On compte et mesure (longueur de la coquille en mm) les ormeaux émergents, que l'on peut observer sans retourner les roches, dans tous les quadrats. Dans d'autres publications du MPO (p. ex. MPO 2016), l'ormeau émergent est aussi désigné comme « exposé ».

Les ormeaux émergents dénombrés à chaque site repère sont classés en quatre catégories de taille selon la longueur de la coquille (mm) : (1) l'ormeau total (≥ 20 mm); (2) l'ormeau juvénile (≥ 20 mm à < 70 mm); (3) l'ormeau adulte (≥ 70 mm); et (4) le grand ormeau adulte (≥ 100 mm). La catégorie des grands adultes est un sous-ensemble de la catégorie des adultes et un artefact d'études antérieures dans lesquelles elle représentait les individus qui avaient recruté dans la pêche (la taille réglementaire minimale lorsque la pêche était autorisée était de 100 mm de longueur de coquille). Cent pour cent des ormeaux sont sexuellement matures à 70 mm (Quayle 1971; Campbell et al. 1992, 2003). Les dénombrements des ormeaux totaux ne comprennent pas les individus de moins de 20 mm en raison des changements dans le comportement de recherche des plongeurs durant la série chronologique et de la faible détectabilité des très petits ormeaux (Campbell 2000; Curtis et Zhang 2018). Lessard et al. (2007b) et Zhang et al. (2007) ont constaté que les ormeaux de moins de 20 mm affichaient une forte probabilité de comportement cryptique (près de 100 %), mais les récents relevés effectués dans les régions de la côte centrale (2016) et de la côte est de Haïda Gwaii (2017) ont indiqué des probabilités de camouflage légèrement plus faibles (70 à 80 %) pour cette catégorie (voir la section 2.5). Campbell (2000) n'a pas inclus les juvéniles dans les estimations de la densité (à l'exception d'un total de toutes les tailles mesurées) en raison de la difficulté de trouver les petits ormeaux et parce qu'on pense que les premiers relevés ont sous-estimé les densités des juvéniles puisqu'ils n'ont pas cherché d'ormeaux cryptiques (Sloan et Breen 1988). La prudence est donc de mise pour interpréter les tendances de l'abondance des juvéniles, car les méthodes de recherche des ormeaux plus petits n'étaient pas uniformes jusqu'en 2004 environ (Curtis et Zhang 2018).

On a converti les dénombrements par catégorie de taille en densités (ormeaux/m²) en les divisant par le nombre de quadrats (1 m²) échantillonnés à chaque site repère. On a corrigé ces densités pour tenir compte des différences entre le nombre d'ormeaux émergents observés dans les quadrats et le nombre d'ormeaux mesurés, d'après Lessard et al. (2007a). Le dénom-

brement des ormeaux émergents comprenait à la fois ceux qui étaient mesurés et ceux qui étaient émergents, mais qui ne pouvaient pas être mesurés. Ces dernières années, un pourcentage accru d'ormeaux émergents n'a pas pu être mesuré ($0,09\% \pm 0,23\%$ (\pm et) de 1978 à 2005 et $2,80\% \pm 3,37\%$ de 2006 à 2018). Nous présentons les tendances des densités au lieu des nombres totaux, car la zone d'occupation de l'ormeau en Colombie-Britannique est inconnue (section 4.1) et il n'est pas possible d'extrapoler les densités à partir de l'habitat total en Colombie-Britannique, puisque les relevés portent seulement sur l'habitat de qualité moyenne à élevée (MPO 2016). Les corrections apportées aux densités pour tenir compte des changements dans les protocoles des relevés au fil du temps et la liste des sites repères exclus (données manquantes ou partie de relevés ponctuels) sont détaillées dans Hansen et al. (2020). On trouvera plus de détails sur le plan de relevé, les méthodes et les données recueillies dans MPO (2016), Curtis et Zhang (2018) et Hansen et al. (2020), ainsi que la description détaillée des ajustements aux méthodes de relevé dans les rapports sur les relevés (voir le sommaire du tableau 1 dans Hansen et al. 2020).

On a tenté d'intégrer les données de toutes les régions de relevé dans un seul indice de l'abondance, puisque les analyses génétiques actuelles indiquent qu'il n'y a qu'une seule population d'ormeau en Colombie-Britannique (section 3). Toutefois, les données ont par la suite été regroupées dans un ensemble de données du nord de la Colombie-Britannique (côte centrale, côte est de Haïda Gwaii, côte ouest de Haïda Gwaii) et un ensemble de données du sud de la Colombie-Britannique (côte ouest de l'île de Vancouver, détroit de la Reine-Charlotte, bassin de Géorgie), puisque les densités moyennes dans ces régions étaient semblables au fil du temps et que les moyennes étaient très imprécises chaque année (coefficient de variation $\geq 1,0$ pour 58 % des combinaisons année-région de relevé, Hansen et al. 2020). De plus, le nombre de sites repères recensés a changé dans le temps. Ces changements ont été les plus importants dans les régions de relevé de la côte centrale et de la côte est de Haïda Gwaii (voir l'annexe E et le tableau 1 dans Hansen et al. 2020). Par exemple, 76 sites ont fait l'objet d'un relevé dans la région de la côte centrale en 2016, mais seuls 12 sites repères avaient fait l'objet d'un relevé au début de la série chronologique en 1978. Cependant, la tendance générale des densités totales des ormeaux (≥ 20 mm) dans les sites repères de toutes les régions de relevé était semblable entre l'ensemble complet des sites repères et un ensemble restreint, composé des seuls les sites repères ayant fait l'objet d'un relevé la plupart des années pour chaque région (Hansen et al. 2020). La plus grande différence dans les densités moyennes entre les ensembles complet et restreint des sites repères concernait les premières années de la série chronologique du nord de la Colombie-Britannique (1978 à 1980) (Hansen et al. 2020). L'ensemble restreint de sites repères affichait une diminution de la densité moyenne qui était retardée dans l'ensemble complet, indiquant que la diminution de la densité totale des ormeaux les premières années a peut-être été masquée par le nombre changeant de sites repères dans les régions de relevé de la côte centrale et de la côte est de Haïda Gwaii de 1978 à 1980. Les analyses présentées ici comprennent l'ensemble complet des sites repères, car les échantillons étaient plus petits dans l'ensemble restreint, ce qui accroissait davantage la variabilité des densités moyennes (Hansen et al. 2020).

On a analysé les ensembles de données du nord et du sud de la Colombie-Britannique en modélisation additive généralisée (MAG) afin de déterminer les variables environnementales qui pourraient servir à normaliser la série chronologique (Hansen et al. 2020). On applique une normalisation à l'aide de covariables pour tenter d'éliminer l'impact de ces sources de variabilité sur l'indice de l'abondance (Maunder et Punt 2004). Toutefois, pour les ensembles de données du nord et du sud de la Colombie-Britannique, l'écart expliqué dans les modèles

MAG s'expliquait en majorité par le terme de l'année (76 à 92 % pour les régions de relevé dans le nord de la Colombie-Britannique et 40 à 73 % pour celles du sud). Dans les modèles additifs généralisés, le terme de l'année était une combinaison de l'effet de l'année et de la région résultant du regroupement des régions de relevé dans le nord et le sud de la Colombie-Britannique. Pour les régions de relevé regroupées du sud de la Colombie-Britannique, les densités normalisées variaient beaucoup d'une année à l'autre à mesure que la région visée par les relevés changeait. Les densités normalisées pour les régions de relevé regroupées du nord de la Colombie-Britannique changeaient également d'une année à l'autre à mesure que la région visée par le relevé changeait, mais la variation entre les trois régions du nord de la province ces dernières années (de 2016 à 2018) était généralement inférieure à la différence par rapport à la période précédente pendant laquelle les relevés avaient été réalisés dans les trois régions (de 2011 à 2013).

On a utilisé un modèle à obstacle bayésien, comprenant des covariables environnementales, pour estimer les densités moyennes *a posteriori* annuelles de l'ormeau et des intervalles de crédibilité de 95 %. Les variables environnementales importantes du modèle MAG le mieux ajusté pour chaque catégorie des ensembles de données du nord et du sud de la Colombie-Britannique ont été incluses dans leur modèle à obstacle bayésien respectif (voir les méthodes à l'annexe D). Il n'est pas possible de comparer directement les densités moyennes estimées à partir de ce modèle à obstacle normalisé aux densités moyennes des objectifs en matière de population et de répartition définis dans le Plan d'action pour l'ormeau établi par le MPO en vertu de la Loi sur les espèces en péril (MPO 2012). La série chronologique pour les régions de relevé regroupées du nord de la Colombie-Britannique est incluse ici avec celle de chacune des régions (côte centrale, côte est de Haïda Gwaii, côte ouest de Haïda Gwaii, détroit de la Reine-Charlotte et côte ouest de l'île de Vancouver). Comme aucun site n'a été répété dans les relevés effectués dans le bassin de Géorgie selon la méthode de relevé de Breen (1982, 1985, 2005, 2009), aucune série chronologique n'est produite pour cette région de relevé et nous présentons plutôt les densités observées.

Les tendances des densités moyennes *a posteriori* étaient semblables dans toutes les régions de relevé du nord de la Colombie-Britannique (côte centrale, côte est de Haida Gwaii, côte ouest de Haida Gwaii), et les densités totales moyennes estimées (longueur de la coquille ≥ 20 mm) ont diminué dans les années 1970 et 1980, sont restées faibles jusqu'à la fin des années 2000 et ont alors commencé à augmenter (figures 10-13). La pêche commerciale de l'ormeau a été pratiquée en Colombie-Britannique depuis le début des années 1900 et les débarquements ont atteint un sommet dans les années 1970 (Breen 1986; Sloan et Breen 1988; Campbell 2000). Les préoccupations entourant les déclinés marqués des densités d'ormeau dans les relevés ont abouti à la fermeture totale de toutes les pêches en 1990 (Farlinger 1990; Campbell 2000). L'historique de la pêche commerciale et de la gestion de l'ormeau est décrit dans Sloan et Breen (1988), Farlinger (1990) et Farlinger et Campbell (1992). L'accroissement récent des densités moyennes totales estimées a résulté principalement d'une augmentation des densités moyennes estimées des ormeaux juvéniles (longueur de la coquille ≥ 20 mm à < 70 mm), avec de légères augmentations des densités moyennes estimées des adultes, et peu ou pas d'augmentation des densités estimées des grands adultes dans les régions de relevé (figures 10-13).

Les densités moyennes estimées aux sites repères dans les régions de relevé sont très variables. Cette variabilité est particulièrement évidente pour les densités moyennes estimées au début de la série chronologique, lorsque peu de sites repères échantillonnés étaient échantillonnés (figures 11-15, annexe E, tableaux E.1-E.5). Curtis et Zhang (2018) a constaté que les tendances de la densité varient d'une zone à l'autre des régions de relevé, avec des augmen-

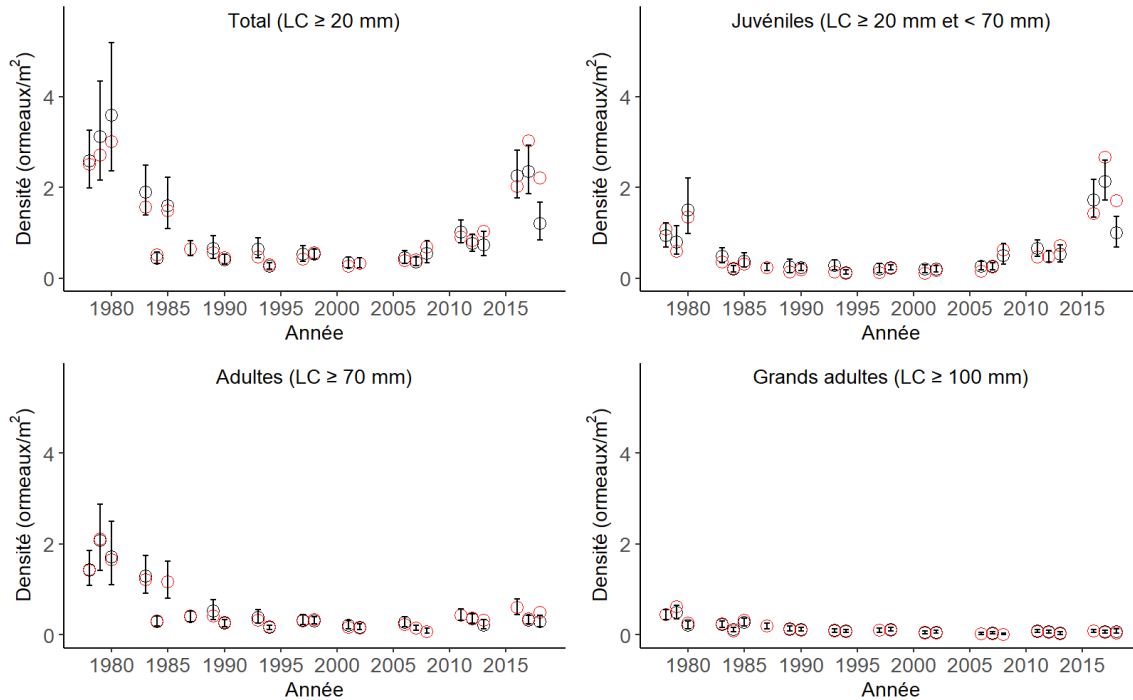


Figure 10. Densités moyennes a posteriori de l'ormeau nordique et intervalles de crédibilité de 95 % d'après les données sur les sites repères des régions de relevé regroupées du nord de la Colombie-Britannique : côte centrale (CC), côte est de Haïda Gwaii (CEHG) et côte ouest de Haïda Gwaii (COHG) de 1978 à 2018. Les observations d'ormeaux nordiques ont été regroupées dans les quatre catégories de taille selon la longueur de la coquille (LC). Les cercles noirs représentent les moyennes a posteriori et les cercles rouges, les moyennes observées. Il convient de noter ici que les différences dans la densité moyenne entre les années sont une combinaison de l'effet de l'année et de l'effet de la région de relevé, puisque les données sur les sites repères n'ont été recueillies que dans une seule région de relevé par année, sauf en 1978 et 1979.

tations plus importantes ou plus faibles des densités moyennes estimées des adultes que la moyenne dans certaines zones (p. ex. la baie Oswald par rapport à l'île Stryker dans la région de relevé de la côte centrale). Les tendances globales sont généralement uniformes au niveau de la région de relevé et dans tout le nord de la Colombie-Britannique.

Pour la région de relevé de la côte est de Haida Gwaii, la densité moyenne estimée pour la catégorie de l'ormeau total (longueur de la coquille ≥ 20 mm) en 2017 était légèrement inférieure à celle de l'ormeau total en 1978, mais les intervalles de crédibilité se chevauchent. Pour la région de relevé de la côte centrale, la densité moyenne estimée de l'ormeau total en 2016 était inférieure à celle de 1978, mais pas de façon significative puisque les intervalles de crédibilité se chevauchent. Pour l'ormeau adulte (≥ 70 mm), les estimations de la densité pour 2016-2017 étaient nettement inférieures ($\alpha = 0,05$) aux premières estimations pour les régions de relevé de la côte est de Haida Gwaii et de la côte centrale. Selon les intervalles de crédibilité de 95 %, il y a au moins une probabilité de 95 % que la densité moyenne estimée des adultes pour la côte centrale en 2016 soit inférieure à celle de 1978 (début de la série chronologique). En ce qui concerne la côte est de Haida Gwaii, il y a également une probabilité d'au moins 95 % que la densité moyenne estimée des adultes en 2017 soit inférieure à celle de 1978. Pour la région de la côte ouest de Haida Gwaii, les densités moyennes estimées pour les catégories de

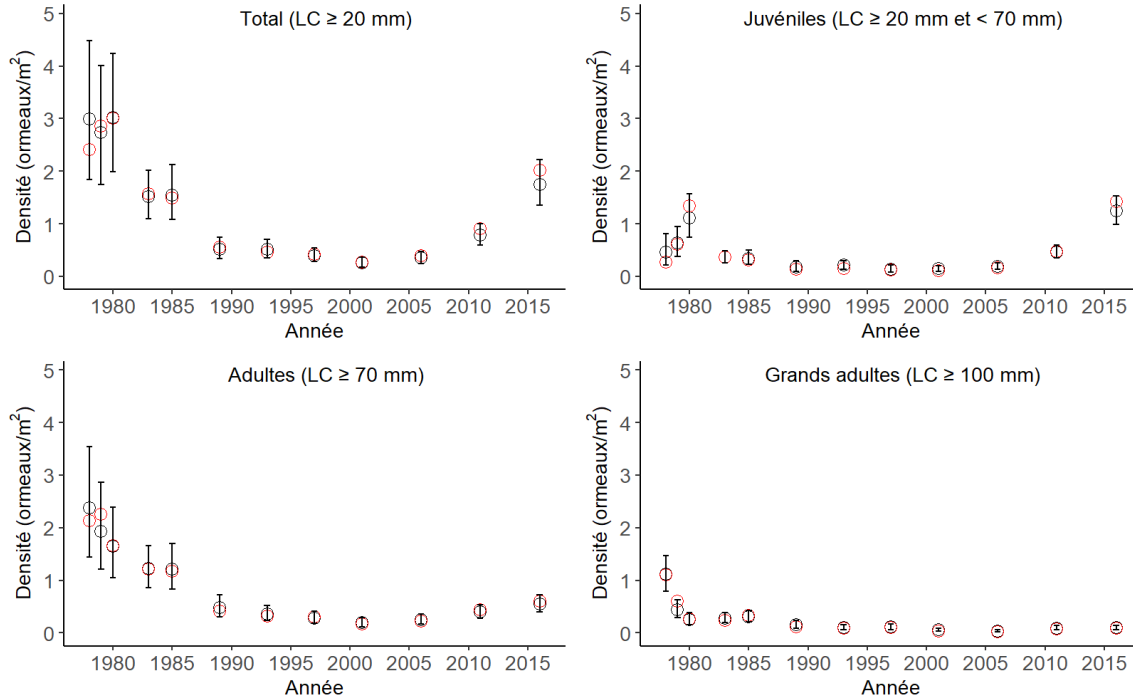


Figure 11. Densités moyennes a posteriori de l'ormeau nordique et intervalles de crédibilité de 95 % d'après les données sur les sites repères de la région de relevé de la côte centrale (CC) de 1978 à 2016. Les observations d'ormeaux nordiques ont été regroupées dans les quatre catégories de taille selon la longueur de la coquille (LC). Les cercles noirs représentent les moyennes a posteriori et les cercles rouges, les moyennes observées.

l'ormeau total, juvénile et adulte ont augmenté au cours de la série chronologique (2008 à 2018, probabilité de > 95 %).

La longueur moyenne de la coquille (en millimètres) pour la catégorie de l'ormeau total (longueur de la coquille ≥ 20 mm) a diminué au cours de la série chronologique pour la région de relevé de la côte est de Haida Gwaii, avec une diminution sensible de la proportion de l'ormeau le plus grand et une augmentation de la catégorie des juvéniles dans les années 2000, comparativement aux années précédentes (Hankewich et al. 2008; Curtis et Zhang 2018, annexe F, figure F.2). La longueur de coquille moyenne (\pm et) pour la catégorie de l'ormeau total dans les relevés de 1978 à 1987 était de $74,9 \pm 0,4$ mm et de $54,1 \pm 0,3$ mm dans les relevés de 2002 à 2017. La longueur de coquille maximale observée a diminué de 146 mm à 138 mm entre ces deux périodes de relevé. La longueur de coquille moyenne pour la catégorie des adultes a également diminué de $93,0 \pm 0,3$ mm (\pm et) de 1978 à 1987 à $86,2 \pm 0,4$ mm de 2002 à 2017. Un profil semblable se dégage pour la région de relevé de la côte centrale, la distribution des tailles des adultes diminuant au fil du temps (Hankewich et Lessard 2008; Curtis et Zhang 2018, annexe F, figure F.1). La longueur de coquille moyenne (\pm et) pour la catégorie de l'ormeau total dans les relevés entre 1978 et 1989 était de $80,3 \pm 0,3$ mm et de $61,9 \pm 0,4$ mm dans les relevés entre 2001 et 2016. La longueur de coquille maximale observée a diminué de 149 mm à 132 mm entre ces deux périodes de relevé, et Curtis et Zhang (2018) a également remarqué que la longueur de coquille maximale est demeurée faible depuis la forte baisse observée pendant la pêche commerciale (Hankewich et Lessard 2008). La longueur de coquille moyenne pour la catégorie des adultes a également diminué de $91,0 \pm 0,3$ mm (\pm et) de 1978 à 1989

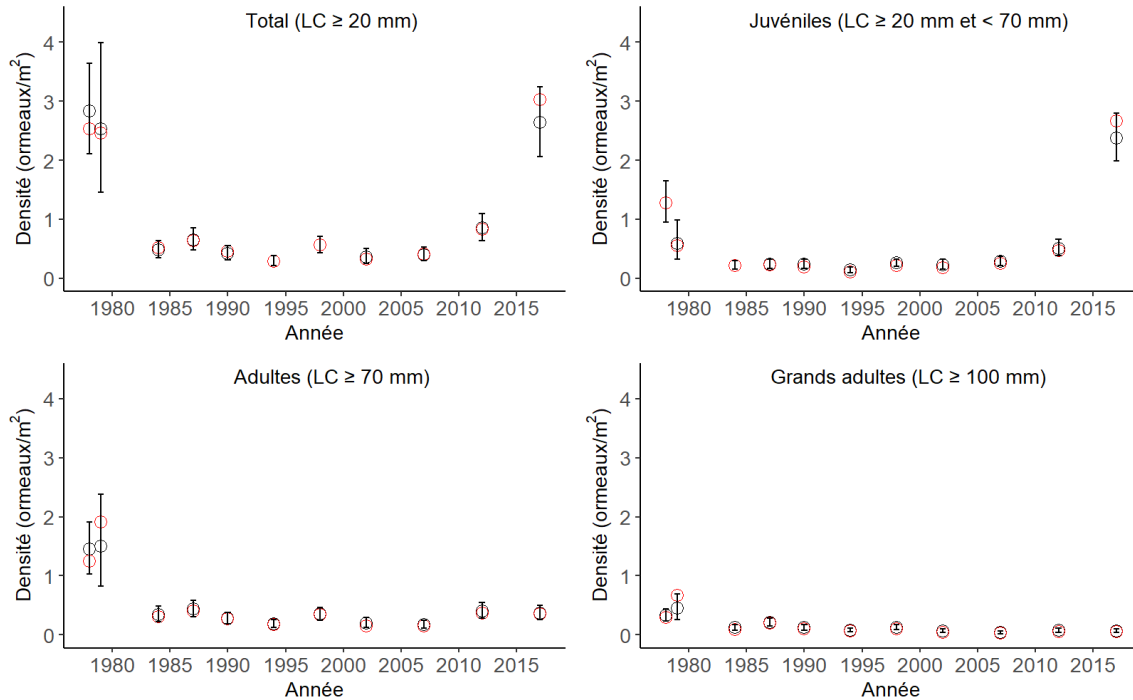


Figure 12. Densités moyennes a posteriori de l'ormeau nordique et intervalles de crédibilité de 95 % d'après les données sur les sites repères de la région de relevé de la côte est de Haïda Gwaii (CEHG) de 1978 à 2017. Les observations d'ormeaux nordiques ont été regroupées dans les quatre catégories de taille selon la longueur de la coquille (LC). Les cercles noirs représentent les moyennes a posteriori et les cercles rouges, les moyennes observées.

à $86,8 \pm 0,3$ mm de 2001 à 2016. Pour la région de relevé de la côte ouest de Haida Gwaii, la longueur moyenne de la coquille est inférieure à la taille à 100 % de maturité (70 mm), et comme dans d'autres régions du nord de la Colombie-Britannique, on observe des proportions relativement élevées d'ormeaux juvéniles (annexe F, figure F.3). La région de relevé de la côte ouest de Haida Gwaii compte peu de grands ormeaux, probablement en raison de l'exposition accrue aux vagues dans cette région, qui présente une corrélation négative avec la longueur de la coquille chez l'ormeau (Lessard et Campbell 2007).

Pour les séries chronologiques plus courtes dans les régions de relevé du sud de la Colombie-Britannique (détroit de la Reine-Charlotte et côte ouest de l'île de Vancouver), les tendances étaient moins nettes, car les densités moyennes estimées étaient beaucoup plus basses et les densités observées aux sites repères étaient très variables (figures 14-15). Pour les régions de relevé du détroit de la Reine-Charlotte et de la côte ouest de l'île de Vancouver, on note une augmentation des densités moyennes estimées des catégories de l'ormeau total, des juvéniles et des adultes entre la première année des relevés et la dernière année dans chaque région (2004 à 2014 pour le détroit de la Reine-Charlotte et 2003 à 2018 pour la côte ouest de l'île de Vancouver, figures 14-15). Cependant, les intervalles de crédibilité de 95 % se chevauchaient pour toutes ces estimations, ce qui signifie que la probabilité que les densités réelles soient différentes était inférieure à 95 %. Les densités estimées moyennes des grands adultes dans la région de relevé du détroit de la Reine-Charlotte ont augmenté durant la série chronologique, mais pas dans la région de relevé de la côte ouest de l'île de Vancouver, et encore une fois, les intervalles de crédibilité de 95 % se chevauchaient pour ces années. Les données sur les

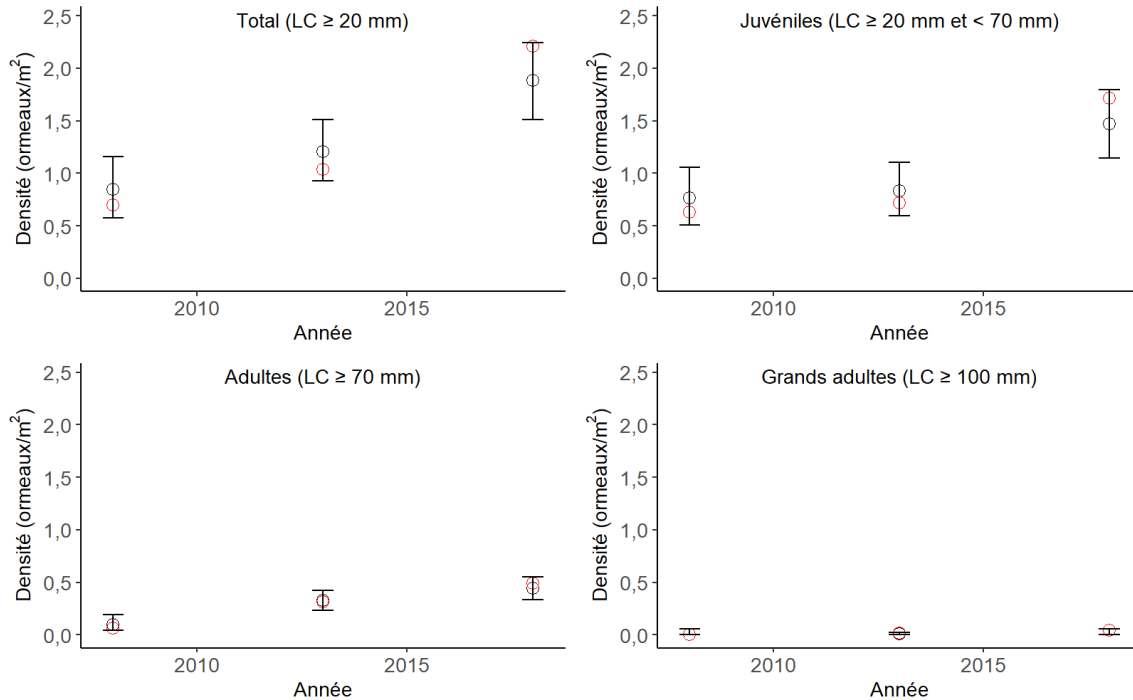


Figure 13. Densités moyennes a posteriori de l'orveau nordique et intervalles de crédibilité de 95 % d'après les données sur les sites repères de la région de relevé de la côte ouest de Haïda Gwaii (COHG) de 2008 à 2018. Les observations d'orveaux nordiques ont été regroupées dans les quatre catégories de taille selon la longueur de la coquille (LC). Les cercles noirs représentent les moyennes a posteriori et les cercles rouges, les moyennes observées.

fréquences de taille étaient rares pour ces régions de relevé (annexe F, figures F.4-F.5). La proportion de grands orveaux (≥ 100 mm) était faible dans les deux régions, mais les grands orveaux étaient remarquablement absents de la région de la côte ouest de l'île de Vancouver, où les loutres de mer, un prédateur de l'orveau (Watson 2000), sont présentes aux sites repères depuis parfois 42 ans dans certaines zones (annexe B), comme Hankewich et Lessard (2008) l'avait prédit.

Trop peu de relevés se chevauchant, réalisés selon la méthode de Breen, étaient accessibles pour la région de relevé dans le bassin de Géorgie pour qu'il soit possible d'estimer les tendances de la densité à l'aide du modèle à obstacle bayésien. Aucun site n'a été répété dans cette région jusqu'en 2019. En 1982, on a observé une densité moyenne de $0,73 \pm 0,91$ orveau/m² (\pm et) à trois sites dans le sud-est de l'île de Vancouver (Adkins 1996). En 1985, les relevés ont porté sur 12 sites dans le sud-est de l'île de Vancouver et la densité moyenne (\pm et) de l'orveau total (longueur de la coquille de ≥ 20 mm) était de $1,165 \pm 0,198$ orveau/m², tandis que la densité moyenne (\pm et) des juvéniles, des adultes et des grands adultes était de $0,090 \pm 0,034$ orveau/m², $1,075 \pm 0,180$ orveau/m² et $0,655 \pm 0,108$ orveau/m², respectivement. En 2005, les relevés ont porté sur 19 sites dans la région de Sooke. Seuls trois orveaux ont été observés dans le cadre de ce relevé, soit une densité moyenne (\pm et) de l'orveau total de $0,010 \pm 0,007$ orveau/m². La densité moyenne (\pm et) des juvéniles, des adultes et des grands adultes était de $0,000 \pm 0,000$ orveau/m², $0,010 \pm 0,007$ orveau/m², et $0,010 \pm 0,007$ orveau/m², respectivement, pour ce relevé. On a obtenu un résultat semblable en 2019, avec seulement quatre orveaux observés dans les mêmes 19 sites repères dans la région de Sooke. Tous ces

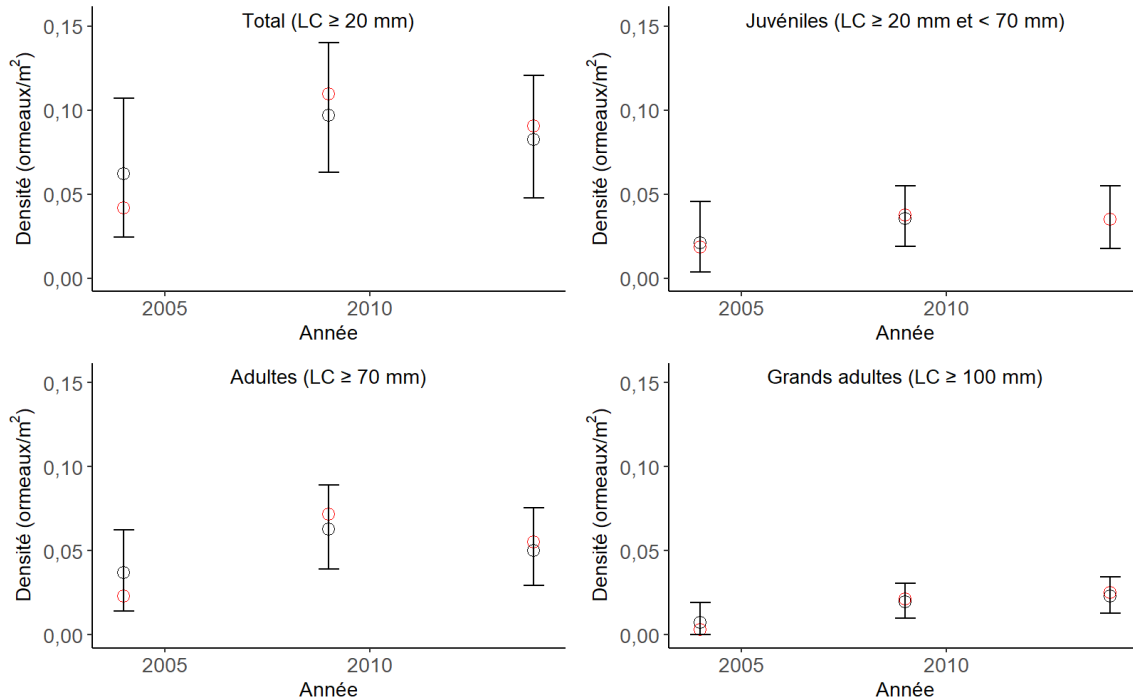


Figure 14. Densités moyennes a posteriori de l'ormeau nordique et intervalles de crédibilité de 95 % d'après les données sur les sites repères de la région de relevé du détroit de la Reine-Charlotte (DRC) de 2004 à 2014. Les observations d'ormeaux nordiques ont été regroupées dans les quatre catégories de taille selon la longueur de la coquille (LC). Les cercles noirs représentent les moyennes a posteriori et les cercles rouges, les moyennes observées.

ormeaux avaient une longueur de la coquille ≥ 99 mm (données inédites). Lessard et al. (2007b) a également noté qu'un regroupement d'ormeaux trouvé dans la région de Sooke, près de la prison de William Head, en 1996-1997 (Wallace 1999), avait disparu lors du relevé de 2005. De plus, en 2009, des relevés ont été effectués sur 30 sites dans le nord du détroit de Georgia, et ont permis de détecter seulement six ormeaux. La densité moyenne totale (\pm et) des ormeaux (longueur de la coquille ≥ 20 mm) était de $0,012 \pm 0,007$ ormeau/m². La densité moyenne (\pm et) des juvéniles, des adultes et des grands adultes était de $0,004 \pm 0,003$ ormeau/m², $0,008 \pm 0,007$ ormeau/m², and $0,004 \pm 0,003$ ormeau/m², respectivement, pour ce relevé. En 2019, 12 ormeaux (longueur de la coquille ≥ 20 mm) ont été trouvés dans 28 sites du nord du détroit de Georgia, dont quatre dans la catégorie des juvéniles et huit dans celle des adultes (plage de tailles de 54 à 112 mm, données inédites). De même, Bouma et al. (2012) et Carson et Ulrich (2019) ont également découvert de faibles densités d'ormeaux au cours des dernières années dans les îles voisines San Juan, dans l'État de Washington.

Les informations sont limitées sur l'abondance de l'ormeau dans les régions de relevé du sud de la Colombie-Britannique avant le début des nouveaux relevés aux sites repères dans les années 2000, et les densités obtenues par d'autres méthodes de relevé ne sont pas directement comparables à celles de la méthode de Breen. Thompson (1914) est l'un des premiers rapports sur l'abondance dans le sud de la Colombie-Britannique, avec des observations formulées au cours d'un relevé intertidal de la mactre à l'échelle de la province. Thompson (1914) a fourni des preuves anecdotiques de l'absence de l'ormeau dans le détroit de Georgia, de même que de sa dispersion sur toute la côte extérieure de la Colombie-Britannique, y compris la côte ouest de

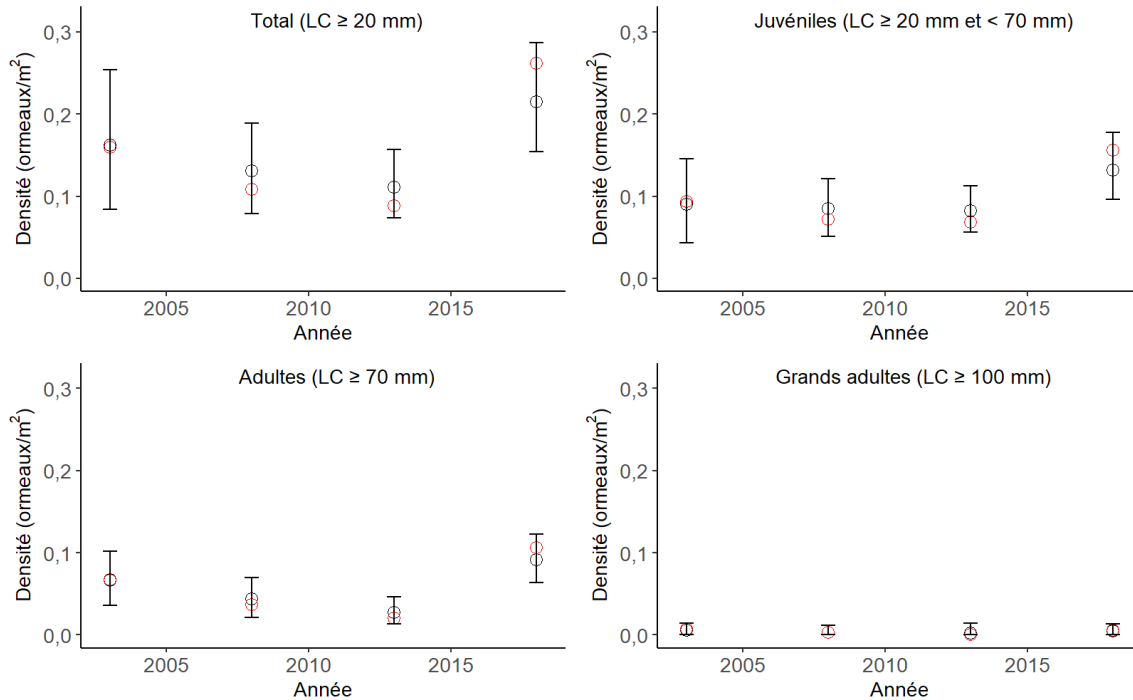


Figure 15. Densités moyennes a posteriori de l'ormeau nordique et intervalles de crédibilité de 95 % d'après les données sur les sites repères de la région de relevé de la côte ouest de l'île de Vancouver (COIV) de 2003 à 2018. Les observations d'ormeaux nordiques ont été regroupées dans les quatre catégories de taille selon la longueur de la coquille (LC). Les cercles noirs représentent les moyennes a posteriori et les cercles rouges, les moyennes observées.

l'île de Vancouver, ainsi qu'à Port Neville dans le détroit de Johnstone, mais pas dans l'extrémité intérieure ou dans les passages du détroit de la Reine-Charlotte. Comme il s'agissait d'un relevé intertidal, une partie importante de l'habitat de l'ormeau a été omise. Cependant, les tendances des débarquements suggèrent également que les ormeaux étaient moins nombreux dans le sud de la Colombie-Britannique. Bien que la pêche commerciale de l'ormeau ait enregistré des débarquements dans tous les secteurs de gestion des pêches côtières du Pacifique (SGPP), à l'exception de bon nombre des zones du détroit de Georgia et de la région de Sooke (Sloan et Breen 1988; Curtis et Zhang 2018), les débarquements dans le nord de la Colombie-Britannique étaient généralement beaucoup plus élevés que ceux du sud. En effet, la pêche intensive des années 1970 était concentrée dans le nord de la Colombie-Britannique (Sloan et Breen 1988). De plus, les débarquements dans le bassin de Géorgie ne représentaient que $4,32 \pm 1,28$ % (moyenne \pm et) des débarquements totaux entre 1977 et 1990 (débarquements présentés dans le tableau 2.8.2 de Harbo 1997; voir aussi Sloan et Breen 1988). Des regroupements ont été signalés dans certaines zones de la région de relevé du bassin de Géorgie, comme à Nanoose Bay dans le détroit de Georgia (Quayle 1971) et William Head dans la région de Sooke (Wallace 1999), mais ils ont disparu par la suite, parfois rapidement (Quayle 1971; Lessard et al. 2007b). Les premiers relevés effectués dans le détroit de Johnstone indiquaient des densités élevées allant jusqu'à 10 ormeaux/m² à un endroit, mais les ormeaux étaient rares dans la plupart des autres endroits en 1977 (plongées à durée fixe, Breen et al. 1978) et on a trouvé seulement 1,13 ormeau/m² à cet endroit en 1986 (méthode de relevé de Breen; Adkins 1996). Breen et al. (1978) a également estimé visuellement des densités de 1 ormeau/m² ou moins, avec

peu de juvéniles, dans le détroit de la Reine-Charlotte en 1977. En 2004, Davies et al. (2006) n'a observé que 0,02 ormeau/m² dans le détroit de Johnstone (méthode de relevé de Breen), presque tous les individus se trouvant à l'endroit où les relevés avaient été menés en 1977 et 1986.

5.2 RELEVÉS PAR TRANSECT

Des relevés par transect ont été effectués près de Kitkatla (Colombie-Britannique) en 2000 et en 2016, dans les régions entourant l'île Goschen, les îles Prager et l'île Dolphin. Les zones de relevé ont été choisies en consultation avec des représentants de la Nation Gitxaala, en fonction des connaissances écologiques traditionnelles des zones où l'ormeau était le plus abondant. En octobre 2000, environ 100 plongées exploratoires ont été effectuées dans les zones déterminées afin de trouver des sites qui pourraient convenir à des expériences de mise en valeur de l'ormeau. Elles ont permis de sélectionner 25 sites présentant un bon habitat pour l'ormeau. On a appliqué la méthode de relevé par transect (Cripps et Campbell 1998; MPO 2016) pour deux transects à chaque site en 2000 et un transect à chaque site en 2016 (en raison de contraintes de temps). La densité moyenne des ormeaux dans tous les transects de chaque année était fondée sur la densité observée dans chaque transect (nombre d'ormeaux émergents divisé par le nombre de quadrats du relevé). Étant donné que les longueurs de coquille n'ont été mesurées qu'à 17 des 25 sites en 2000 (c.-à-d. que des données sur les fréquences de taille étaient disponibles pour 17 sites, et les données de dénombrement pour 25 sites), seuls ces 17 sites ont été inclus dans l'estimation des densités par catégorie de taille ces années. De plus, seul le transect numéro un à chaque site en 2000 a été fait à nouveau l'objet d'un relevé en 2016, de sorte qu'on a utilisé uniquement les données du transect numéro un à chaque site pour estimer la densité moyenne des ormeaux en 2000. On a utilisé le progiciel de démarrage (Davison et Hinkley 1997; Canty et Ripley 2020) dans la version 4.0.2 de R (R Core Team 2020) pour estimer les intervalles de confiance (IC) de 95 % autour des densités moyennes par catégorie de taille et année, ainsi que des densités moyennes totales (5 000 répliques avec remplacement). Les graphiques des diagnostics (histogrammes et diagrammes des quantiles) des estimations selon la méthode bootstrap ont révélé une distribution normale avec quelques écarts aux extrémités. Les IC bootstrap ont donc été calculés selon la méthode IC de base (empirique) intégrée à la fonction boot.ci dans le progiciel de démarrage, qui résiste bien aux écarts aux extrémités de la distribution (Canty et Ripley 2020).

Bien que les différences dans les méthodes ne permettent pas de procéder à une comparaison quantitative directe des densités des ormeaux dans les relevés aux sites repères et les relevés par transect, une comparaison qualitative des tendances est possible. En effet, les séries chronologiques des relevés par transect affichent des tendances semblables à celles des relevés aux sites repères pour les régions de relevé du nord de la Colombie-Britannique ces dernières années, à savoir une augmentation de la densité moyenne de l'ormeau total (longueur de la coquille ≥ 20 mm), qui n'est pas uniforme dans toutes les catégories de taille. La plus forte augmentation s'est produite dans la catégorie des juvéniles (longueur de la coquille de ≥ 20 mm à < 70 mm); la densité a légèrement augmenté dans la catégorie des adultes (longueur de la coquille ≥ 70 mm) et a diminué dans la catégorie des grands adultes (longueur de la coquille ≥ 100 mm) (figure 16). Ces différences dans les densités moyennes par catégorie de taille se reflètent dans le changement des fréquences de taille détecté entre les deux relevés (figure 17). En 2000, les sites des relevés comptaient des individus plus grands, alors qu'en 2016, ces mêmes sites abritaient peu d'ormeaux de > 100 mm (figure 17). Lorsqu'on inclut les 25 sites des relevés, la densité moyenne dérivée des dénombrements de tous les ormeaux observés est

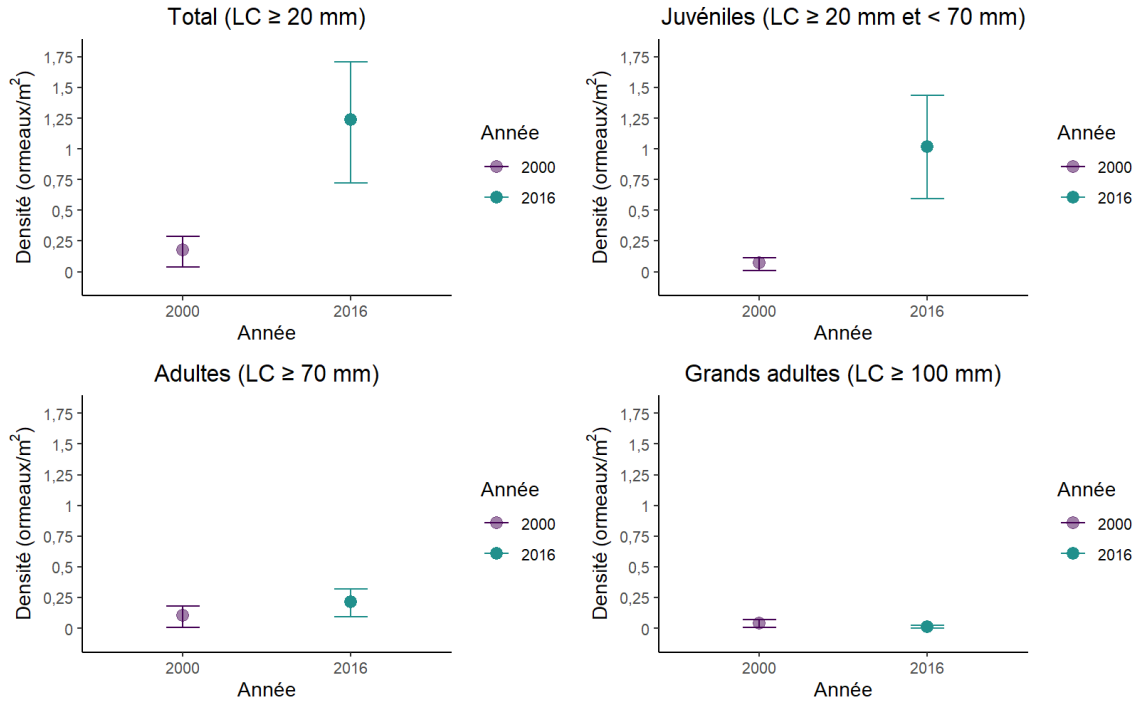


Figure 16. Densités des ormeaux nordiques par catégorie de taille (intervalles de confiance bootstrap de 95 % autour de la moyenne) au fil du temps, d'après les relevés par transect effectués près de Kitkatla, en Colombie-Britannique ($n = 17$ sites en 2000 et en 2016). Les catégories de taille sont les suivantes : total (longueur de la coquille (LC) ≥ 20 mm), juvéniles (longueur de la coquille de ≥ 20 mm à < 70 mm), adultes (longueur de la coquille ≥ 70 mm) et grands adultes (longueur de la coquille ≥ 100 mm).

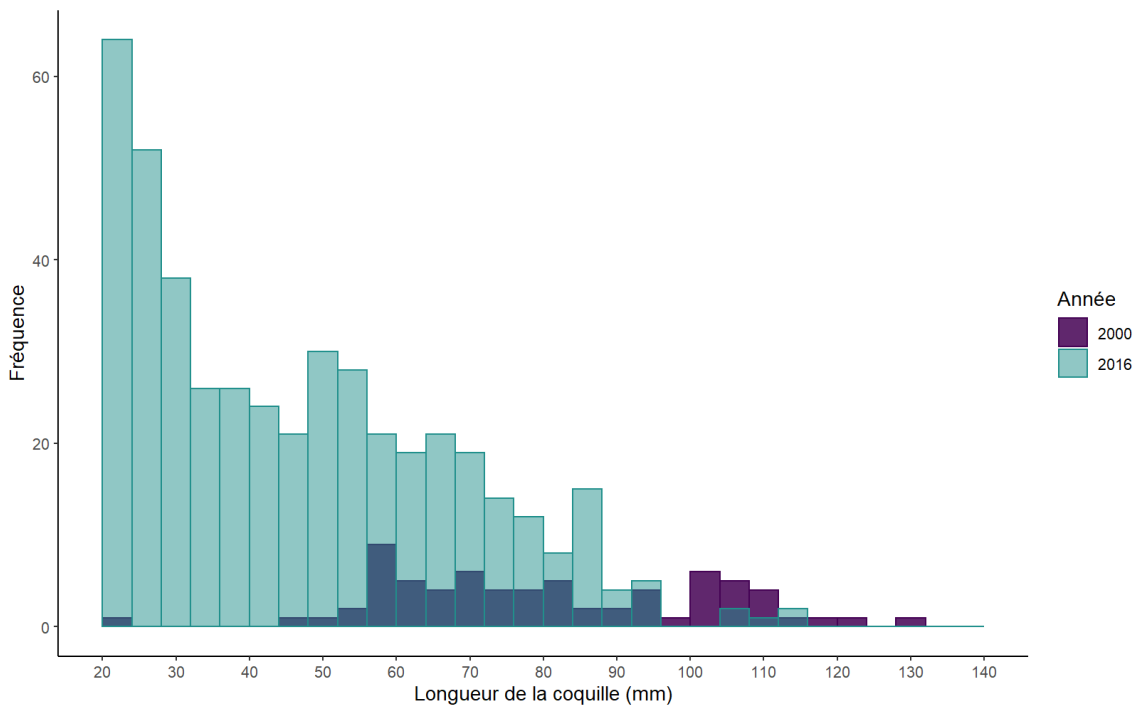


Figure 17. Fréquences de taille des ormeaux nordiques mesurés dans les relevés par transect près de Kitkatla (Colombie-Britannique) ($n = 17$ sites en 2000 et en 2016).

passée de 0,35 ormeau/m² (intervalle de confiance de 95 % 0,10-0,54 ormeau/m²) en 2000 à 2,27 ormeaux/m² (intervalle de confiance de 95 % 1,67-2,83 ormeaux/m²) en 2016.

5.3 ANALYSE DES TENDANCES DE LA POPULATION

L'objet premier de ce rapport préalable à l'évaluation par le COSEPAC est de présenter un sommaire de l'état actuel des connaissances du MPO sur l'ormeau en Colombie-Britannique. Cependant, il est important de souligner quelques-uns des résultats et tendances d'importance décrits dans les sections précédentes afin de fournir un contexte. Plus particulièrement, ces dernières années, on a observé des augmentations sensibles de la densité estimée des catégories de petits ormeaux à certains sites repères, surtout dans le nord de la Colombie-Britannique. Toutefois, ces augmentations ne concernent pas les catégories d'ormeaux plus grands. Étant donné que la densité estimée des catégories de petits ormeaux a commencé à augmenter depuis une à deux générations d'ormeaux (voir la section 2.1), on pourrait s'attendre à une certaine correspondance entre les catégories de petits et de grands ormeaux.

Les augmentations récentes des densités moyennes estimées des ormeaux juvéniles résultent probablement d'une diminution de la mortalité due aux importantes baisses de l'abondance du solaster géant (*Pycnopodia helianthoides*) causée par le dépérissement des étoiles de mer (Schultz et al. 2016; Harvell et al. 2019) depuis 2013, combinée à des conditions environnementales favorables à l'établissement et à la survie des juvéniles. Cette observation contraste avec les premières années de la série chronologique (de 1978 à 1980), lorsqu'on a entamé les recherches pour trouver des ormeaux cryptiques parce qu'on observait si peu de juvéniles émergents et qu'il devenait évident qu'il existait un stock permanent qui n'était pas en équilibre avec son recrutement actuel (P. Breen, Breen Consulting, Wellington, Nouvelle-Zélande, comm. pers. 2018). Toutefois, les densités et les colonies de juvéniles durant cette période variaient également d'un site à l'autre en fonction de la profondeur et de l'habitat, avec quelques observations de grands nombres de juvéniles (Breen 1986; Sloan et Breen 1988). Il faut être prudent pour interpréter la série chronologique relative à l'ormeau juvénile, en raison de la difficulté de trouver les petits ormeaux (Campbell 2000) et parce que l'on a modifié le protocole vers 2004 afin de rechercher plus attentivement les ormeaux plus petits (Curtis et Zhang 2018). Les augmentations des densités moyennes estimées des juvéniles peuvent s'expliquer en partie par ce changement lié aux relevés.

Compte tenu des mises en garde qui précèdent, le calcul de la mortalité et la détermination subséquente de la question de savoir si les juvéniles devraient recruter dans la classe de taille des adultes ou si les adultes devraient demeurer dans cette classe de taille sont fondés sur les densités des juvéniles et des adultes les années précédentes. Compte tenu de l'augmentation récente des densités des juvéniles dans le nord de la Colombie-Britannique, si la mortalité annuelle instantanée totale (Z) était semblable à celle de la période précédant 2012 (mortalité plus faible), les densités des adultes devraient augmenter. La densité des adultes n'augmente pas comme prévu et la mortalité annuelle instantanée totale estimée est élevée depuis 2012. Il est difficile d'analyser la mortalité des juvéniles et des adultes par rapport à la mortalité totale, en particulier parce qu'on manque d'estimations des taux d'établissement et du recrutement précoce post-larvaire. Bien que nos estimations de la mortalité annuelle instantanée totale reposent sur les densités des adultes (≥ 70 mm), elles comprennent la mortalité au stade adulte et la mortalité des juvéniles avant qu'ils n'atteignent le stade adulte (voir l'annexe A). C'est pour ces raisons que le taux de mortalité présenté dans ce rapport est la mortalité annuelle instantanée totale de l'ormeau et inclut la mortalité de toutes les sources, naturelles ou par braconnage.

Le fait que l'augmentation de la densité des juvéniles ne se reflète pas dans la densité des adultes pourrait s'expliquer par une mortalité disproportionnellement élevée des juvéniles combinée à d'intenses événements d'établissement avant les deux derniers ensembles de relevés. Une forte mortalité des juvéniles les empêcherait de recruter dans la partie adulte de la population. Bien que les travaux antérieurs aient surtout porté sur les premiers stades après l'établissement, ils ont montré que des événements intenses peuvent entraîner une augmentation des interactions concurrentielles pour les ressources chez les espèces d'ormeaux (McShane 1991, 1995) et d'autres invertébrés marins benthiques (Gosselin et Qian 1997), provoquant une augmentation de la mortalité des juvéniles densité-dépendante. Par ailleurs, les augmentations de la prédation (p. ex. par les loutres de mer) ou du braconnage peuvent empêcher les cohortes d'atteindre les catégories de plus grande taille ou pourraient cibler de façon différente les grands ormeaux, causant une mortalité plus élevée chez les adultes. L'expansion des loutres de mer, qui entraîne des changements dans l'habitat et le comportement de l'ormeau susceptibles d'influer sur la détectabilité des ormeaux plus grands, est un autre facteur de confusion. Selon des études récentes, même les grands ormeaux, dont on pensait autrefois qu'ils adoptaient un mode de vie émergent, pourraient se dissimuler dans des crevasses et d'autres espaces cryptiques lorsqu'ils sont en présence de loutres de mer (Lee et al. 2016). Enfin, il est également possible que les changements des conditions environnementales, de l'habitat ou de la pression de la prédation entraînent une réduction des taux de croissance et, par conséquent, empêchent ou ralentissent le recrutement des ormeaux dans les classes de plus grande taille. Compte tenu des mises en garde susmentionnées, il est important de faire preuve de prudence pour interpréter les récentes augmentations des densités estimées des juvéniles et de tous les ormeaux dans certaines régions de la Colombie-Britannique.

6 EFFECTIF DE LA POPULATION

Bien que la zone d'occurrence soit mieux estimée (section 4.1) et que les estimations des densités des ormeaux aux sites repères aient été mises à jour (section 5.1), il n'est pas possible actuellement d'extrapoler les densités estimées pour chaque région à un nombre total d'individus pour plusieurs raisons. Tout d'abord, la zone d'occurrence représente l'aire de répartition ou la répartition potentielle de l'ormeau en Colombie-Britannique qui a été limitée par certains paramètres (p. ex. la profondeur). Pourtant, on ignore la zone d'occupation, c'est-à-dire la partie côtière de la zone d'occurrence qui est effectivement occupée par l'ormeau (section 4.1). De plus, la principale source de données du MPO sur les densités des ormeaux (relevés aux sites repères) se limite à un habitat de qualité moyenne et élevée, mais des ormeaux peuvent être présents dans des habitats de qualité variable. Étant donné que les sites repères ne représentent pas une sélection aléatoire de tous les habitats accessibles et qu'on ignore la proportion de la zone d'occurrence composée d'habitats de qualité moyenne et élevée et la superficie totale elle-même, il n'est pas possible de rapporter les densités à une estimation de la population. Par conséquent, l'effectif réel de la population indiqué dans Withler et al. (2003) est encore la meilleure estimation disponible. Withler et al. (2003) a estimé l'effectif réel de la population d'ormeau à 370 000 individus, d'après les données microsatellites sur l'ormeau provenant de 31 emplacements en Colombie-Britannique et d'un emplacement en Alaska (section 3). L'effectif réel d'une population est défini comme le nombre d'individus de la population dont la progéniture formera la génération suivante. Il est important de noter que cette estimation est fondée sur des données recueillies entre 1998 et 2002, et que les années intermédiaires représentent probablement plus de deux générations d'ormeaux.

7 HABITAT

Le cycle biologique de l'ormeau comprend une phase larvaire pélagique (de 7 à 14 jours; Strathmann 1987; Sloan et Breen 1988; Pearce et al. 2003) et des phases benthiques juvéniles et adultes. On connaît très peu de choses sur les besoins de l'ormeau avant l'établissement, mais on pense que les indices d'établissement comprennent les algues corallines calcifiées (Roberts 2003). Au stade benthique, l'ormeau se développe et subit des changements ontogénétiques de l'utilisation de l'habitat. Selon de premières études, à mesure que les juvéniles grandissent, ils passent d'habitats plus profonds dominés par des roches nues et des algues corallines calcifiées à des habitats moins profonds, plus émergents, avec un complément de macroalgues foliacées (Breen 1979; Breen et Adkins 1982; Sloan et Breen 1988). Des observations plus récentes tirées de divers relevés (pas seulement des relevés aux sites repères) indiquent que les juvéniles se trouvent à diverses profondeurs (y compris des habitats peu profonds) (S. Hankewich, Kitsoo Fisheries Program, Klemtu, Colombie-Britannique, comm. pers. 2020; J. Lessard, Secteur des sciences du MPO, Nanaimo, Colombie-Britannique, comm. pers. 2020). Les juvéniles très petits ont tendance à occuper les surfaces rocheuses exposées et les plus grands, généralement des habitats cryptiques, et les adultes préfèrent de nouveau les habitats émergents (Sloan et Breen 1988). On croit que ces changements dans l'utilisation de l'habitat sont liés à l'évolution du régime alimentaire et à la vulnérabilité à la prédation. Il est important de noter que ces tendances sont dégagées à partir de relevés effectués lorsque les loutres de mer étaient en grande partie absentes de la côte, et que l'on sait que les comportements cryptiques sont renforcés en présence des loutres de mer (voir la section 2.5; Campbell 1996; Watson 2000; Lee et al. 2016). Bien qu'ils soient relativement sédentaires et se déplacent généralement sur moins de 50 m par année, même s'ils portent parfois des cicatrices du point d'établissement, les ormeaux ne sont pas considérés comme ayant une résidence, selon la définition de la Loi sur les espèces en péril (Quayle 1971; Emmett et Jamieson 1988; Sloan et Breen 1988; MPO 2015b). L'habitat convenable pour le stade adulte est décrit en détail dans Lessard et Campbell (2007), MPO (2012) et Nephin et al. (2020). En général, l'ormeau occupe des substrats rocheux de la zone intertidale basse à la zone infratidale peu profonde (< 10 m) aux expositions variées, dans des zones présentant une salinité élevée (> 30 ppm) et un bon échange d'eau; il apprécie les zones faiblement à moyennement exposées, au substrat complexe et offrant un riche complément de macroalgues, comme *Nereocystis leutkeana* et *Macrocystis pyrifera*, ainsi que des algues corallines géniculées et incrustantes (Sloan et Breen 1988; Lessard et Campbell 2007; COSEPAC 2009; Rogers-Bennett et al. 2011; Lee et al. 2016; Neuman et al. 2018; Carson et al. 2019). Après avoir consulté des spécialistes de l'espèce et la documentation, nous avons utilisé les paramètres de l'habitat de l'ormeau (comme la profondeur et la salinité) pour orienter et élaborer un modèle d'indice de la qualité de l'habitat (IQH) (Nephin et al. 2020). Les prévisions issues du modèle d'IQH ont guidé une estimation mise à jour de la zone d'occurrence (6 985 m²) de l'ormeau dans les eaux de la Colombie-Britannique (voir la section 4.1 et l'annexe C). La disponibilité d'un habitat propice n'est pas un facteur limitatif pour les populations d'ormeau et, par conséquent, la perte d'habitat n'est pas actuellement considérée comme une menace importante (examen dans MPO 2012). Les menaces directes pesant sur l'habitat sont abordées dans MPO (2007), MPO (2012) et MPO (2015a). De plus, la perte de macroalgues (p. ex. *Nereocystis leutkeana* et *Macrocystis pyrifera*), résultant par exemple de la récolte directe et des changements climatiques (Sutherland et al. 2008; Krumhansl et al. 2017; Pfister et al. 2018) constitue une nouvelle menace possible pour l'habitat de l'ormeau.

8 MENACES

Les sous-sections sur les menaces sont classées en ordre alphabétique.

8.1 MODIFICATION DE L'ENVIRONNEMENT

Les changements climatiques mondiaux peuvent représenter une menace pour l'ormeau selon divers mécanismes, de l'augmentation de la température de l'eau de mer à l'acidification des océans, en passant par la diminution de la salinité et la modification des remontées d'eau et des courants. Les températures océaniques changeantes ont déjà été vaguement associées à la diminution du nombre d'ormeaux dans la partie sud de leur aire de répartition (Rogers-Bennett 2007). Les températures de la surface de la mer augmentent (à des taux deux fois plus élevés que la moyenne mondiale dans le sud de la Colombie-Britannique), particulièrement pendant les mois d'été (Amos et al. 2015). L'ormeau a une grande tolérance thermique (de 2 à 24 °C environ pour les adultes et < 21 °C environ pour les larves) dont les estimations de la température de la surface de la mer ne s'approchent pas pour le moment dans la partie nord de son aire de répartition, y compris en Colombie-Britannique et dans l'État de Washington (Paul et Paul 1998; Bouma 2007; Amos et al. 2015; Chandler et al. 2018; Neuman et al. 2018; Carson et al. 2019). Bien que les tolérances thermiques générales de l'ormeau lui confèrent une certaine protection, l'espèce peut subir des effets indirects. Par exemple, l'augmentation des températures peut accroître sa susceptibilité à des maladies comme le syndrome du dépérissement, qui s'est révélé mortel pour l'ormeau à 17,32 °C en laboratoire (Crosson et Friedman 2018). Bien que la mortalité massive d'un prédateur de l'ormeau (le solaster géant) causée par la maladie puisse profiter à l'ormeau, elle a aussi des répercussions négatives, libérant les oursins de la pression de la prédation et augmentant ainsi la concurrence pour l'espace et la nourriture (Burt et al. 2018; Harvell et al. 2019). Un autre exemple d'effet indirect lié à la température est que les premiers stades de la vie du varech *Nereocystis leutkeana*, une importante espèce formant des habitats et source de nourriture, ne peuvent pas persister à des températures supérieures à 17 °C (Vadas 1972). En fait, les changements climatiques peuvent réduire la disponibilité de la nourriture par de nombreux mécanismes, car l'augmentation des températures et la modification des régimes de remontée des eaux pourraient limiter la disponibilité des éléments nutritifs et la production primaire (Chhak et Di Lorenzo 2007; García-Reyes et al. 2015).

En tant que calcificateur, l'ormeau est particulièrement vulnérable à l'acidification des océans. Des études en laboratoire ont démontré une réduction de la survie des larves, une diminution de la taille de la coquille et une augmentation des anomalies de la coquille chez l'ormeau aux niveaux de pCO₂ prévus pour ce siècle (IPCC 2007; Crim et al. 2011). On ne sait pas dans quelle mesure l'ormeau peut s'adapter aux conditions changeantes dans la période pendant laquelle ces changements s'opèrent (Neuman et al. 2018). Les autres menaces liées aux changements climatiques sont les changements dans les précipitations et les intrusions d'eau douce qui peuvent réduire la salinité, les événements de remontée des eaux qui peuvent modifier la chimie et la qualité de l'eau, les changements des courants océaniques qui peuvent avoir des répercussions sur les échanges larvaires et la connectivité des populations, de même que l'augmentation de la fréquence et de l'intensité des tempêtes qui peuvent entraîner des déplacements et la mortalité.

8.2 RÉCOLTE ILLÉGALE

La récolte illégale (ou braconnage) est un problème constant pour l'ormeau en Colombie-Britannique depuis que toute la récolte (commerciale, récréative et autochtone) a été interdite en 1990, et

elle est considérée comme l'une des principales menaces pour l'orveau (Campbell 2000; Jubinville 2000; Lessard et al. 2007b). Cependant, il est difficile de quantifier l'ampleur du braconnage en cours (A. Demsky, Conservation et Protection du MPO, Langley, Colombie-Britannique, comm. pers. 2019). Le braconnage de l'orveau en Colombie-Britannique est principalement attribuable à la valeur élevée de cette espèce sur le marché noir (Campbell 2000, A. Demsky, Conservation et Protection du MPO, Langley, Colombie-Britannique, comm. pers. 2019). L'orveau est particulièrement vulnérable au braconnage, car son habitat principal (profondeur < 10 m) est facilement accessible aux plongeurs, et sa tendance à se regrouper aggrave sa vulnérabilité.

On ignore actuellement si les récoltes illégales d'orveau ont augmenté ou diminué au cours de la décennie précédente, car il n'y a aucun moyen de suivre le volume transporté sur le marché noir et la plupart des cas de braconnage ne sont pas signalés (A. Demsky, Conservation et Protection du MPO, Langley, Colombie-Britannique, comm. pers. 2019). Selon les communiqués de presse du MPO, il y a eu 43 condamnations, amendes ou événements de braconnage entre 1996 et 2014 (L. Convey, Gestion des pêches du MPO, Nanaimo, Colombie-Britannique, comm. pers. 2019). Les grandes saisies d'orveaux, comme les 11 000 individus saisis à Haida Gwaii en 2006, se poursuivent durant la présente décennie. On estime que 7 000 orveaux ont été confisqués au cours d'un seul incident en 2010 (A. Demsky, Conservation et Protection du MPO, Langley, Colombie-Britannique, comm. pers. 2019) et de nombreuses amendes ont été imposées à des acheteurs de produits de la mer les années suivantes. Lessard et al. (2007b) a signalé 30 condamnations pour braconnage de l'orveau entre 1997 et 2006, ainsi que 37 déclarations de soupçons de braconnage en 2004 et 2005. On estime que seules 10 à 20 % de toutes les activités de braconnage font l'objet de poursuites (Lessard et al. 2007a), car la vaste superficie de la côte de la Colombie-Britannique ne permet pas à la direction de Conservation et Protection du MPO de patrouiller toute la côte en tout temps (A. Demsky, Conservation et Protection du MPO, Langley, Colombie-Britannique, comm. pers. 2019).

Les saisies d'orveaux pêchés illégalement sont de tailles très variées; dans 2 à 42 % des cas, la longueur de la coquille est inférieure à 100 mm, qui était l'ancienne taille réglementaire minimale dans la pêche commerciale avant sa fermeture (Campbell 2000). Les activités de braconnage ont tendance à cibler de façon disproportionnée les plus gros individus, et donc les individus les plus fertiles d'une population (COSEPAC 2009). Le retrait de grands orveaux matures réduit le potentiel de reproduction de la population et peut laisser les individus reproducteurs trop loin les uns des autres pour que la reproduction réussisse, puisque le succès de la fécondation dépend de la densité de regroupement des géniteurs (Campbell 2000).

Les estimations récentes de la mortalité annuelle instantanée totale semblent indiquer une récolte illégale continue de l'orveau en Colombie-Britannique. Les taux de mortalité annuelle totale de l'orveau estimés par Zhang et al. (2007) dans les régions de relevé de la côte est de Haida Gwaii (de 1990 à 2002) et de la côte centrale (de 1993 à 2001) étaient de $0,29 \pm 0,05 \text{ a}^{-1}$ (\pm et) et de $0,36 \pm 0,07 \text{ a}^{-1}$, respectivement. Ils sont supérieurs à ceux calculés par Breen (1986) pour les adultes dans les régions où il n'y avait pas de pêche commerciale ($0,15$ à $0,20 \text{ a}^{-1}$), mais se situent dans la fourchette estimée pour les régions où la pêche commerciale était pratiquée ($0,21$ à $0,41 \text{ a}^{-1}$). Les estimations plus récentes des taux de mortalité annuelle instantanée totale (Curtis et Zhang 2018, section 2.5), selon les méthodes de Zhang et al. (2007), tombent également dans la fourchette des valeurs figurant dans Breen (1986) pour les zones où la pêche commerciale avait lieu. Dans la section 2.5, le taux de mortalité annuelle instantanée totale pour la côte est de Haida Gwaii a été estimé à $0,50 \pm 0,04 \text{ a}^{-1}$ (1990 à 2017) et à $0,20 \pm 0,02 \text{ a}^{-1}$ pour la côte centrale (1993 à 2016) dans les régions où les loutres de mer étaient

absentes et à $0,42 \pm 0,07 \text{ a}^{-1}$ en présence de loutres de mer. Pour les zones de la région de relevé de la côte centrale où aucune loutre de mer n'était présente, le taux de mortalité annuelle instantanée totale estimé se situait dans la fourchette indiquée dans Breen (1986) pour les zones où la pêche commerciale était fermée. On ne connaît pas l'influence de la récolte illégale (section 8.2) et de la prédation par la loutre de mer (section 8.4) sur les taux de mortalité annuelle instantanée totale. De plus, les différences intrinsèques dans l'habitat aux sites repères où les loutres de mer sont présentes et où les loutres de mer sont absentes peuvent expliquer en partie la différence dans ces estimations. Les densités aux sites repères révèlent une grande variation dans les régions de relevé, et il faudrait ajouter un grand nombre de sites à chaque région pour réduire le coefficient de variation à au moins 0,5 (Hansen et al. 2020, figures 11-12).

8.3 ÉCHEC DU RECRUTEMENT

Bien que cela ne paraisse pas dans les courbes de stock-recrutement de l'ormeau de Zhang et al. (2007), des études montrent que le succès du recrutement chez d'autres espèces d'ormeaux, et en fait chez l'ormeau nordique dans certaines parties de son aire de répartition, peut être limité par la réduction du succès de la fécondation à de faibles densités de frai (p. ex. Shepherd et Partington 1995; Babcock et Keesing 1999; Dowling et al. 2004; Rothaus et al. 2008; Coates et Hovel 2014; Coates et al. 2014), aussi connue sous le nom de l'effet d'Allee ou dépen-sation (Allee et al. 1949; Stephens et al. 1999). En Australie, certaines espèces d'ormeaux affichent un effondrement de la population ou un échec du recrutement à des densités inférieures à 0,15 ormeau/m² à 0,30 ormeau/m² (Shepherd et Partington 1995; Babcock et Keesing 1999). On a adopté des seuils d'Allee d'environ 0,15 à 0,3 ormeau/m² pour évaluer les densités et les préoccupations en matière de conservation de diverses espèces d'ormeaux, y compris l'ormeau nordique (p. ex. MPO 2007; Rothaus et al. 2008; Coates et al. 2014; Donnellan et Hebert 2017). De plus, l'absence à long terme de classes d'ormeaux de petite taille peut indiquer un échec de l'établissement ou du recrutement. On a observé de faibles densités d'ormeaux juvéniles dans les îles San Juan, dans l'État de Washington (Bouma et al. 2012), qui ont été attribuées à une réduction du succès de la fécondation (Rothaus et al. 2008; Carson et al. 2019). Les ormeaux se regroupent avant le frai, améliorant ainsi le succès de la reproduction (Sloan et Breen 1988). Par exemple, Carson et Ulrich (2019) indique que deux populations d'ormeaux avec une densité moyenne de 0,17 et 0,25 ormeau/m² sont autosuffisantes, mais ont des concentrations de géniteurs à des densités beaucoup plus élevées (jusqu'à 1,2 ormeau/m²). Il existe des preuves considérables de l'échec du recrutement chez les populations d'ormeaux dans l'État de Washington (Rothaus et al. 2008; Carson et al. 2019). Curtis et Zhang (2018) pense également que la reproduction ou l'établissement ont pu échouer dans la région de relevé de la côte centrale (avant 2006) et dans certaines parties de la région de relevé de la côte est de Haida Gwaii (avant 2007), compte tenu de l'absence d'ormeaux dont la coquille mesure $i < 40$ mm dans toutes les zones.

Les densités moyennes estimées des ormeaux adultes dans les relevés les plus récents des régions de relevé du nord de la Colombie-Britannique (côte centrale, côte est de Haida Gwaii, côte ouest de Haida Gwaii) étaient supérieures à 0,30 ormeau/m² (Shepherd et Partington 1995; Babcock et Keesing 1999, figures 11-13, annexe E, tableaux E.1-E.3), mais nettement inférieures à 0,15 ormeau/m² dans toutes les régions de relevé du sud de la province (dé-
troit de la Reine-Charlotte, côte ouest de l'île de Vancouver, bassin de Géorgie) (section 5, figures 14-15, annexe E, tableaux E.4-E.5). Les densités moyennes estimées des juvéniles dans les régions de relevé du détroit de la Reine-Charlotte et de la côte ouest de l'île de Vancouver ont augmenté

dans le dernier relevé, malgré les faibles densités moyennes estimées des adultes observées pendant les relevés. De petits ormeaux (longueur de la coquille < 40 mm) ont été trouvés dans tous les récents relevés effectués dans la région de la côte ouest de l'île de Vancouver (2003 à 2018), ce qui indique un établissement réussi (Curtis et Zhang 2018, annexe F, figure F.5). Cependant, on a trouvé peu d'ormeaux dont la coquille mesurait < 40 mm dans la région de relevé du détroit de la Reine-Charlotte (Curtis et Zhang 2018, annexe F, figure F.4). Le recrutement était nul ou très faible dans la région du bassin de Géorgie, où les densités moyennes d'ormeaux adultes étaient de 0,010 ormeau/m² dans la région de Sooke en 2005 et de 0,008 ormeau/m² dans la région du nord du détroit de Georgia en 2009, où l'on avait pourtant observé des juvéniles cette même année (section 5). En 2019, on n'a trouvé qu'un seul ormeau de moins de 40 mm dans la région de relevé du bassin de Géorgie.

Étant donné que les ormeaux sont des reproducteurs à la volée (Breen et Adkins 1980b), le recrutement à un site repère peut être influencé par la connectivité avec d'autres regroupements d'ormeaux et les conditions océanographiques plus générales dans la région. Zhang et al. (2007) a constaté une faible densité-dépendance dans les relations de stock-recrutement pour les régions de la côte est de Haida Gwaii et de la côte centrale. En supposant que le stade larvaire pélagique dure de 10 à 14 jours et que le frai a généralement lieu au printemps et en été (d'après Sloan et Breen 1988), on peut s'attendre à ce que les larves d'ormeau se déplacent dans la couche de surface de l'océan à une vitesse journalière moyenne de 10 cm/s, sur une distance de 100 à 150 km vers le nord pendant l'été (C. Hannah, Secteur des sciences du MPO, Sidney, Colombie-Britannique, comm. pers. 2019). On peut donc prévoir une dispersion des larves entre les regroupements de frai. De fait, le pourcentage de quadrats des relevés aux sites repères sur l'ormeau nordique du MPO qui contenaient au moins un ormeau a augmenté dans toutes les régions de relevé (à l'exception du détroit de la Reine-Charlotte) dans les années 2000 (Curtis et Zhang 2018). Malgré les preuves récentes de l'établissement d'ormeaux en Colombie-Britannique, la prévalence de l'échec du recrutement ailleurs, la nature sporadique des événements d'établissement et les faibles densités continues des ormeaux dans certaines parties de la Colombie-Britannique indiquent toutes que l'échec du recrutement demeure une menace.

8.4 PRÉDATION PAR LA LOUTRE DE MER

La loutre de mer est un prédateur de l'ormeau (Watson 1993, 2000; Lee et al. 2016). Son aire de répartition a continué de s'étendre depuis sa réintroduction initiale en Colombie-Britannique en 1969 (Watson 2000; Nichol et al. 2015). On pense qu'elle avait disparu du pays en 1930 à la suite du commerce maritime de la fourrure sur la côte ouest de l'Amérique du Nord (Nichol 2015). Réintroduite en trois déplacements dans la baie Checleset sur la côte ouest de l'île de Vancouver (1969 à 1972, Bigg et MacAskie 1978), la loutre de mer occupe actuellement des zones sur la côte ouest de l'île de Vancouver, dans le détroit de la Reine-Charlotte et sur la côte centrale (figure 18). Elle a été signalée pour la première fois sur la côte centrale en 1989, dans l'archipel Goose Group, et s'est propagée à la limite nord-ouest du détroit de la Reine-Charlotte depuis la côte ouest de l'île de Vancouver en 2004 (Nichol et al. 2015). La densité des loutres de mer dans leur habitat de la baie Checleset est à l'équilibre ou presque depuis le milieu des années 1990 (COSEPAC 2007). Bien que la croissance des populations ait ralenti dans les zones les plus occupées et centrales de ces aires de répartition, les populations de loutres de mer de la Colombie-Britannique continuent d'augmenter et de s'étendre (Nichol et al. 2015). L'aire de répartition de la côte ouest de l'île de Vancouver et du détroit de la Reine-Charlotte s'étend principalement dans le détroit de la Reine-Charlotte (Nichol et al. 2015). Bien que la population

de la côte ouest de l'île de Vancouver se situe dans la fourchette de l'effectif maximal estimé par Gregr et al. (2008), la population sur l'ensemble de la côte de la Colombie-Britannique est bien inférieure à l'effectif maximal estimé et devrait continuer de croître et d'élargir son aire de répartition (Nichol et al. 2015).

L'expansion de la loutre de mer sur la côte centrale s'est produite après le déclin de l'ormeau dans la région de relevé de la côte centrale (figure 11) et n'a pas contribué au déclin observé dans toutes les régions du nord de la Colombie-Britannique (figures 10 à 12). Toutefois, la croissance actuelle des populations et l'expansion de l'aire de répartition des loutres de mer en Colombie-Britannique pourraient limiter le rétablissement de l'ormeau. Les loutres de mer se nourrissent d'invertébrés benthiques dans les zones intertidales à infratidales, la plupart des plongées en quête de nourriture étant à moins de 30 m de profondeur (Riedman et Estes 1990; Bodkin et al. 2004; Lafferty et Tinker 2014). Dans les régions où les loutres de mer sont établies, l'ormeau a tendance à être plus dissimulé, et on le trouve dans des crevasses et autres habitats cryptiques (Watson 1993, 2000; Lee et al. 2016). Dans une étude récente, Lee et al. (2016) a constaté des densités plus faibles d'ormeaux exposés (c.-à-d. des individus à découvert et non camouflés sous des roches ou couverts par le varech) dans les sites occupés par les loutres de mer depuis plus de 30 ans (côte ouest de l'île de Vancouver), que dans les sites occupés depuis moins longtemps (côte centrale) ou pas du tout par les loutres de mer (côte sud-est de Haida Gwaii). Une tendance semblable se dégage des observations d'ormeaux cryptiques (c.-à-d. que l'on trouve en soulevant des roches) dans les relevés aux sites repères effectués sur la côte centrale. L'ormeau était plus susceptible d'être cryptique à de plus grandes tailles aux sites repères où des loutres de mer étaient présentes comparativement aux sites repères où il n'y avait pas de loutres (figure 6). Ce résultat était constant dans tous les sites repères examinés pour l'ormeau cryptique dans toutes les régions de relevé où des loutres de mer étaient présentes (figure 19). Breen et al. (1982) a également trouvé des ormeaux plus petits, surtout cryptiques, aux sites d'alimentation de la loutre de mer sur la côte ouest de l'île de Vancouver, mais il n'y avait pas d'observations de l'ormeau à ces endroits avant la réintroduction de la loutre de mer en Colombie-Britannique. De plus, les taux de mortalité annuelle instantanée totale pour la côte centrale (région de relevé de la côte centrale, 1993 à 2016) étaient 2,2 fois plus élevés dans les régions où des loutres de mer étaient présentes ($0,42 \pm 0,07 \text{ a}^{-1}$ (\pm et)), que dans les régions où il n'y avait pas de loutres de mer ($0,20 \pm 0,02 \text{ a}^{-1}$ (\pm et)), figure 8). Les sites repères affichent une forte variation des densités d'ormeaux à l'intérieur d'une région de relevé, ce qui peut refléter des conditions environnementales locales aux sites repères qui ne sont pas bien prises en compte dans le modèle à obstacle bayésien actuel, ou des différences dans la récolte illégale ou d'autres facteurs de mortalité entre les sites repères, et pas seulement la prédation par la loutre de mer. De plus, la variable de l'occupation de la loutre de mer ne tient pas compte du nombre de loutres de mer présentes, des différences dans le temps consacré à la quête de nourriture aux sites repères ou des différences dans les proies à la disposition des loutres de mer à un site repère, qui peuvent toutes avoir une incidence sur la pression de la prédation sur l'ormeau à un site donné.

La coexistence de l'ormeau et de la loutre de mer dans la région de relevé de la côte ouest de l'île de Vancouver depuis une cinquantaine d'années et dans toute la Colombie-Britannique pendant les milliers d'années qui ont précédé la disparition de la loutre de mer, permet de penser que l'ormeau peut persister dans les zones occupées par la loutre de mer (Watson 2000). On ignore le mécanisme exact qui permet à l'ormeau de survivre à de faibles densités en présence de loutres de mer, tout comme les impacts potentiels et probablement variés sur les relations de stock-recrutement de l'ormeau et sa survie aux échelles locale et de la côte, dans tous les

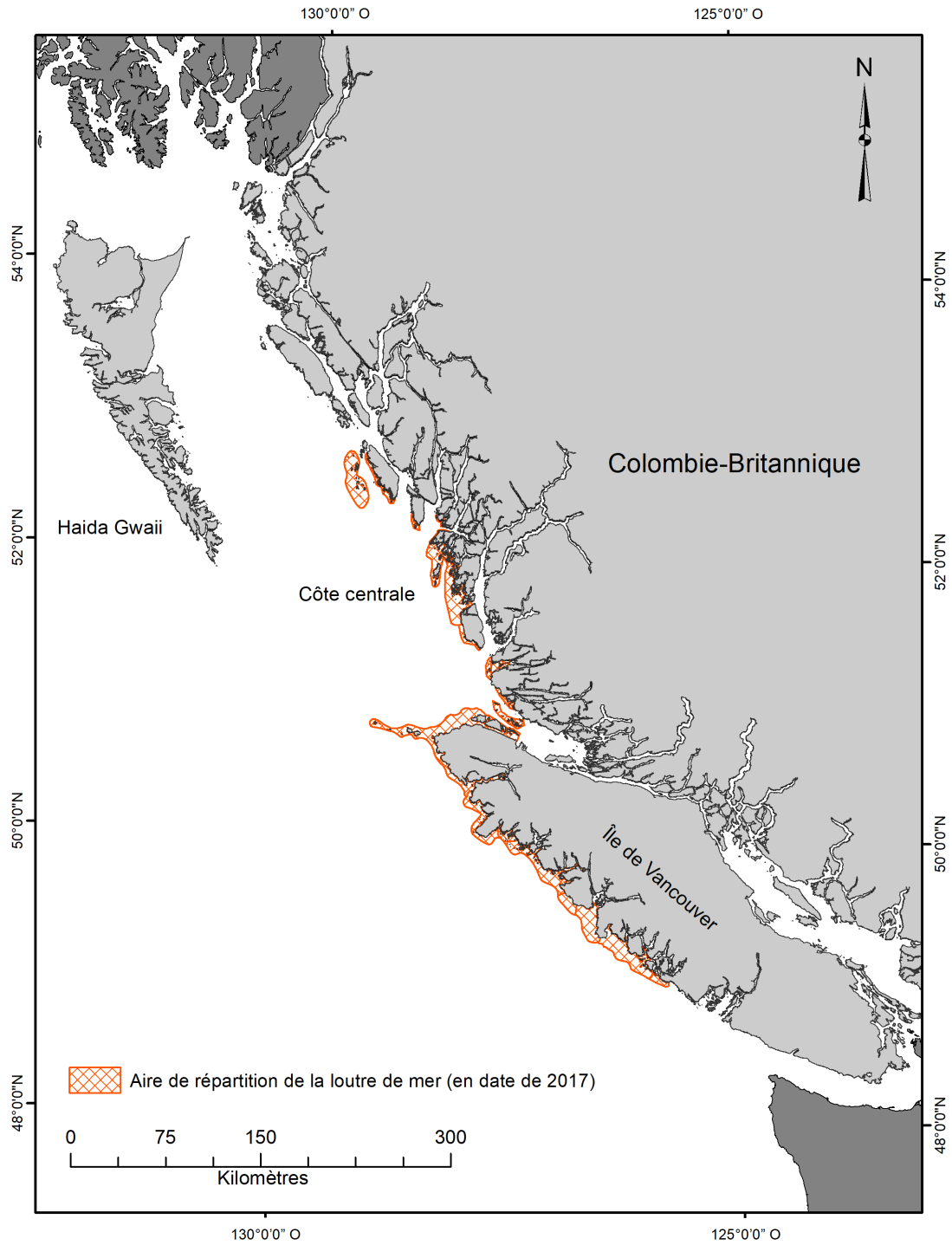


Figure 18. Aire de répartition de la loutre de mer en Colombie-Britannique, en 2017.

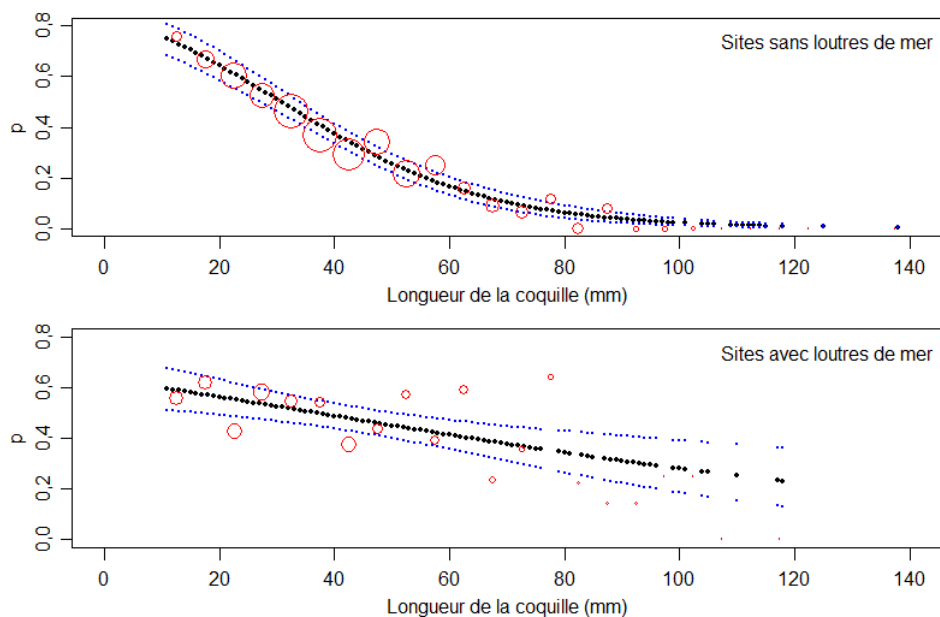


Figure 19. Probabilité selon la taille qu'un ormeau nordique soit cryptique dans les emplacements des sites repères avec (graphique inférieur) et sans (graphique supérieur) loutres de mer. Les données proviennent de tous les sites repères où l'on a cherché des ormeaux nordiques cryptiques pendant les relevés aux sites repères menés par le MPO de 2004 à 2018. Les cercles rouges représentent des données observées et la taille du cercle indique la taille de l'échantillon.

habitats en Colombie-Britannique (Lessard et al. 2007b). C'est dans la région de relevé de la côte centrale que cette relation incertaine est le mieux illustrée, où les sites repères dans différentes régions abritant des loutres de mer affichent des tendances variables des densités d'ormeaux dans les années 2000, avec une augmentation de la densité des ormeaux adultes aux sites repères dans la région de l'archipel Simonds Group et aucune augmentation de la densité des adultes aux sites repères dans les régions de l'île Stryker et de l'île Spider (Curtis et Zhang 2018). Les bases de référence sur les populations d'ormeaux ont changé après le contact avec les Européens (Lee et al. 2019), avec la disparition du pays, la réintroduction et l'expansion des populations de loutres de mer, ainsi que l'expansion et la fermeture de la pêche de l'ormeau. Les interactions entre l'ormeau en voie de disparition et son prédateur menacé, la loutre de mer, présentent un dilemme de conservation intéressant qui a été exploré dans d'autres études (p. ex. Chadès et al. 2012; Lee et al. 2016). Il n'est pas certain que les objectifs actuels de conservation de l'ormeau soient réalisables en présence de la loutre de mer (MPO 2007; Chadès et al. 2012). La loutre de mer a non seulement des effets directs sur l'ormeau par la prédation, mais aussi des effets indirects, comme la modification de l'habitat (p. ex. le retrait d'oursins et d'autres herbivores facilite la transition des zones désertifiées aux forêts de varech) et influence l'utilisation de cet habitat par l'ormeau (Lee et al. 2016).

9 POPULATIONS MANIPULÉES

L'une des approches définies dans le programme de rétablissement et l'évaluation du potentiel de rétablissement (Toole et al. 2002; Lessard et al. 2007b; MPO 2007) pour aider à atteindre les objectifs en matière de rétablissement de l'ormeau consiste à entreprendre des recherches et des expériences de rétablissement. Les recherches récentes sur les approches de rétablis-

ment de l'ormeau en Colombie-Britannique sont résumées dans MPO (2015a), et des mises à jour supplémentaires sont ici axées sur deux méthodes de rétablissement : 1) ensemencement d'individus élevés en éclosérie; 2) regroupement d'adultes sauvages.

9.1 ENSEMENCEMENT

Le Projet de la communauté Huu-ay-aht de Bamfield sur l'ormeau (BHCAP) a été la dernière éclosérie d'ormeaux de la Colombie-Britannique à fermer (R. Govender, Gestion des pêches du MPO, Vancouver, Colombie-Britannique, comm. pers. 2019) et a produit des ormeaux nés en éclosérie pour la dernière fois en 2011 (MPO 2015a). Les projets d'élevage d'ormeaux en éclosérie et les collectes de géniteurs sont abordés dans Lessard et al. (2002). MPO (2015a) résume les recherches récentes sur l'ensemencement de l'ormeau en Colombie-Britannique. En général, l'ensemencement de l'ormeau a été limité par la mortalité naturelle variable, mais largement causée par les prédateurs (Read et al. 2013; Hansen et Gosselin 2013). L'ormeau élevé en éclosérie présente des déficits des comportements anti-prédateurs par rapport à ses homologues sauvages, qui sont exacerbés par l'augmentation du temps passé dans l'environnement de l'éclosérie (Hansen et Gosselin 2016). Néanmoins, les tentatives d'ensemencement de l'ormeau ont réussi à augmenter les densités dans certaines études. Carson et al. (2019) a constaté qu'en moyenne, 3,4 % des ormeaux juvéniles ensemencés, issus d'ensemencements successifs à 12 sites (plus de 15 000 juvéniles), ont survécu jusqu'à des tailles adultes, avec des résultats qui variaient selon le site (de 0 à 7,5 %). De plus, des densités supérieures au seuil présumé de succès de la reproduction ($> 0,3$ ormeau/m², Shepherd et Partington 1995; Babcock et Keesing 1999) ont été atteintes à 8 des 12 sites d'ensemencement. On pourrait encore améliorer le succès, par exemple en sélectionnant des classes de taille appropriées et en utilisant des substrats complexes (Griffiths et Gosselin 2008; Read et al. 2012, 2013). Bien que l'aquaculture de l'ormeau en Colombie-Britannique ait cessé, l'ensemencement est toujours en cours dans l'État de Washington (Vadopalas et Watson 2014; Carson et al. 2019). Les taux de réussite de l'ensemencement de l'ormeau au niveau du site ont été beaucoup plus faibles que les augmentations généralisées des ormeaux juvéniles que l'on observe actuellement dans les régions de relevé du nord de la Colombie-Britannique (figures 11 à 13).

9.2 ÉTUDES DES REGROUPEMENTS

De 2002 à 2007, le MPO a mené un projet pilote de regroupements d'ormeaux adultes dans l'archipel Broken Group, dans la baie Barkley. Bien que ces travaux ne soient pas encore publiés, les résultats préliminaires montrent que le regroupement a permis d'augmenter temporairement les densités d'ormeaux juvéniles aux sites expérimentaux (Lessard et al. 2007b). La Nation haïda (2002), la Nation Kitasoo/Xai'xais (2004 et 2010) et la Première Nation Metlakatla (2009) ont aussi regroupé des ormeaux à plusieurs sites (J. Lessard, Secteur des sciences du MPO, Nanaimo, Colombie-Britannique, comm. pers. 2020). Même s'il est peu probable que le déplacement et le regroupement d'ormeaux adultes entraînent une augmentation à grande échelle des densités des ormeaux juvéniles, comme celles que l'on observe actuellement dans les régions de relevé du nord de la Colombie-Britannique, ils pourraient aider à accroître les densités locales et leur potentiel de reproduction.

10 ORIENTATIONS FUTURES

Des analyses futures sont recommandées pour séparer les effets de l'année et de la région dans les modèles MAG en utilisant les anomalies annuelles de la densité comme données dépen-

dantes. Ces analyses pourraient également aborder l'importance des facteurs biologiques de la densité plutôt que d'essayer de normaliser la série chronologique en supprimant les covariables environnementales. Toutefois, ces travaux futurs répondraient à un objectif différent de celui de la modélisation MAG effectuée dans Hansen et al. (2020), qui a servi de base à la normalisation dans le présent rapport.

À l'heure actuelle, nous n'utilisons dans notre estimation des taux de mortalité totale que les valeurs moyennes des paramètres pour les modèles de croissance construits dans le passé. Des modèles de croissance hiérarchisés à plusieurs niveaux pourront être élaborés à l'avenir, en intégrant toutes les données de croissance accessibles provenant de différents endroits. Cette approche faciliterait l'intégration des incertitudes entourant la croissance de l'ormeau dans l'estimation de la mortalité, et serait utile pour intégrer de meilleurs renseignements sur la croissance de l'ormeau à mesure qu'ils deviennent accessibles pour différents emplacements.

Le diagnostic de convergence utilisé dans l'estimation ici d'un indice normalisé de l'abondance (voir l'annexe D) est le test conventionnel élaboré par Brooks et Gelman (1998). Vehtari et al. (2020) a récemment proposé un diagnostic de convergence amélioré, que nous ne connaissons pas encore bien. La méthodologie de Vehtari et al. (2020) pourrait être prise en compte dans les travaux futurs, surtout si elle résiste à l'épreuve du temps.

11 REMERCIEMENTS

Ce rapport a été produit grâce au soutien de nombreuses personnes, en particulier celles qui ont contribué aux plus de 55 ans de recherche sur l'ormeau et aux données de terrain incluses dans les analyses. Nous tenons à remercier la A-Tlegay Fisheries Society, la Première Nation Gitga'at, la Nation Gitxaala, la Nation haïda, la Nation Heiltsuk, la Première Nation Huu-ay-aht, la Nation Kitasoo/Xai'xais, la Première Nation Kyuquot/Cheklesath, la Bande des Lax Kw'alaams, la Première Nation Metlakatla, la Musgamagw Territorial Marine Management Society, la Première Nation Namgis, la Nation Nisga'a et les Premières Nations Nuuchahnulth pour leur participation aux travaux de relevé ou leur contribution à nos connaissances sur l'ormeau. Nous remercions Joanne Lessard et Dominique Bureau d'avoir partagé leurs connaissances sur l'ormeau et l'historique des relevés, d'avoir répondu à nos nombreuses questions et d'avoir participé à des discussions fructueuses. Nous remercions notre comité technique, Jaclyn Cleary et Andrew Edwards, d'avoir fourni des conseils utiles sur l'analyse des données. Nous remercions Ruth Withler et Janine Supernault de nous avoir apporté les résultats de la récente analyse génétique, d'avoir fourni du contenu et d'avoir examiné le texte de la section sur la génétique. Nous remercions également Rhona Govender, Caroline Wells et les groupes membres d'AbRIG pour leur leadership et leur contribution à l'étude collaborative de la génétique de l'ormeau. Nous remercions également Art Demsky, Laurie Convey et Derek Cheung d'avoir fourni des renseignements sur la récolte illégale d'ormeau en Colombie-Britannique et d'avoir examiné le contenu de la section sur la récolte illégale. Nous tenons également à remercier Rhona Govender, Sandie Hankewich et Rebecca Martone pour les discussions sur les efforts de rétablissement de l'ormeau, l'utilisation de l'habitat et la répartition selon la profondeur, ainsi que sur les populations et la récolte de varech en Colombie-Britannique, respectivement. Nous remercions également Charles Hannah et Richard Thomson pour les discussions sur les courants et le transport des larves. Nous tenons également à remercier Paul Breen, qui nous a donné un aperçu des données de relevé et des choix de plan de relevé les premières années. Nous remercions Taylor Leblond et Rachel Mcguinness pour leur travail d'extraction des données historiques sur l'ormeau et Lynne Yamanaka pour avoir guidé ce processus et ce projet aux

premières étapes. Dominique Bureau, Andrew Edwards et Janet Lohead ont passé en revue des sections de l'ébauche et fourni des commentaires utiles qui ont amélioré le contenu et les analyses. Nous remercions également Sean Anderson, Chris Grandin, Andrew Edwards et Matt Grinnell de leur aide et de leurs conseils concernant l'utilisation du progiciel csasdown dans R (Anderson et al. 2020) pour la préparation de ce rapport. Enfin, nous tenons à remercier les examinateurs, Henry Carson et Luke Rogers, ainsi que tous ceux qui ont participé au processus d'examen du SCCS.

12 REFERENCES

- Adkins, B.E. 1996. Abalone surveys in south coast areas during 1982, 1985 and 1986. *In* Invertebrate Working Papers reviewed by the Pacific Stock Assessment Review Committee (PSARC) in 1993 and 1994. *Edited by* C.M Hand and B. Waddell. Can. Tech. Rep. Fish. Aquat. Sci. 2089: 72-96.
- Allee, W.C., Emerson, A.E., Park, O., Park, T., et Schmidt, K.P. 1949. Principles of animal ecology. W.B. Saunders Company, Philadelphia.
- Amos, C.L., Martino, S., Sutherland, T., et Al Rashidi, T. 2015. Sea surface temperature trends in the coastal zone of British Columbia, Canada. *J. Coastal Res.* 31(2): 434-446.
- Anderson, S.C., Grandin, C., Edwards, A.M., Grinnell, M.H., Ricard, D., et Haigh, R. 2020. csas-down: reproducible CSAS reports with Bookdown. R package version 0.0.8.9001.
- Babcock, R., et Keesing, J. 1999. Fertilization biology of the abalone *Haliotis laevis*: laboratory and field studies. *Can. J. Fish. Aquat. Sci.* 56: 1668-1678.
- Bigg, M.A., et MacAskie, I.B. 1978. Sea Otters reestablished in British Columbia. *J. Mammal.* 59(4): 874-876.
- Bodkin, J.L., Esslinger, G.G., et Monson, D.H. 2004. Foraging depths of Sea Otters and implications to coastal marine communities. *Mar. Mammal Sci.* 20(2): 305-321.
- Bouma, J.V. 2007. Early life history dynamics of Pinto Abalone (*Haliotis kamtschatkana*) and implications for recovery in the San Juan Archipelago, Washington State. M.S. thesis, School of Aquatic and Fisheries Sciences, University of Washington, Seattle, WA.
- Bouma, J.V., Rothaus, D.P., Straus, K.M., Vadopalas, B., et Friedman, C.S. 2012. Low juvenile Pinto Abalone *Haliotis kamtschatkana kamtschatkana* abundance in the San Juan Archipelago, Washington State. *Trans. Am. Fish. Soc.* 141: 76-83.
- Boutillier, J.A., Carolsfeld, W., Breen, P.A., Farlinger, S., et Bates, K. 1985. Abalone resurvey in the southeast Queen Charlotte Islands, July 1984. *Can. Man. Rep. Fish. Aquat. Sci.* 1818: 87 p.
- Breen, P.A. 1979. Observations of the commercial abalone fishery made from the patrol vessel « Cutter Rock », April 13-21, 1979. *Fish. Mar. Serv. Confidential Rep.* 43: iii + 43 p.
- Breen, P.A. 1980a. Measuring fishing intensity and annual production in the abalone fishery of British Columbia. *Can. Tech. Rep. Fish. Aquat. Sci.* 947: 49 p.
- Breen, P.A. 1980b. Muscled mollusc: the Northern Abalone. *Diver* 6(6): 26-28.
- Breen, P.A. 1986. Management of the British Columbia fishery for Northern Abalone (*Haliotis kamtschatkana*). *In* North Pacific workshop on stock assessment and management of invertebrates. *Edited by* G.S. Jamieson and N. Bourne. *Can. Spec. Publ. Fish. Aquat. Sci.* 92: 300-312.
- Breen, P.A., et Adkins, B.E. 1979. A survey of abalone populations on the east coast of the Queen Charlotte Islands, August 1978. *Fish. Mar. Serv. Manusc. Rep.* 1490: 125 p.

-
- Breen, P.A., et Adkins, B.E. 1980a. Observations of abalone populations in Emily Carr Inlet and Lotbiniere Bay, April 1980. *Can. Man. Rep. Fish. Aquat. Sci.* 1576: 17 p.
- Breen, P.A., et Adkins, B.E. 1980b. Spawning in a British Columbia population of Northern Abalone, *Haliotis kamtschatkana*. *The Veliger* 23(2): 177-179.
- Breen, P.A., et Adkins, B.E. 1982. Observations of abalone populations on the north coast of British Columbia, July 1980. *Can. Man. Rep. Fish. Aquat. Sci.* 1633: iii + 55 p.
- Breen, P.A., Adkins, B.E., et Heritage, G.D. 1978. Observations of abalone and subtidal communities made during a survey of the Queen Charlotte Strait and Upper Johnstone Strait areas July 13-20, 1977. *Fish. Mar. Serv. Tech. Rep.* 789: 91 p.
- Breen, P.A., Carson, T.A., Foster, J.B., et Stewart, E.A. 1982. Changes in subtidal community structure associated with British Columbia Sea Otter transplants. *Mar. Ecol. Prog. Ser.* 7: 13-20.
- Brooks, S.P., et Gelman, A. 1998. General methods for monitoring convergence of iterative simulations. *J. Comput. Graph. Stat.* 7(4): 434-455.
- Brown, L.D., et Murray, N.D. 1992. Population genetics, gene flow, and stock structure in *Haliotis rubra* and *Haliotis laevis*. *In Abalone of the world - biology, fisheries and culture. Edited by S.A. Shepherd, M.J. Tegner, S.A. Guzmán Del Próo.* Fishing News Books, Oxford.
- Burt, J.M., Tinker, M.T., Okamoto, D.K., Demes, K.W., Holmes, K., et Salomon, A.K. 2018. Sudden collapse of a mesopredator reveals its complementary role in mediating rocky reef regime shifts. *Proc. R. Soc. B.* 285: 20180553.
- Burton, R.S., et Tegner, M.J. 2000. Enhancement of Red Abalone *Haliotis rufescens* stocks at San Miguel Island: reassessing a success story. *Mar. Ecol. Prog. Ser.* 202: 303-308.
- Campbell, A. 1996. An evaluation of abalone surveys off the southeast Queen Charlotte Islands. *In Invertebrate working papers reviewed by the Pacific Stock Assessment Review Committee (PSARC) in 1993 and 1994. Edited by C.M Hand and B. Waddell.* *Can. Tech. Rep. Fish. Aquat. Sci.* 2089: 111-131.
- Campbell, A. 2000. Review of Northern Abalone, *Haliotis kamtschatkana*, stock status in British Columbia. *In Workshop on rebuilding abalone stocks in British Columbia. Edited by A. Campbell.* *Can. Spec. Publ. Fish. Aquat. Sci.* 130: 41-50.
- Campbell, A., Lessard, J., et Jamieson, G.S. 2003. Fecundity and seasonal reproduction of Northern Abalone, *Haliotis kamtschatkana*, in Barkley Sound, Canada. *J. Shellfish Res.* 22(3): 811-818.
- Campbell, A., Manley, I., et Carolsfeld, W. 1992. Size at maturity and fecundity of the abalone, *Haliotis kamtschatkana*, in northern British Columbia. *Can. Man. Rep. Fish. Aquat. Sci.* 2169: 47-65.
- Campbell, A., Withler, R.E., et Supernault, K.J. 2010. Occurrence of the Red Abalone *Haliotis rufescens* in British Columbia, Canada. *Am. Malacol. Bull.* 28(1-2): 185-188.
- Canty, A., et Ripley, B.D. 2020. boot: bootstrap R (S-Plus) Functions. R package version 1.3-25.

-
- Carolsfeld, W., Farlinger, S., Kingzett, B.C., Sloan, N.A., et Thomas, G. 1988. Abalone resurvey in the southeast Queen Charlotte Islands, June 1987. *Can. Man. Rep. Fish. Aquat. Sci.* 1966: 90 p.
- Carson, H.S., Morin, D.J., Bouma, J.V., Ulrich, M., et Sizemore, R. 2019. The survival of hatchery-origin Pinto Abalone *Haliotis kamtschatkana* released into Washington waters. *Aquatic Conserv.: Mar. Freshw. Ecosyst.* 29(3): 424-441.
- Carson, H.S., et Ulrich, M. 2019. Status report for the Pinto Abalone in Washington. Washington Department of Fish and Wildlife, Olympia, Washington: iii + 25 p.
- Chadès, I., Curtis, J.M., et Martin, T.G. 2012. Setting realistic recovery targets for two interacting endangered species, Sea Otter and Northern Abalone: managing interacting endangered species. *Conserv. Biol.* 26(6): 1016-1025.
- Chandler, P.C., King, S.A., et Boldt, J. 2018. State of the physical, biological and selected fishery resources of Pacific Canadian marine ecosystems in 2017. *Can. Tech. Rep. Fish. Aquat. Sci.* 3266: viii + 245 p.
- Chhak, K., et Di Lorenzo, E. 2007. Decadal variations in the California Current upwelling cells. *Geophys. Res. Lett.* 34(14): L14604.
- Coates, J.H., et Hovel, K.A. 2014. Incorporating movement and reproductive asynchrony into a simulation model of fertilization success for a marine broadcast spawner. *Ecol. Modell.* 283: 8-18.
- Coates, J.H., Hovel, K.A., Butler, J.L., et Bohonak, A.J. 2014. Recruitment and recovery of Pink Abalone (*Haliotis corrugata*) in a historically overexploited kelp forest: are local populations self-sustaining? *J. Exp. Mar. Biol. Ecol.* 460: 184-192.
- COSEPAC. 2007. Évaluation et Rapport de situation du COSEPAC sur la loutre de mer, *Enhydra lutris*, au Canada - Mise à jour. Comité sur la situation des espèces en péril au Canada, Ottawa, ON. viii + 43 p.
- COSEPAC. 2009. Évaluation et Rapport de situation du COSEPAC sur l'Ormeau nordique *Haliotis kamtschatkana* au Canada - Mise à jour. Comité sur la situation des espèces en péril au Canada, Ottawa, ON. vii + 51 p.
- Crim, R.N., Sunday, J.M., et Harley, C.D. 2011. Elevated seawater CO₂ concentrations impair larval development and reduce larval survival in endangered Northern Abalone (*Haliotis kamtschatkana*). *J. Exp. Mar. Biol. Ecol.* 400(1-2): 272-277.
- Cripps, K., et Campbell, A. 1998. Survey of abalone populations at Dallain Point and Higgins Pass, central coast of British Columbia, 1995-96. *Can. Man. Rep. Fish. Aquat. Sci.* 2445: 31 p.
- Crosson, L.M., et Friedman, C.S. 2018. Withering syndrome susceptibility of northeastern Pacific abalones: a complex relationship with phylogeny and thermal experience. *J. Invertebr. Pathol.* 151: 91-101.
- Curtis, D.L., et Zhang, Z. 2018. Northern Abalone, *Haliotis kamtschatkana*, stock status and re-analysis of index site surveys in British Columbia 2000-2016. *Can. Man. Rep. Fish. Aquat. Sci.* 3162: vi + 161 p.
-

-
- Davies, K., Atkins, M., et Lessard, J. 2006. Survey of Northern Abalone, *Haliotis kamtschatkana*, populations in Queen Charlotte and Johnstone Straits, British Columbia, May 2004. Can. Man. Rep. Fish. Aquat. Sci. 2743: iii + 17 p.
- Davies, S.C., Gregr, E.J., Lessard, J., Bartier, P., et Wils, P. 2019. Coastal digital elevation models integrating ocean bathymetry and land topography for marine ecological analyses in Pacific Canadian waters. Can. Tech. Rep. Fish. Aquat. Sci. 3321: vi + 38 p.
- Davison, A.C., et Hinkley, D.V. 1997. Bootstrap methods and their applications. Cambridge University Press, Cambridge.
- De Wit, P., et Palumbi, S.R. 2013. Transcriptome-wide polymorphisms of Red Abalone (*Haliotis rufescens*) reveal patterns of gene flow and local adaptation. Mol. Ecol. 22(11): 2884-2897.
- Donnellan, M., et Hebert, K. 2017. Pinto Abalone (*Haliotis Kamtschatkana* Jonas 1845) surveys in southern southeast Alaska, 2016. Alaska Department of Fish and Game, Fishery Data Series No. 17-40, Anchorage.
- Dowling, N., Hall, S.J., et Mcgarvey, R. 2004. Assessing population sustainability and response to fishing in terms of aggregation structure for Greenlip Abalone (*Haliotis laevigata*) fishery management. Can. J. Fish. Aquat. Sci. 61: 247-259.
- Emmett, B., et Jamieson, G.S. 1988. An experimental transplant of Northern Abalone, *Haliotis kamtschatkana*, in Barkley Sound, British Columbia. Fish. Bull. 87: 95-104.
- Farlinger, S. 1990. Review of the biological basis for management of the British Columbia abalone fishery. In Shellfish stock assessments for the west coast of Canada in 1990 as reviewed by the Pacific Stock Assessment Review Committee (PSARC). Edited by G.A. Thomas. Can. Man. Rep. Fish. Aquat. Sci. 2099: 41-65.
- Farlinger, S., et Campbell, A. 1992. Fisheries management and biology of Northern Abalone, *Haliotis kamtschatkana* in the northeast Pacific. In Abalone of the world - biology, fisheries and culture. Edited by S.A. Shepherd, M.J. Tegner, S.A. Guzmán Del Prío. Fishing News Books, Oxford. p. 395-406.
- García-Reyes, M., Sydeman, W.J., Schoeman, D.S., Rykaczewski, R.R., Black, B.A., Smit, A.J., et Bograd, S.J. 2015. Under pressure: climate change, upwelling, and eastern boundary upwelling ecosystems. Front. Mar. Sci. 2: 109.
- Garshelis, D.L., et Garshelis, J.A. 1984. Movements and management of Sea Otters in Alaska. J. Wildl. Manage. 48(3): 665-678.
- Geiger, D.L. 2000. Distribution and biogeography of Haliotidae (Gastropoda: Vetigastropoda) world-wide. Boll. Malacol. 35: 57-120.
- Geiger, D.L., et Owen, B. 2012. Abalone: world-wide Haliotidae. ConchBooks, Hakenheim, Germany.
- Gosselin, L., et Qian, P. 1997. Juvenile mortality in benthic marine invertebrates. Mar. Ecol.: Prog. Ser. 146: 265-282.
- Gregr, E.J. 2014. Fetch Geometry Calculator version 1.0 - User Guide. SciTech Environmental Consulting, Vancouver, British Columbia.

-
- Gregr, E.J., et Haggarty, D. 2017. Background substrate and the integration of nearshore and deep water classifications (draft). SciTech Environmental Consulting, Vancouver, British Columbia.
- Gregr, E.J., Nichol, L.M., Watson, J.C., Ford, J.K.B., et Ellis, G.M. 2008. Estimating carrying capacity for Sea Otters in British Columbia. *J. Wildl. Manage.* 72(2): 382-388.
- Griffiths, A.M., et Gosselin, L.A. 2008. Ontogenetic shift in susceptibility to predators in juvenile Northern Abalone, *Haliotis kamtschatkana*. *J. Exp. Mar. Biol. Ecol.* 360(2): 85-93.
- Gruenthal, K., Witting, D., Ford, T., J. Neuman, M., Williams, J., Pondella, D., Bird, A., Caruso, N., Hyde, J., Seeb, L., et Larson, W. 2014. Development and application of genomic tools to the restoration of Green Abalone in southern California. *Conserv. Genet.* 15: 109-121.
- Gulland, J.A., et Holt, S.J. 1959. Estimation of growth parameters for data at unequal time intervals. *J. Cons., Cons. Int. Explor. Mer.* 25(1): 47-49.
- Hamm, D.E., et Burton, R.S. 2000. Population genetics of Black Abalone, *Haliotis cracherodii*, along the central California coast. *J. Exp. Mar. Biol. Ecol.* 254(2): 235-247.
- Hancock, B. 2000. Genetic subdivision of Roe's Abalone, *Haliotis roei* Grey (Mollusca: Gastropoda), in south-western Australia. *Mar. Freshwater Res.* 51(7): 679-687.
- Hankewich, S., et Lessard, J. 2008. Resurvey of Northern Abalone, *Haliotis kamtschatkana*, populations along the central coast of British Columbia, May 2006. *Can. Man. Rep. Fish. Aquat. Sci.* 2838: vi + 41 p.
- Hankewich, S., Lessard, J., et Grebeldinger, E. 2008. Resurvey of Northern Abalone, *Haliotis kamtschatkana*, populations in southeast Queen Charlotte Islands, British Columbia, May 2007. *Can. Man. Rep. Fish. Aquat. Sci.* 2839: vii + 39 p.
- Hansen, S.C., et Gosselin, L.A. 2013. Do predators, handling stress or field acclimation periods influence the survivorship of hatchery-reared abalone *Haliotis kamtschatkana* outplanted into natural habitats? *Aquatic Conserv.: Mar. Freshw. Ecosyst.* 23(2): 246-253.
- Hansen, S.C., et Gosselin, L.A. 2016. Are hatchery-reared abalone naïve of predators? Comparing the behaviours of wild and hatchery-reared Northern Abalone, *Haliotis kamtschatkana* (Jonas, 1845). *Aquacult. Res.* 47(6): 1727-1736.
- Hansen, S.C., Obradovich, S.G., Rooper, C.N., Waddell, B.J., Nichol, L.M., MacNeill, S., et Barton, L.L. 2020. Identifying variables for standardization of the Northern Abalone (*Haliotis kamtschatkana*) index site surveys time series (1978-2018) based on survey methodology and environmental variability. *Can. Tech. Rep. Fish. Aquat. Sci.* 3330: vii + 108 p.
- Harbo, R. 1997. Abalone dive fishery (closed). *In Pacific commercial fishery updates for invertebrate resources (1994)*. Edited by R. Harbo and K. Hobbs. *Can. Man. Rep. Fish. Aquat. Sci.* 2369: 86-92.
- Harvell, C.D., Montecino-Latorre, D., Caldwell, J.M., Burt, J.M., Bosley, K., Keller, A., Heron, S.F., Salomon, A.K., Lee, L., Pontier, O., Pattengill-Semmens, C., et Gaydos, J.K. 2019. Disease epidemic and a marine heat wave are associated with the continental-scale collapse of a pivotal predator (*Pycnopodia helianthoides*). *Sci. Adv.* 5(1): eaau7042.

-
- Huang, B.X., Peakall, R., et Hanna, P.J. 2000. Analysis of genetic structure of Blacklip Abalone (*Haliotis rubra*) populations using RAPD, minisatellite and microsatellite markers. *Mar. Biol.* 136(2): 207-216.
- IPCC. 2007. Climate change 2007 - the physical science basis. Contributions of Working Group I to the fourth assessment report of the Intergovernmental Panel on climate change. Cambridge University Press, Cambridge.
- Jameson, R.J. 1989. Movements, home ranges, and territories of male Sea Otters off central California. *Mar. Mammal Sci.* 5: 159-172.
- Jamieson, G. 2001. Review of status of Northern Abalone. *Can. Field-Nat.* 115(4): 555-563.
- Jubenville, B. 2000. Enforcing the fishery closure for Northern (Pinto) Abalone (*Haliotis kamtschatkana*) in British Columbia [Abstract]. *In* Workshop on rebuilding abalone stocks in British Columbia. Edited by A. Campbell. *Can. Spec. Publ. Fish. Aquat. Sci.* 130: 52.
- Krumhansl, K.A., Bergman, J.N., et Salomon, A.K. 2017. Assessing the ecosystem-level consequences of a small-scale artisanal kelp fishery within the context of climate-change. *Ecol. Appl.* 27(3): 799-813.
- Lafferty, K.D., et Tinker, T.M. 2014. Sea Otters are recolonizing southern California in fits and starts. *Ecosphere* 5(5): 50.
- Lee, L.C., Thorley, J., Watson, J., Reid, M., et Salomon, A.K. 2019. Diverse knowledge systems reveal social-ecological dynamics that inform species conservation status. *Conserv. Lett.* 12(2): e12613.
- Lee, L.C., Watson, J.C., Trebilco, R., et Salomon, A.K. 2016. Indirect effects and prey behavior mediate interactions between an endangered prey and recovering predator. *Ecosphere* 7(12): e01604.
- Lessard, J., Atkins, M., et Campbell, A. 2007a. Resurvey of Northern Abalone, *Haliotis kamtschatkana*, populations along the central coast of British Columbia, April 2001. *Can. Man. Rep. Fish. Aquat. Sci.* 2791: vi + 35 p.
- Lessard, J., et Campbell, A. 2007. Describing Northern Abalone, *Haliotis kamtschatkana*, habitat: focusing rebuilding efforts in British Columbia, Canada. *J. Shellfish Res.* 26(3): 677-686.
- Lessard, J., Campbell, A., et Hajas, W. 2002. Survey protocol for the removal of allowable numbers of Northern Abalone, *Haliotis kamtschatkana*, for use as broodstock in aquaculture in British Columbia. *DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc.* 2002/126. 41 p.
- Lessard, J., Campbell, A., Zhang, Z., MacDougall, L., et Hankewich, S. 2007b. Recovery potential assessment for the Northern Abalone (*Haliotis kamtschatkana*) in Canada. *Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc.* 2007/061. 107 p.
- Lessard, J., et Egli, T.P. 2011. Survey of Northern Abalone, *Haliotis kamtschatkana*, population in Queen Charlotte Strait, British Columbia, May 2009. *Can. Man. Rep. Fish. Aquat. Sci.* 2959: iv + 17 p.

-
- Lucas, B.G., Brouwer, D., et Campbell, A. 2002. Survey of Northern Abalone, *Haliotis kamtschatkana*, populations near Kitkatla, British Columbia, March 2000 [revised]. Can. Man. Rep. Fish. Aquat. Sci. 2622: 11 p.
- Lunn, D., Jackson, C., et Best, N. 2013. The BUGS book: a practical introduction to Bayesian analysis. CRC Press, Boca Raton, FL.
- Masson, D., et Fine, I. 2012. Modeling seasonal to interannual ocean variability of coastal British Columbia. J. Geophys. Res.: Oceans 117: C10019.
- Maunder, M.N., et Punt, A.E. 2004. Standardizing catch and effort data: a review of recent approaches. Fish. Res. 70(2-3): 141-159.
- McLean, J.H. 1966. West American prosobranch Gastropoda: super-families Patellacea, Pleurotomariacea, and Fissurellacea. Ph.D thesis, Stanford University, Stanford, CA.
- McShane, P.E. 1991. Density-dependent mortality of recruits of the abalone *Haliotis rubra* (Mollusca: Gastropoda). Mar. Biol. 110: 385-389.
- McShane, P.E. 1995. Recruitment variation in abalone: its importance to fisheries management. Mar. Freshwater Res. 46: 555-570.
- Moss, G.A., et Tong, L. 1992. Effect of stage of larval development on the settlement of the abalone *Haliotis iris*. N. Z. J. Mar. Freshwater Res. 1992(26): 69-73.
- MPO. 2007. Programme de rétablissement de l'haliotide pie (*Haliotis kamtschatkana*) au Canada. Série de Programmes de rétablissement de la Loi sur les espèces en péril. Pêches et Océans Canada, Vancouver. vi + 31 p.
- MPO. 2012. Plan d'action pour l'haliotide pie (*Haliotis kamtschatkana*) au Canada. Série des plans d'action de la Loi sur les espèces en péril. Pêches et Océans Canada, Ottawa. x + 71 p.
- MPO. 2015a. Rapport sur les progrès de la mise en œuvre du programme de rétablissement de l'ormeau nordique (*Haliotis kamtschatkana*) dans les eaux canadiennes du Pacifique pour la période 2007 - 2012. Loi sur les espèces en péril, Série de programmes de rétablissement. Pêches et Océans Canada, Ottawa. v + 28 p.
- MPO. 2015b. Directive sur l'application de l'article 33 (résidence) de la Loi sur les espèces en péril aux espèces aquatiques. Pêches et Océans Canada Loi sur les espèces en péril.
- MPO. 2016. Examen des méthodes de relevés d'ormeau nordique par plongée effectués en Colombie-Britannique. Secr. can. de consult. sci. du MPO, Rép. des Sci. 2016/044.
- Murray, P.A., et Neilson, J.D. 2002. A method for the estimation of the von Bertalanffy growth rate parameter by direct examination of otolith microstructure. In Proceedings of the Gulf and Caribbean Fisheries Institute. GCFI 53: 516-525.
- Nephin, J., Gregr, E.J., St. Germain, C., Fields, C., et Finney, J.L. 2020. Élaboration d'un cadre de modélisation de la répartition des espèces et son application à douze espèces sur la côte canadienne du Pacifique. Secr. can. de consult. sci. du MPO. Doc. de rech. 2020/004: xiv + 118 p.

-
- Neuman, M.J., Wang, S., Busch, S., Friedman, C., Gruenthal, K., Gustafson, R., Kushner, D., Stierhoff, K., Vanblaricom, G., et Wright, S. 2018. A status review of Pinto Abalone (*Haliotis kamtschatkana*) along the west coast of North America: interpreting trends, addressing uncertainty, and assessing risk for a wide-ranging marine invertebrate. *J. Shellfish Res.* 37(4): 869-910.
- Nichol, L.M. 2015. Conservation in practice. *In* Sea Otter conservation. *Edited by* S.E. Larson, G.R VanBlaricom and J.L Bodkin. Elsevier Academic Press. p. 369-389.
- Nichol, L.M., Watson, J.C., Abernethy, R., Rechsteiner, E., et Towers, J. 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.
- Paul, A.J., et Paul, J.M. 1998. Respiration rate and thermal tolerances of Pinto Abalone *Haliotis kamtschatkana*. *J. Shellfish Res.* 17: 743-745.
- Pearce, C.M., Ågerup, P., Alabi, A., Renfrew, D., Rosser, J., Whyte, G., et Yuan, F. 2003. Recent progress in hatchery production of Pinto Abalone, *Haliotis kamtschatkana*, in British Columbia, Canada. *In* Proceedings of the workshop on rebuilding techniques for abalone in British Columbia. *Edited by* A. Campbell and L.D. Hiemstra. Can. Tech. Rep. Fish. Aquat. Sci. 2482: 29-44.
- Pfister, C.A., Berry, H.D., et Mumford, T. 2018. The dynamics of kelp forests in the north-east Pacific Ocean and the relationship with environmental drivers. *J. Ecol.* 106(4): 1520-1533.
- Plummer, M. 2003. JAGS: a program for analysis of Bayesian graphical models using Gibbs sampling. *In* Proceedings of the 3rd international workshop on distributed statistical computing. *Edited by* K. Hornik, F. Leisch, A. Zeileis. DSC 2003. Vienna, Austria.
- Quayle, D.B. 1971. Growth, morphometry and breeding in the British Columbia abalone. *Fish. Res. Board Can. Tech. Rep.* 279: 84 p.
- R Core Team. 2020. R: a language and environment for statistical computing. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria.
- Read, K.D., Lemay, M.A., Acheson, S., et Boulding, E.G. 2012. Using molecular pedigree reconstruction to evaluate the long-term survival of outplanted hatchery-reared larval and juvenile Northern Abalone (*Haliotis kamtschatkana*). *Conserv. Genet.* 13(3): 801-810.
- Read, K.D., Lessard, J., et Boulding, E.G. 2013. Improving outplanting designs for Northern Abalone (*Haliotis kamtschatkana*): the addition of complex substrate increases survival. *J. Shellfish Res.* 32(1): 171-180.
- Riedman, M.L., et Estes, J.A. 1990. The Sea Otter (*Enhydra lutris*): behavior, ecology, and natural history. *US Fish and Wildl. Serv. Biol. Rep.* 90(14): 126 p.
- Roberts, R. 2003. A perspective from New Zealand on abalone stock enhancement, with emphasis on early life history. *In* Proceedings of the workshop on rebuilding techniques for abalone in British Columbia. *Edited by* A. Campbell and L.D. Hiemstra. Can. Tech. Rep. Fish. Aquat. Sci. 2482: 77-96.

-
- Rogers-Bennett, L. 2007. Is climate change contributing to range reductions and localized extinctions in Northern (*Haliotis kamtschatkana*) and Flat (*Haliotis walallensis*) Abalones? Bull. Mar. Sci. 81(2): 283-296.
- Rogers-Bennett, L., Allen, B.L., et Rothaus, D.P. 2011. Status and habitat associations of the threatened Northern Abalone: importance of kelp and coralline algae. Aquatic Conserv.: Mar. Freshw. Ecosyst. 21(6): 573-581.
- Rothaus, D.P., Vadopalas, B., et Friedman, C.S. 2008. Precipitous declines in Pinto Abalone (*Haliotis kamtschatkana kamtschatkana*) abundance in the San Juan Archipelago, Washington, USA, despite statewide fishery closure. Can. J. Fish. Aquat. Sci. 65(12): 2703-2711.
- Sandoval-Castillo, J., Robinson, N.A., Hart, A.M., Strain, L.W.S., et Beheregaray, L.B. 2018. Seascape genomics reveals adaptive divergence in a connected and commercially important mollusc, the Greenlip Abalone (*Haliotis laevis*), along a longitudinal environmental gradient. Mol. Ecol. 27(7): 1603-1620.
- Schnute, J., et Fournier, D. 1980. A new approach to length-frequency analysis: growth structure. Can. J. Fish. Aquat. Sci. 37(9): 1337-1351.
- Schultz, J.A., Cloutier, R.N., et Côté, I.M. 2016. Evidence for a trophic cascade on rocky reefs following sea star mass mortality in British Columbia. PeerJ 4: e1980.
- Shepherd, S. 1990. Studies on southern Australian abalone (Genus *Haliotis*). XII. Long-term recruitment and mortality dynamics of an unfished population. Mar. Freshwater Res. 41(4): 475.
- Shepherd, S., et Partington, D. 1995. Studies on southern abalone (Genus *Haliotis*). XVI. Recruitment, habitat and stock relations. Mar. Freshwater Res 46: 669-680.
- Shepherd, S., Woodby, D., Rumble, J., et Avalos-Borja, M. 2000. Microstructure, chronology and growth of the Pinto Abalone, *Haliotis kamtschatkana*, in Alaska. J. Shellfish Res. 19: 219-228.
- Sloan, N.A., et Breen, P.A. 1988. Northern Abalone, *Haliotis kamtschatkana*, in British Columbia: fisheries and synopsis of life history information. Can. Spec. Publ. Fish. Aquat. Sci. 103: 46 p.
- Stephens, P.A., Sutherland, W.J., et Freckleton, R.P. 1999. What is the Allee effect? Oikos 87: 185-190.
- Strathmann, M.F. 1987. Reproduction and development of marine invertebrates of the northern Pacific coast. University of Washington Press, Seattle, WA.
- Su, Y.S., et Yajima, M. 2020. R2jags: using R to run 'JAGS'. R package version 0.6-1.
- Sutherland, I.R., Karpouzi, V., Mamoser, M., et Carswell, B. 2008. Kelp inventory, 2007: areas of the British Columbia central coast from Hakai Passage to the Bardswell Group. Ministry of Environment, Oceans and Marine Fisheries Branch: 32 p.
- Thomas, G., Farlinger, S., Carolsfeld, W., et Rupert, P. 1992. Abalone resurvey in the southeast Queen Charlotte Islands in 1990. Can. Man. Rep. Fish. Aquat. Sci. 2166: v + 93 p.

-
- Thompson, W.F. 1914. Report on the abalone of British Columbia (*Haliotis giganteae*, Chemnitz). Rep. B.C. Commissioner Fish.: 126-130.
- Thorson, G. 1950. Reproductive and larval ecology of marine bottom invertebrates. Biol. Rev. Cambridge Philos. Soc. 25(1): 1-45.
- Thorson, G. 1966. Some factors influencing the recruitment and establishment of marine benthic communities. Neth. J. Sea Res. 3(2): 267-293.
- Timmins-Schiffman, E.B., Friedman, C.S., Metzger, D.C., White, S.J., et Roberts, S.B. 2013. Genomic resource development for shellfish of conservation concern. Mol. Ecol. Resour. 13(2): 295-305.
- Toole, J., Adkins, B.E., Bornhold, E., Boutillier, J., Caine, G., Campbell, A., Castledine, A., Convey, L., Cote, C., Coulson, P., Down, T., Francis, K., Gill, H., Harbo, R., Holmes, H., Jubinville, B., Lawseth, D., Lucas, B., Morgan, A., Parker, G., et Rogers, J. 2002. National recovery strategy for the Northern Abalone (*Haliotis kamtschatkana*) in British Columbia. Fisheries and Oceans Canada: 22 p.
- Vadas, R.L. 1972. Ecological implications of culture studies on *Nereocystis luetkeana*. J. Phycol. 8: 196-203.
- Vadopalas, B., et Watson, J. 2014. Recovery plan for Pinto Abalone (*Haliotis kamtschatkana*) in Washington State (using a collaborative management approach). Puget Sound Restoration Fund for the Washington Department of Fish and Wildlife: iv + 50 p.
- Vehtari, A., Gelman, A., Simpson, D., Carpenter, B., et Bürkner, P.-C. 2020. Rank-normalization, folding, and localization: an improved \hat{R} for assessing convergence of MCMC. Bayesian Analysis, advance publication: 1-23.
- Wallace, S.S. 1999. Evaluating the effects of three forms of marine reserve on Northern Abalone populations in British Columbia, Canada. Conserv. Biol. 13(4): 882-887.
- Watson, J. 1993. The effects of Sea Otter (*Enhydra lutris*) foraging on shallow rocky communities off northwestern Vancouver Island, British Columbia. Ph.D thesis, University of California, Santa Cruz, CA.
- Watson, J.C. 2000. The effects of Sea Otters (*Enhydra lutris*) on abalone (*Haliotis* Spp.) populations. In Workshop on rebuilding abalone stocks in British Columbia. Edited by A. Campbell. Can. Spec. Publ. Fish. Aquat. Sci. 130: 123-132.
- Withler, R., Campbell, A., Li, S., Brouwer, D., Supernault, J., et Miller, K. 2003. Implications of high levels of genetic diversity and weak population structure for the rebuilding of Northern Abalone in British Columbia, Canada. J. Shellfish Res. 22: 839-847.
- Withler, R.E., Campbell, A., Li, S., Miller, K.M., Brouwer, D., et Lucas, B.G. 2001. High levels of genetic variation in Northern Abalone *Haliotis kamtschatkana* of British Columbia. Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2001/097. 27 p.
- Zhang, Z., Campbell, A., et Lessard, J. 2007. Modeling Northern Abalone, *Haliotis kamtschatkana*, population stock and recruitment in British Columbia. J. Shellfish Res. 26(4): 1099-1107.

Zhang, Z., Lessard, J., et Campbell, A. 2009. Use of Bayesian hierarchical models to estimate Northern Abalone, *Haliotis kamtschatkana*, growth parameters from tag-recapture data. Fish. Res. 95(2-3): 289-295.

ANNEXE A. ESTIMATION DES TAUX DE MORTALITÉ

A.1 PROBABILITÉS SELON LA TAILLE QU'UN ORMEAU SOIT CRYPTIQUE

Pour estimer la mortalité actuelle de l'ormeau, il faut tenir compte de la partie cryptique de la population qui n'est pas détectée pendant les relevés aux sites repères, qui cherchent principalement les ormeaux émergents (voir les méthodes dans MPO 2016; Curtis et Zhang 2018; Hansen et al. 2020). On entend par « ormeau cryptique » un individu qu'on ne peut pas voir sans déplacer des roches. Lessard et al. (2007b), Zhang et al. (2007) et Curtis et Zhang (2018) fournissent des estimations annuelles de la mortalité fondées sur des recherches d'ormeaux cryptiques menées en 1984 (Boutillier et al. 1985), 1987 (Carolsfeld et al. 1988) et 1990 (Thomas et al. 1992). À mesure que les populations de loutre de mer se réinstallent dans certaines parties du littoral de la Colombie-Britannique, la vulnérabilité et les comportements cryptiques de l'ormeau semblent changer (Campbell 1996; Watson 2000; Lee et al. 2016). Ce changement dans le comportement de l'ormeau a mené à une nouvelle étude de l'ormeau cryptique (MPO 2016). Dans le protocole actuel de relevé aux sites repères, on cherche les ormeaux émergents et cryptiques dans un sous-échantillon de quadrats (les quadrats n° 2, 4, 6 et 8 sur les 16), en déplaçant toutes les roches qui peuvent l'être. Tous les ormeaux cryptiques trouvés dans ces quadrats sont comptés et mesurés. On a estimé les nouvelles probabilités selon la taille que l'ormeau soit cryptique à partir des données recueillies dans le cadre des relevés aux sites repères en 2016 dans la région de relevé de la côte centrale et en 2017 dans la région de relevé de la côte est de Haida Gwaii (voir les renseignements sur les relevés dans la section 5.1). On a modélisé la probabilité (ρ_i) qu'un ormeau, i , soit cryptique (C_i) selon la distribution de probabilité de Bernoulli :

$$C_i \sim dbern(\rho_i) \quad (\text{A.1})$$

où ρ est supposé varier en fonction de la longueur de la coquille (mm) de l'individu (L_i) et est associé à la longueur de la coquille par un lien logit :

$$\text{logit}(\rho_i) = \alpha + \beta \cdot L_i \quad (\text{A.2})$$

où les valeurs α et β sont des paramètres du modèle. La valeur de α détermine le niveau de probabilité d'être cryptique pour les très petits individus et la valeur de β le taux de variation de la probabilité d'être cryptique à mesure que les individus grandissent. Les valeurs *a priori* de la distribution normale vague ont été attribuées à α et à β de $dnorm(0, 100^2)$.

A.2 ESTIMATION DE LA MORTALITÉ TOTALE

La mortalité totale (Z) est composée de deux sources de mortalité chez l'ormeau juvénile et l'ormeau adulte : la mortalité naturelle et la mortalité par braconnage. Nous avons estimé la mortalité annuelle instantanée totale à l'aide des modèles de probabilité de comportement cryptique et le modèle de population de Zhang et al. (2007), en comparant la densité estimée des ormeaux (longueur de la coquille > 70 mm) dans chaque relevé aux sites repères dans une région de relevé (côte centrale ou côte est de Haida Gwaii) à la densité prédite des ormeaux (longueur de la coquille > 70 mm) estimée d'après le relevé précédent mené dans la région et d'après le modèle stock-recrutement (Lessard et al. 2007b; Zhang et al. 2007). Les relevés consécutifs sont espacés de quatre ou cinq années civiles. L'utilisation du modèle stock-recrutement permet d'inclure les nouvelles recrues que l'on n'avait pas pu observer lors des relevés précédents. La densité prédite aurait tendance à être plus élevée que la densité estimée, car la mortalité n'est pas incluse dans la prédiction. Selon Lessard et al. (2007b) et Zhang et al. (2007), la procédure d'estimation de la mortalité annuelle instantanée totale est la suivante :

1. Sélectionner l'année du premier relevé;
2. Échantillonner aléatoirement avec remplacement le nombre d'ormeaux émergents dans chaque quadrat de chaque site repère pendant l'année de relevé sélectionnée;
3. Sélectionner aléatoirement une paire de valeurs pour les paramètres (α, β) du modèle de comportement cryptique à partir des échantillons MCCM enregistrés pour chaque zone de relevé chaque année de relevé;
4. Calculer le nombre d'ormeaux (émergents et cryptiques) pour chaque longueur de coquille observée, à l'aide du modèle de comportement cryptique avec les valeurs sélectionnées pour α et β ;
5. Calculer la densité (d) des ormeaux de plus de 70 mm dans chaque zone de relevé (p. ex. île Stryker ou baie Carpenter, voir les cartes des zones de relevé dans les régions de relevé de la côte est de Haida Gwaii et de la côte centrale dans Curtis et Zhang (2018)) pour l'année de relevé sélectionnée;
6. Prédire les longueurs de coquille de l'ormeau lors du prochain relevé en fonction des longueurs de coquille observées pendant l'année de relevé en cours, à l'aide du modèle de croissance de von Bertalanffy avec des valeurs de paramètres fixes;
7. Calculer la densité (\tilde{d}) des ormeaux de plus de 70 mm dans chaque zone de relevé au moment du relevé suivant en fonction de la densité estimée durant l'année de relevé en cours et des données sur la longueur-fréquence prévue pour l'année de relevé suivante sans intégrer les mortalités;
8. Calculer la densité de la biomasse féconde dans chaque zone de relevé pour l'année de relevé en cours, à l'aide du modèle longueur-poids avec des valeurs de paramètres fixes;
9. Calculer la densité prévue des ormeaux de quatre ans quatre ans plus tard dans chaque zone de relevé, à l'aide du modèle stock-recrutement avec des valeurs de paramètres fixes;
10. Calculer la densité prévue des ormeaux de cinq ans cinq ans plus tard dans chaque zone de relevé, en supposant que la densité de la biomasse féconde demeure la même l'année suivant l'année de relevé en cours;
11. Générer les densités des ormeaux de quatre et cinq ans en multipliant les densités prévues par e^φ , où φ est un écart généré aléatoirement par rapport à la distribution normale $dnorm(0, 61^2)$;
12. Générer les densités des ormeaux de 4 ans ($R4$) et de 5 ans ($R5$) de plus de 70 mm, en supposant que les longueurs de la coquille des ormeaux de 4 et 5 ans suivent une distribution normale avec un coefficient de variation de 8 %;
13. Sélectionner l'année de relevé suivante et répéter les étapes 2 à 12 jusqu'à ce que la dernière année de relevé soit sélectionnée;
14. Estimer le taux de mortalité annuelle instantanée totale (Z) selon l'approche des moindres carrés non linéaires :

$$d_{y,a} = \tilde{d}_{y,a} \cdot e^{-Z \cdot \omega_y} + R4_{y,a} + R5_{y,a} \cdot e^{-Z} \cdot f_y + \varepsilon \quad (\text{A.3})$$

où ω est le nombre d'années entre le relevé précédent et le relevé en cours (4 ou 5 ans), f est un paramètre d'identification égal à 0 si $\omega = 4$ et à 1 si $\omega = 5$, les indices y et a désignent l'année de relevé et la zone de relevé, respectivement, et ε est un écart normal;

15. Répéter 1 000 fois les étapes 1 à 14.

ANNEXE B. ESTIMATION DE L'OCCUPATION PAR LA LOUTRE DE MER DES SITES REPÈRES DES RELEVÉS DE L'ORMEAU MENÉS PAR LE MPO

La loutre de mer est en train de recoloniser des parties de son ancienne aire de répartition en Colombie-Britannique, et des regroupements ont été observés dans certaines zones des régions de relevé de la côte ouest de l'île de Vancouver, de la côte centrale et du détroit de la Reine-Charlotte (voir les figures 1 et 18, Nichol et al. 2015). Pour ces trois régions, les sites repères situés à des endroits qui chevauchent la répartition actuelle de la loutre de mer en Colombie-Britannique ont été évalués en fonction de la présence ou de l'absence de regroupements de loutres de mer (trois individus ou plus) et de la durée d'occupation par les loutres de mer, comme décrit dans Hansen et al. (2020). On a attribué un code correspondant à l'absence de loutres de mer aux sites repères dans toutes les autres régions (côte est de Haida Gwaii, côte ouest de Haida Gwaii, bassin de Géorgie). Aucun relevé de la loutre de mer n'est effectué dans ces régions (Nichol et al. 2015). Un indice dérivé du SIG de l'occupation par la loutre de mer des sites repères de l'ormeau a été élaboré à l'aide des données des relevés de la loutre de mer réalisés depuis 2001. Les emplacements des regroupements de loutres de mer recensés pendant les relevés printaniers et estivaux effectués depuis 2001 (Nichol et al. 2015) ont été importés comme fichier de formes dans ArcMap 10.1.1. On a créé des zones tampons représentant un rayon de trois milles marins (nm) autour de chaque site de regroupement. Si un site repère de l'ormeau se trouvait dans la zone tampon, il était considéré comme occupé l'année de ce relevé. À titre de vérification supplémentaire, on a créé une zone tampon d'un rayon de trois milles marins autour des sites de l'index de l'ormeau, déterminé les observations de regroupements de loutres qui recoupaient ces zones tampons et enregistré les années de relevé correspondantes. Les loutres de mer ont tendance à se regrouper aux mêmes endroits plusieurs années (Garshelis et Garshelis 1984; Jameson 1989; Nichol et al. 2015), de sorte que la présence d'un regroupement au printemps ou à l'été une année est une bonne indication que des loutres seront présentes les années suivantes (Nichol et al. 2015). Les observations de regroupements à d'autres moments de l'année (p. ex. en hiver) dans une zone auparavant inoccupée ne constituent pas un indicateur fiable d'occupation constante (Nichol et al. 2015). Comme les relevés sont effectués au printemps et à l'été, on a considéré que chaque année suivant la première année d'occupation d'un site repère de l'ormeau (intersection avec une zone tampon de trois milles marins) était continuellement occupée par au moins trois loutres de mer. Des loutres de mer ont été enregistrées comme étant présentes au site repère chaque année des relevés aux sites repères après la première année d'occupation par des loutres de mer.

Pour les sites repères des régions de la côte ouest de l'île de Vancouver et du détroit de la Reine-Charlotte, la variable de l'occupation par la loutre de mer a été produite en fonction de l'avis d'experts. Sur la côte ouest de l'île de Vancouver, les relevés de la loutre de mer ont commencé bien avant 2001, mais on ne consignait pas le géoréférencement de l'emplacement approximatif de toutes les loutres de mer observées pendant les relevés; il n'était donc pas facile d'appliquer la méthode dérivée du SIG. L'équipe chargée des relevés de la loutre de mer sur la côte ouest de l'île de Vancouver a procédé de manière très uniforme d'une année à l'autre et on a donc estimé qu'il était approprié de faire appel à l'avis d'experts pour déterminer à quel moment les loutres de mer ont été observées pour la première fois dans la zone tampon correspondante de trois milles marins des sites repères de l'ormeau. De plus, pour les sites repères de l'ormeau qui étaient proches des premiers relevés de la loutre de mer, mais qui ne se trouvaient pas dans les zones tampons de trois milles marins, on a recouru à l'avis d'experts

pour déterminer s'il était possible d'utiliser la date d'occupation du site repère de l'ormeau le plus proche.

Pour la région du détroit de la Reine-Charlotte, la zone dans laquelle les sites d'index de l'ormeau sont répartis est relativement petite comparativement à d'autres régions et les sites sont assez proches les uns des autres, souvent à moins de deux milles marins l'un de l'autre. L'application de la méthode dérivée du SIG a donné des valeurs différentes de présence et d'absence des loutres de mer pour des sites proches les uns des autres, ce qui semblait irréaliste du point de vue biologique. De ce fait, compte tenu de la résolution temporelle des données des relevés de la loutre de mer, des groupes de sites repères de l'ormeau ainsi que de la motilité et du comportement de quête de nourriture de la loutre de mer, on a supposé que des sites repères très proches étaient plus probablement soumis à une pression semblable de la quête de nourriture par la loutre de mer. Par conséquent, selon l'opinion d'experts, on a utilisé une autre estimation qui présume que ces groupes de sites repères ont été occupés pendant la même durée.

Dans la région de la côte ouest de l'île de Vancouver, la présence de loutres de mer est antérieure à l'établissement des sites repères en 2003. On estime que la première année d'occupation par la loutre de mer se situe entre 1977 et 2001 pour les sites repères dans la baie Quatsino, la baie Brooks, la baie Checleset et la baie Kyuquot de la région de relevé de la côte ouest de l'île de Vancouver (voir les cartes des zones dans les régions de relevé dans Curtis et Zhang (2018)), où 100 % des sites repères étaient occupés par des loutres de mer en 2018. Les années d'occupation des sites repères par la loutre de mer varie de 18 à 42 ans. Dans la région de relevé du détroit de la Reine-Charlotte, la loutre de mer occupe les sites repères dans les deux zones étudiées (nord du détroit de la Reine-Charlotte et chenal Gordon) et la première année d'occupation des sites repères varie de 2006 à 2013. En 2014, la loutre de mer occupait 52,9% des sites repères dans la région de relevé du détroit de la Reine-Charlotte. Pour les sites repères de la région de relevé de la côte centrale, la loutre de mer est présente aux sites de l'île Stryker, de l'archipel Simonds Group et de l'île Spider, soit un total de 29,5% des sites repères de la région en 2016. La première année d'occupation par la loutre de mer varie de 2001 à 2011 dans la région de relevé de la côte centrale. Pour les sites repères des régions de relevé du détroit de la Reine-Charlotte et de la côte centrale, les sites repères ont été établis avant l'occupation par la loutre de mer.

ANNEXE C. ESTIMATION DE LA ZONE D'OCCURRENCE À L'AIDE DE MODÈLES D'INDICE DE LA QUALITÉ DE L'HABITAT

Au cours de l'élaboration et de l'application d'un cadre de modélisation de la répartition de l'espèce sur la côte du Pacifique du Canada (Nephin et al. 2020), on a élaboré un modèle d'indice de la qualité de l'habitat (IQH) fondé sur les connaissances pour prédire la probabilité d'occurrence de l'ormeau dans la zone d'étude du nord de la côte centrale (NCC). Les modèles d'IQH reposent sur l'analyse documentaire et la consultation d'experts de l'espèce pour établir les relations avec les prédicteurs environnementaux. Le modèle d'IQH pour l'ormeau comprenait les prédicteurs environnementaux suivants (renseignements détaillés dans le tableau C.1) : substrat; salinité moyenne du fond pendant l'été; vitesse moyenne des courants de marée pendant l'été; exposition. La probabilité d'occurrence variait de 0 à 1. Une description complète du modèle d'IQH du NCC pour l'ormeau se trouve à l'annexe B de Nephin et al. (2020).

Pour estimer la zone d'occurrence de l'ormeau dans les eaux de la Colombie-Britannique, on a extrapolé le modèle d'IQH du NCC au reste de la côte de la Colombie-Britannique. On a apporté deux ajustements au modèle d'IQH du NCC afin de permettre l'extrapolation à l'ensemble de la côte. Premièrement, on a fait passer la plage où l'exposition est entièrement appropriée de 30 à 70 (en centaines de kilomètres) à 20 à 60 (en centaines de kilomètres) afin qu'elle corresponde mieux aux modèles de données élaborés pour le NCC (Nephin et al. 2020) et aux zones connues d'occurrence de l'ormeau. Deuxièmement, on a retiré le prédicteur de vitesse des courants de marée du modèle, car il était très restrictif et prévoyait de faibles probabilités d'occurrence dans des zones où l'on sait que de fortes densités d'ormeaux sont présentes (p. ex. Haida Gwaii).

Pour estimer une zone, on a converti les prévisions de probabilité sur une échelle continue de 0 à 1 sur une échelle binaire avec un seuil de 0,5. On a assigné des probabilités de $\geq 0,5$ pour la présence et de $< 0,5$ pour l'absence. Avec cette méthode, la zone d'occurrence estimée (km²) de l'ormeau dans les eaux de la Colombie-Britannique est de 6 985 km².

Tableau C.1. Prédicteurs environnementaux utilisés pour construire les modèles d'indice de la qualité de l'habitat (IQH) de l'ormeau nordique dans la région du Pacifique. *On a utilisé la vitesse moyenne des courants de marée en été dans le modèle présenté dans Nephin et al. (2020) élaboré pour le nord de la côte centrale, mais pas dans le modèle de l'ensemble de la côte mis à jour. **Représente l'exposition potentielle totale fondée sur le fetch : somme du fetch de tous les relèvements (de 0 à 355 par tranches de 5 degrés).

Type de données sur l'environnement	Couche(s) de prédicteurs	Source(s)	Résolution(s) native(s)	Années	Unité
Bathymétrie	Bathymétrie (profondeur)	Modèles d'élévation bathymétrique (Davies et al. 2019)	20 m	1930-2012	m
Océanographie	Salinité moyenne au fond en été	Modèle de circulation régionale de la Colombie-Britannique (Masson et Fine 2012)	3 km	1998-2007	USP
	Température moyenne au fond en été				°C
	Vitesse moyenne des courants de marée en été*				m·s ⁻¹
Fetch	Somme du fetch (indicateur indirect de l'exposition)	Script Python (Gegr 2014)	50 m	-	centaines de km**
Substrat	Type de substrat (roche, mélange, sable, vase)	Substrat du fond (Gegr et Haggarty 2017)	20 m, 100 m	-	par catégorie

ANNEXE D. ESTIMATION D'UN INDICE DE L'ABONDANCE NORMALISÉ POUR LES RELEVÉS DE L'ORMEAU NORDIQUE AUX SITES REPÈRES DU MPO

À l'instar des méthodes de Curtis et Zhang (2018), on a utilisé un modèle à obstacle bayésien pour estimer les densités annuelles moyennes *a posteriori* de l'ormeau et les intervalles de crédibilité de 95 % pour chaque région de relevé (c.-à-d. pour la côte ouest de Haida Gwaii, la côte est de Haida Gwaii, la côte centrale, la côte ouest de l'île de Vancouver et le détroit de la Reine-Charlotte) et pour les régions de relevé regroupées du nord de la Colombie-Britannique (la côte est de Haida Gwaii, la côte ouest de Haida Gwaii et la côte centrale combinées). Ce modèle est un mélange de deux sous-modèles statistiques : le modèle binomial et le modèle log-normal. On utilise la distribution binomiale pour modéliser les probabilités d'observation des densités non nulles de l'ormeau à un site repère, et la distribution log-normale pour modéliser les variations des densités non nulles de l'ormeau :

$$\begin{cases} W_y \sim dbin(p_y, T_y) \\ D_{y,j} \sim dlnorm(\log \hat{D}_{y,j}, \sigma^2) \end{cases} \quad (D.1)$$

où W est le nombre de sites repères avec des densités non nulles, T est le nombre total de sites repères ayant fait l'objet de relevés, p est la probabilité d'observer au moins un ormeau (densité non nulle) à un site repère, $D_{y,j}$ est la densité non nulle d'ormeaux observée, $\log \hat{D}$ est la densité non nulle de l'ormeau prévue sur l'échelle logarithmique, σ est l'écart-type sur l'échelle logarithmique et les indices y et j correspondent à l'année de relevé et au site repère, respectivement.

On suppose que la probabilité, p , varie selon les années de relevé et elle est associée à l'effet de l'année par la fonction de lien logit :

$$\text{logit}(p_y) = \kappa + H_y \quad (D.2)$$

où κ est l'ordonnée d'origine et H est l'effet de l'année sur p .

Les densités non nulles sur l'échelle logarithmique ($\log \hat{D}$) devaient varier d'une année à l'autre, mais aussi en fonction des conditions environnementales aux sites repères. Dans une analyse exploratoire (Hansen et al. 2020), on a analysé les ensembles de données des régions de relevé regroupées du nord de la Colombie-Britannique (côte centrale, côte est de Haida Gwaii, côte ouest de Haida Gwaii) et du sud de la Colombie-Britannique (détroit de la Reine-Charlotte, côte ouest de l'île de Vancouver, bassin de Géorgie) par modélisation additive généralisée (MAG) afin de déterminer les covariables environnementales qui pourraient servir à normaliser la série chronologique (de 1978 à 2018). Les analyses ont ajusté les modèles MAG aux données sur la densité à l'aide d'un groupe de variables explicatives censées influencer la répartition et l'abondance de l'ormeau. Les modèles ajustent les données sur la densité avec une distribution de l'erreur de Tweedie et une élimination descendante des covariables non significatives. Les variables comprenaient les données recueillies au moment du relevé (profondeur, abondance des étoiles de mer), l'occupation par la loutre de mer (présence/absence, voir les méthodes à l'annexe B), l'exposition à l'action des vagues estimée pour chaque site, ainsi que les variables matricielles provenant de la bathymétrie des fonds marins compilée (Davies et al. 2019), un modèle de substrat (Gregr et Haggarty 2017) et des sorties modélisées du Regional Ocean Model System (ROMS) (Masson et Fine 2012). Pour des renseignements détaillés, voir le tableau D.1 et Hansen et al. (2020). Pour les régions de relevé regroupées du nord de la Colombie-Britannique, plusieurs variables, dont la salinité, l'exposition du site repère, l'indice de rugosité vectorielle, l'indice de rugosité du terrain, l'indice de position topographique, le type de

substrat, la bathymétrie, la vitesse des courants de marée et l'occupation par la loutre de mer étaient significatives dans les modèles MAG pour les quatre catégories de taille de l'ormeau (tableau D.2, Hansen et al. 2020). Pour les régions de relevé regroupées du sud de la Colombie-Britannique, la vitesse moyenne des courants, l'occupation par la loutre de mer, la bathymétrie, l'aspect de la pente et le type de substrat étaient significatifs dans les modèles MAG pour les quatre catégories de taille de l'ormeau (tableau D.2, Hansen et al. 2020).

La densité logarithmique non nulle prévue, $\log \hat{D}$, a été liée à l'effet de l'année et aux variables environnementales :

$$\log \hat{D}_{y,j} = \pi + G_y + \sum_{i=1}^n \phi \cdot E_{y,j,i} \quad (\text{D.3})$$

où G est l'effet de l'année, E est une covariable environnementale et π et ϕ sont les paramètres du modèle. Les indices y , j et i représentent l'année, le site de relevé et la covariable environnementale particulière, respectivement, et n indique le nombre de covariables environnementales utilisées dans le modèle. Avant de les utiliser dans le modèle, on a normalisé les valeurs des covariables environnementales en divisant la différence entre chaque valeur et la moyenne de cette covariable environnementale par l'écart-type. Toutes les covariables environnementales ont été normalisées, sauf les données sur la présence (valeur de 1) ou l'absence (valeur de 0) de loutres de mer.

On a calculé l'indice de densité de l'ormeau (I) pour l'année y à partir de l'effet de l'année, G , comme suit :

$$I_y = e^{G_y} \cdot p_y \quad (\text{D.4})$$

On a calculé la densité de l'ormeau pour l'année y à partir de l'indice de densité, I , comme suit :

$$\hat{D}_y = \frac{I_y}{\bar{I}} \cdot \bar{D} \quad (\text{D.5})$$

où \bar{I} est la moyenne des indices de densité, calculée en divisant la somme de I par le nombre total d'années, N , pour l'ensemble de données :

$$\bar{I} = \sum_y \frac{I_y}{N} \quad (\text{D.6})$$

et \bar{D} est la moyenne des densités de l'ormeau observées :

$$\bar{D} = \sum_y \frac{D_y}{N} \quad (\text{D.7})$$

Il manquait des données sur les covariables environnementales pour certains sites repères, en raison du manque de positions GPS pour quelques-uns certaines années. Pour ces sites repères, on a fait estimer (prédire) les variables environnementales par le modèle en fournissant les distributions *a priori* :

$$V_{y,j} \sim \text{dnorm}(\mu_V, \sigma_V^2) \quad (\text{D.8})$$

$$\mu_V \sim \text{dunif}(-1, 1) \quad (\text{D.9})$$

$$\sigma_V \sim \text{dunif}(0, 10) \quad (\text{D.10})$$

où $V_{y,j}$ représente la valeur normalisée de la covariable environnementale l'année y au site repère j . μ_V et σ_V sont respectivement la moyenne et l'écart-type des distributions *a priori*.

Des valeurs *a priori* vagues ont été fournies pour tous les paramètres du modèle. En particulier, on a attribué une distribution normale à κ et à π : on a attribué respectivement à $dnorm(0, 100^2)$. H_y et à G_y les distributions normales de $dnorm(0, \sigma_H^2)$ et $dnorm(0, \sigma_G^2)$, et H_1 et G_1 ont été définis comme $-\sum_{y=2}^N H_y$ et $-\sum_{y=2}^N G_y$. On a attribué une distribution uniforme à chacun des hyperparamètres σ_H et σ_G : $dunif(0, 10)$. On a également attribué une distribution normale aux coefficients, π et ϕ_i : $dnorm(0, 100^2)$. On a attribué une distribution uniforme à l'écart-type de la distribution log-normale, σ : $dunif(0, 10)$.

On a utilisé le logiciel JAGS (Plummer 2003) et le progiciel R2jags (Su et Yajima 2020) dans la version 4.0.2 de R (R Core Team 2020) pour les analyses bayésiennes. Deux chaînes ont été utilisées pour chaque exécution du modèle. Les 10 000 premiers échantillons MCCM ont été traités comme une période de rodage et ont donc été rejetés. Les 20 000 échantillons *a posteriori* suivants ont été obtenus à partir des deux chaînes. On a appliqué la méthode de Brooks et Gelman (Brooks et Gelman 1998) pour les diagnostics de convergence. La preuve de convergence était justifiée, car le rapport de la variance *a posteriori* groupée sur la variance moyenne dans l'échantillon s'écartait peu de 1. On peut supposer la convergence lorsque ce rapport est inférieur à 1,05 (Lunn et al. 2013). Les rapports sont inférieurs à 1,01 dans nos analyses. Cependant, pour la catégorie des grands adultes (longueur de la coquille ≥ 100 mm) dans les régions de relevé de la côte ouest de Haida Gwaii et de la côte ouest de l'île de Vancouver, le nombre d'échantillons *a posteriori* a été porté à 100 000 après que les 100 000 premiers échantillons MCCM ont été rejetés en tant que période de rodage en raison d'un manque de convergence avec moins d'itérations. Le modèle de la région de relevé de la côte ouest de l'île de Vancouver pour la catégorie des grands adultes a convergé avec l'augmentation du nombre d'itérations, mais pas celui pour la région de relevé de la côte ouest de Haida Gwaii. Cela est probablement dû à la courte série chronologique (trois ans), dont une année avec aucune observation d'ormeau dans la catégorie des grands adultes. Les densités moyennes estimées des grands ormeaux adultes dans la région de relevé de la côte ouest de Haida Gwaii doivent être interprétées avec prudence.

Tableau D.1. Définitions des covariables environnementales utilisées dans le modèle à obstacle bayésien pour produire les indices normalisés de la densité de l'ormeau nordique, y compris les variables matricielles à partir de la bathymétrie des fonds marins compilée (Davies et al. 2019), un modèle de substrat (Grepr et Haggarty 2017) et des sorties modélisées du Regional Ocean Model System (ROMS) (Masson et Fine 2012). Voir plus de précisions dans Hansen et al. (2020) et l'annexe B.

Variable	Unité	Définition
Salinité	ppm	Salinité moyenne du fond en été (de 1998 à 2007) d'après les sorties du modèle ROMS
Vitesse des courants de marée (Marées)	m·s ⁻¹	Vitesse moyenne des courants de marée en été (de 1998 à 2007) selon les sorties du modèle ROMS
Vitesse moyenne des courants (Courants)	m·s ⁻¹	Vitesse moyenne des courants autres que de marée en été (de 1998 à 2007) selon les sorties du modèle ROMS
Bathymétrie (Bathy)	m	Modèle altimétrique numérique (MAN) bathymétrique de la Colombie-Britannique d'après de la bathymétrie compilée des fonds marins
Indice de rugosité de terrain (IRT)	–	Moyenne des différences absolues entre la valeur d'une cellule et les valeurs des huit cellules environnantes, dérivées de la bathymétrie
Indice de rugosité vectorielle (IRV)	–	Différence moyenne entre la valeur d'une cellule et celle de ses voisines, mais en tenant compte des différences liées à la pente locale du fond marin dérivée de la bathymétrie
Indice de position topographique (IPT)	–	Différence entre la valeur d'une cellule et la valeur moyenne des huit cellules environnantes, indiquant que le site se trouvait sur une « colline » ou dans une « vallée » par rapport à son environnement, dérivée de la bathymétrie
Aspect de la pente (Aspect)	degrés	Direction de la pente du fond marin, dérivée de la bathymétrie
Exposition du site (Fetch)	m	Exposition calculée comme la somme de la distance de chaque site à la terre dans les directions cardinales à des intervalles de 30 degrés, dérivée de la bathymétrie
Type de substrat (Substrat)	–	Type de substrat prévu (vase, sable, mélange ou roche) interpolé à un quadrillage de 20 m sur 20 m, dérivé d'un modèle de substrat
Occupation par la loutre de mer selon l'avis d'experts (PA de loutres)	–	Présence/absence de loutres de mer à chaque site repère (y compris l'avis d'experts pour les régions du DRC et de la COIV)

Tableau D.2. Variables environnementales incluses dans le modèle à obstacle bayésien pour chaque classe de taille de l'ormeau nordique : total (longueur de la coquille ≥ 20 mm), juvénile (longueur de la coquille de ≥ 20 à < 70 mm), adulte (longueur de la coquille ≥ 70 mm), grand adulte (longueur de la coquille ≥ 100 mm).

Variable	Nord de la Colombie-Britannique				Sud de la Colombie-Britannique			
	Total	Juveniles	Adultes	Grands adultes	Total	Juveniles	Adultes	Grands adultes
Salinité	X	X	X	X				
Marées		X	X	X				
Courants					X	X		
Bathy			X			X		
IRT	X	X						
IRV	X	X		X				
IPT				X				
Aspect						X		
Fetch	X	X	X	X				
Substrat		X						X
PA de loutres			X		X		X	

ANNEXE E. DENSITÉS DE L'ORMEAU NORDIQUE ESTIMÉES SELON LES RELEVÉS DE L'OREMAU NORDIQUE AUX SITES REPÈRES DU MPO

Tableau E.1. Densités moyennes a posteriori (ormeau/m²) et intervalles de crédibilité de 95 % pour l'ormeau nordique par catégorie de taille (selon la longueur de la coquille) dans la région de relevé de la côte centrale (CC), estimées à l'aide du modèle à obstacle bayésien normalisé par les variables environnementales aux sites repères (voir l'annexe D). OD est la densité moyenne observée, MED est la densité moyenne a posteriori estimée, LED est la limite inférieure de l'intervalle de crédibilité de 95 % (quantile de 2,5 %), UED est la limite supérieure de l'intervalle de crédibilité de 95 % (quantile de 97,5 %) et n est le nombre de sites repères inclus. Les données proviennent des relevés de l'ormeau nordique aux sites repères que le MPO a effectués de 1978 à 2016.

Année	n	Total (≥ 20 mm)				Juvéniles (de ≥ 20 mm à < 70 mm)				Adultes (≥ 70 mm)				Grands adultes (≥ 100 mm)			
		OD	MED	LED	UED	OD	MED	LED	UED	OD	MED	LED	UED	OD	MED	LED	UED
1978	12	2,40	2,99	1,85	4,48	0,27	0,46	0,22	0,81	2,13	2,38	1,44	3,54	1,10	1,12	0,79	1,46
1979	14	2,86	2,73	1,74	4,01	0,61	0,63	0,38	0,95	2,25	1,93	1,20	2,86	0,60	0,44	0,28	0,63
1980	19	3,01	3,02	1,99	4,23	1,35	1,12	0,74	1,57	1,66	1,64	1,04	2,39	0,26	0,25	0,15	0,38
1983	42	1,57	1,51	1,10	2,01	0,36	0,36	0,25	0,49	1,21	1,22	0,86	1,66	0,24	0,28	0,19	0,38
1985	28	1,49	1,55	1,08	2,13	0,32	0,34	0,22	0,50	1,17	1,22	0,83	1,70	0,33	0,30	0,21	0,42
1989	26	0,56	0,51	0,34	0,74	0,14	0,18	0,09	0,30	0,42	0,48	0,30	0,73	0,11	0,15	0,09	0,23
1993	32	0,46	0,51	0,35	0,71	0,15	0,21	0,14	0,30	0,32	0,36	0,24	0,52	0,08	0,10	0,06	0,16
1997	46	0,42	0,40	0,28	0,54	0,12	0,14	0,08	0,22	0,30	0,28	0,19	0,41	0,10	0,11	0,07	0,17
2001	55	0,27	0,26	0,18	0,36	0,10	0,14	0,09	0,21	0,17	0,19	0,12	0,29	0,04	0,05	0,03	0,09
2006	68	0,39	0,35	0,25	0,47	0,16	0,19	0,13	0,26	0,23	0,25	0,16	0,36	0,02	0,03	0,02	0,06
2011	76	0,90	0,79	0,60	1,01	0,47	0,46	0,35	0,59	0,44	0,40	0,28	0,53	0,07	0,09	0,06	0,14
2016	78	2,02	1,75	1,36	2,22	1,43	1,25	0,99	1,53	0,60	0,54	0,40	0,73	0,08	0,10	0,06	0,14

Tableau E.2. Densités moyennes a posteriori (orveau/m²) et intervalles de crédibilité de 95 % pour l'orveau nordique par catégorie de taille (selon la longueur de la coquille) dans la région de relevé de la côte est de Haïda Gwaii (CEHG), estimées à l'aide du modèle à obstacle bayésien normalisé par les variables environnementales aux sites repères (voir l'annexe D). OD est la densité moyenne observée, MED est la densité moyenne a posteriori estimée, LED est la limite inférieure de l'intervalle de crédibilité de 95 % (quantile de 2,5 %), UED est la limite supérieure de l'intervalle de crédibilité de 95 % (quantile de 97,5 %) et n est le nombre de sites repères inclus. Les données proviennent des relevés de l'orveau nordique aux sites repères que le MPO a effectués de 1978 à 2017.

Année	n	Total (≥ 20 mm)				Juvéniles (de ≥ 20 mm à < 70 mm)				Adultes (≥ 70 mm)				Grands adultes (≥ 100 mm)			
		OD	MED	LED	UED	OD	MED	LED	UED	OD	MED	LED	UED	OD	MED	LED	UED
1978	51	2,53	2,84	2,11	3,64	1,27	1,27	0,95	1,65	1,25	1,45	1,03	1,91	0,29	0,33	0,23	0,44
1979	9	2,46	2,53	1,46	3,98	0,56	0,60	0,32	0,98	1,91	1,50	0,83	2,37	0,67	0,45	0,26	0,69
1984	70	0,52	0,49	0,35	0,64	0,22	0,22	0,15	0,30	0,30	0,34	0,23	0,48	0,09	0,12	0,08	0,17
1987	69	0,64	0,66	0,48	0,86	0,23	0,24	0,17	0,33	0,41	0,43	0,30	0,58	0,20	0,21	0,15	0,28
1990	69	0,46	0,42	0,31	0,56	0,19	0,24	0,16	0,33	0,27	0,28	0,19	0,38	0,10	0,12	0,08	0,17
1994	69	0,29	0,29	0,21	0,38	0,11	0,14	0,10	0,19	0,18	0,19	0,13	0,26	0,06	0,08	0,05	0,11
1998	115	0,56	0,57	0,44	0,72	0,22	0,26	0,20	0,33	0,34	0,35	0,25	0,46	0,11	0,13	0,09	0,17
2002	68	0,33	0,36	0,25	0,50	0,18	0,23	0,15	0,32	0,15	0,20	0,13	0,30	0,04	0,07	0,04	0,11
2007	82	0,41	0,40	0,29	0,52	0,26	0,29	0,21	0,38	0,15	0,17	0,11	0,25	0,03	0,04	0,02	0,07
2012	84	0,83	0,86	0,64	1,10	0,46	0,51	0,39	0,66	0,37	0,40	0,28	0,55	0,05	0,07	0,04	0,11
2017	84	3,02	2,64	2,06	3,24	2,66	2,37	1,98	2,79	0,36	0,37	0,26	0,50	0,05	0,07	0,04	0,10

Tableau E.3. Densités moyennes a posteriori (orveau/m²) et intervalles de crédibilité de 95 % pour l'orveau nordique par catégorie de taille (selon la longueur de la coquille) dans la région de relevé de la côte ouest de Haïda Gwaii (COHG), estimées à l'aide du modèle à obstacle bayésien normalisé par les variables environnementales aux sites repères (voir l'annexe D). OD est la densité moyenne observée, MED est la densité moyenne a posteriori estimée, LED est la limite inférieure de l'intervalle de crédibilité de 95 % (quantile de 2,5 %), UED est la limite supérieure de l'intervalle de crédibilité de 95 % (quantile de 97,5 %) et n est le nombre de sites repères inclus. Les données proviennent des relevés de l'orveau nordique aux sites repères que le MPO a effectués de 2008 à 2018.

Année	n	Total (≥ 20 mm)				Juvéniles (de ≥ 20 mm à < 70 mm)				Adultes (≥ 70 mm)				Grands adultes (≥ 100 mm)			
		OD	MED	LED	UED	OD	MED	LED	UED	OD	MED	LED	UED	OD	MED	LED	UED
2008	39	0,69	0,85	0,58	1,16	0,63	0,76	0,51	1,06	0,06	0,10	0,04	0,19	0,00	0,00	0,00	0,05
2013	48	1,03	1,21	0,93	1,51	0,72	0,83	0,60	1,11	0,32	0,33	0,24	0,42	0,02	0,01	0,00	0,03
2018	50	2,21	1,88	1,51	2,24	1,72	1,47	1,14	1,79	0,49	0,44	0,34	0,55	0,04	0,04	0,01	0,05

Tableau E.4. Densités moyennes a posteriori (orveau/m²) et intervalles de crédibilité de 95 % pour l'orveau nordique par catégorie de taille (selon la longueur de la coquille) dans la région de relevé du détroit de la Reine-Charlotte (DRC), estimées à l'aide du modèle à obstacle bayésien normalisé par les variables environnementales aux sites repères (voir l'annexe D). OD est la densité moyenne observée, MED est la densité moyenne a posteriori estimée, LED est la limite inférieure de l'intervalle de crédibilité de 95 % (quantile de 2,5 %), UED est la limite supérieure de l'intervalle de crédibilité de 95 % (quantile de 97,5 %) et n est le nombre de sites repères inclus. Les données proviennent des relevés de l'orveau nordique aux sites repères que le MPO a effectués de 2004 à 2014.

Année	n	Total (≥ 20 mm)				Juvéniles (de ≥ 20 mm à < 70 mm)				Adultes (≥ 70 mm)				Grands adultes (≥ 100 mm)			
		OD	MED	LED	UED	OD	MED	LED	UED	OD	MED	LED	UED	OD	MED	LED	UED
2004	19	0,04	0,06	0,02	0,11	0,02	0,02	0,00	0,05	0,02	0,04	0,01	0,06	<0,01	0,01	0,00	0,02
2009	34	0,11	0,10	0,06	0,14	0,04	0,04	0,02	0,06	0,07	0,06	0,04	0,09	0,02	0,02	0,01	0,03
2014	34	0,09	0,08	0,05	0,12	0,04	0,04	0,02	0,06	0,06	0,05	0,03	0,08	0,03	0,02	0,01	0,03

Tableau E.5. Densités moyennes a posteriori (ormeau/m²) et intervalles de crédibilité de 95 % pour l'ormeau nordique par catégorie de taille (selon la longueur de la coquille) dans la région de relevé de la côte ouest de l'île de Vancouver (COIV), estimées à l'aide du modèle à obstacle bayésien normalisé par les variables environnementales aux sites repères (voir l'annexe D). OD est la densité moyenne observée, MED est la densité moyenne a posteriori estimée, LED est la limite inférieure de l'intervalle de crédibilité de 95 % (quantile de 2,5 %), UED est la limite supérieure de l'intervalle de crédibilité de 95 % (quantile de 97,5 %) et n est le nombre de sites repères inclus. Les données proviennent des relevés de l'ormeau nordique aux sites repères que le MPO a effectués de 2003 à 2018.

Année	n	Total (≥ 20 mm)				Juvéniles (de ≥ 20 mm à < 70 mm)				Adultes (≥ 70 mm)				Grands adultes (≥ 100 mm)			
		OD	MED	LED	UED	OD	MED	LED	UED	OD	MED	LED	UED	OD	MED	LED	UED
2003	18	0,16	0,16	0,08	0,25	0,09	0,09	0,04	0,15	0,07	0,07	0,04	0,10	0,01	0,01	0,00	0,01
2008	23	0,11	0,13	0,08	0,19	0,07	0,09	0,05	0,12	0,04	0,04	0,02	0,07	<0,01	0,00	0,00	0,01
2013	62	0,09	0,11	0,07	0,16	0,07	0,08	0,06	0,11	0,02	0,03	0,01	0,05	0,00	0,00	0,00	0,01
2018	59	0,26	0,21	0,15	0,29	0,16	0,13	0,10	0,18	0,11	0,09	0,06	0,12	0,01	0,00	0,00	0,01

ANNEXE F. HISTOGRAMMES DES FRÉQUENCES DE TAILLE DE L'ORMEAU NORDIQUE

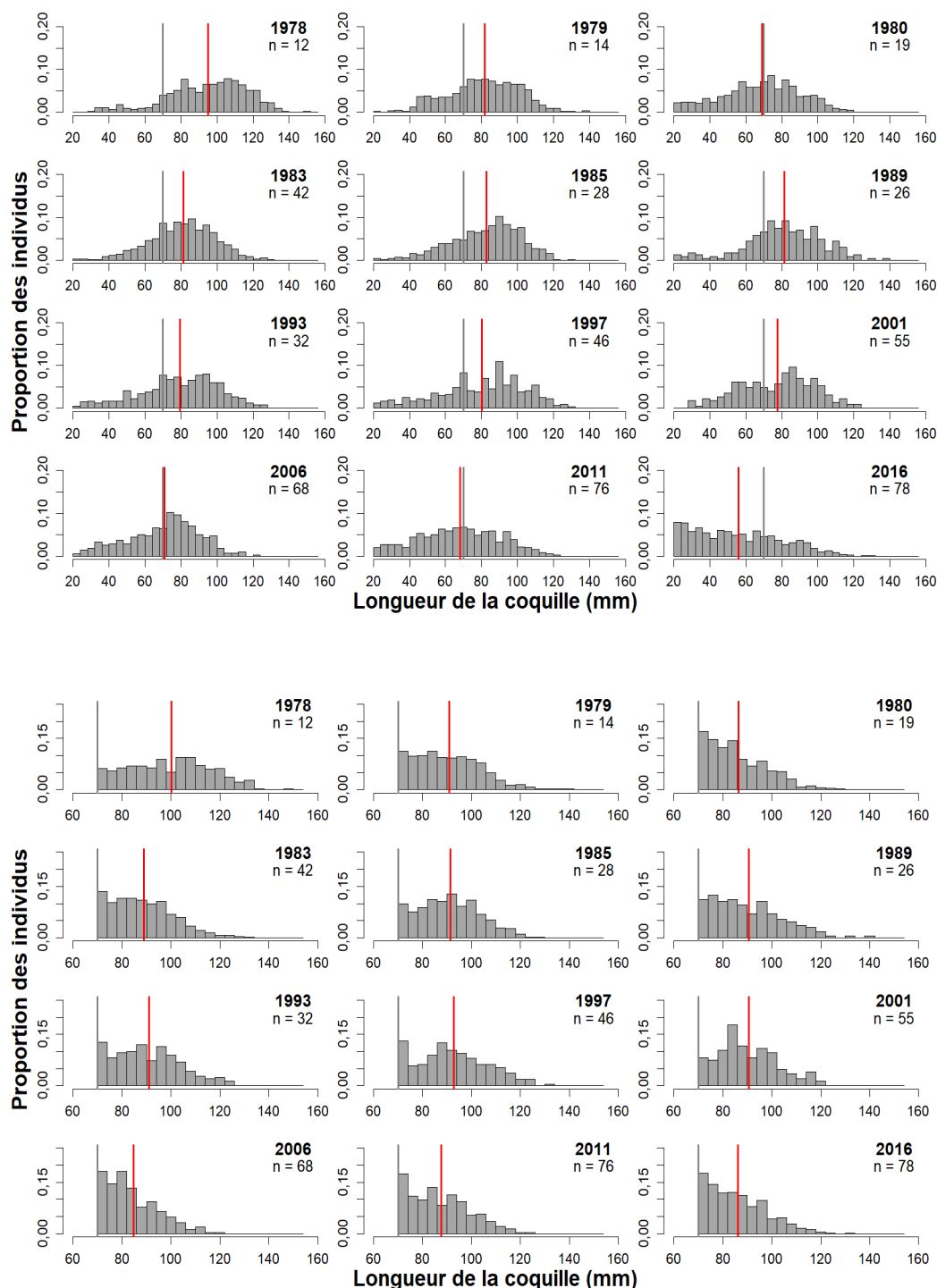


Figure F.1. Fréquences de taille pour tous les ormeaux nordiques (≥ 20 mm, graphique supérieur) et les ormeaux nordiques adultes (≥ 70 mm, graphique inférieur) mesurés pendant les relevés du MPO aux sites repères dans la région de relevé de la côte centrale (CC) entre 1978 et 2016, où n est le nombre de sites repères faisant l'objet d'un relevé chaque année. La ligne verticale rouge est la longueur moyenne (mm) pour l'année en question. La ligne grise est le début de la catégorie de taille des adultes (≥ 70 mm).

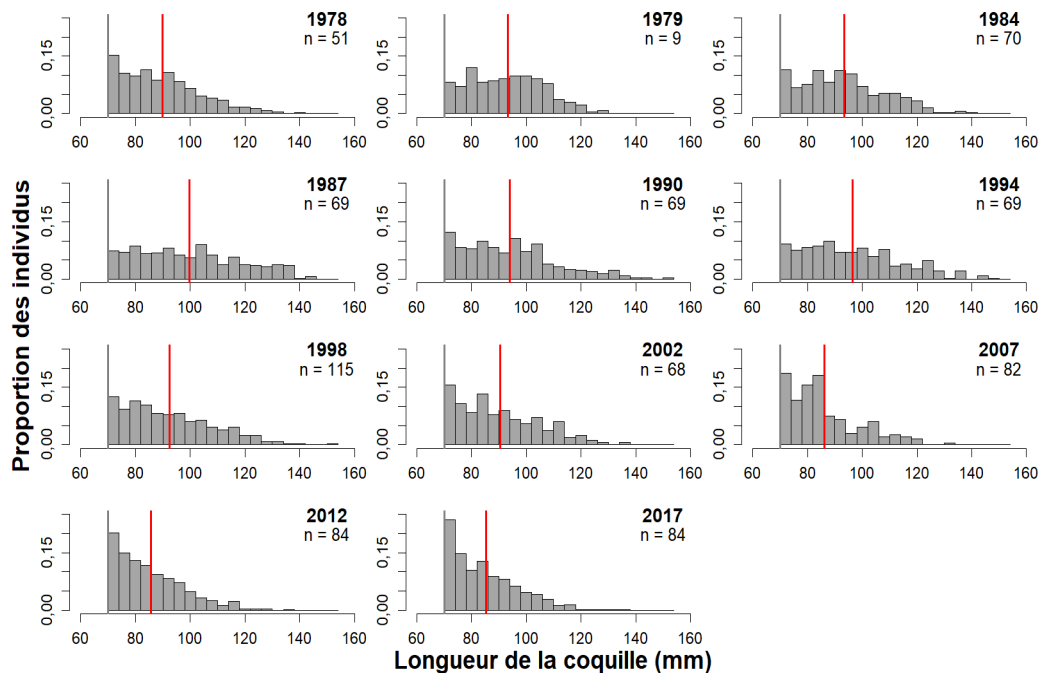
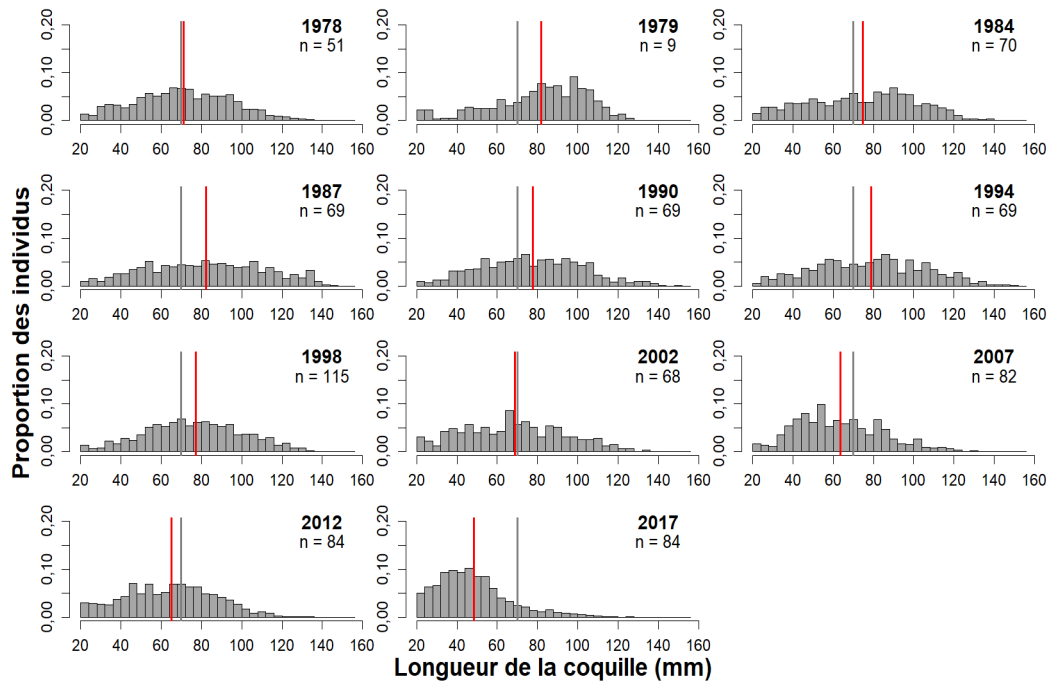


Figure F.2. Fréquences de taille pour tous les ormeaux nordiques (≥ 20 mm, graphique supérieur) et les ormeaux nordiques adulte (≥ 70 mm, graphique inférieur), mesurés pendant les relevés du MPO aux sites repères dans la région de relevé de la côte est de Haïda Gwaii (CEHG) entre 1978 et 2017, où n est le nombre de sites repères faisant l'objet d'un relevé chaque année. La ligne verticale rouge est la longueur moyenne (mm) pour l'année en question. La ligne grise est le début de la catégorie de taille des adultes (≥ 70 mm).

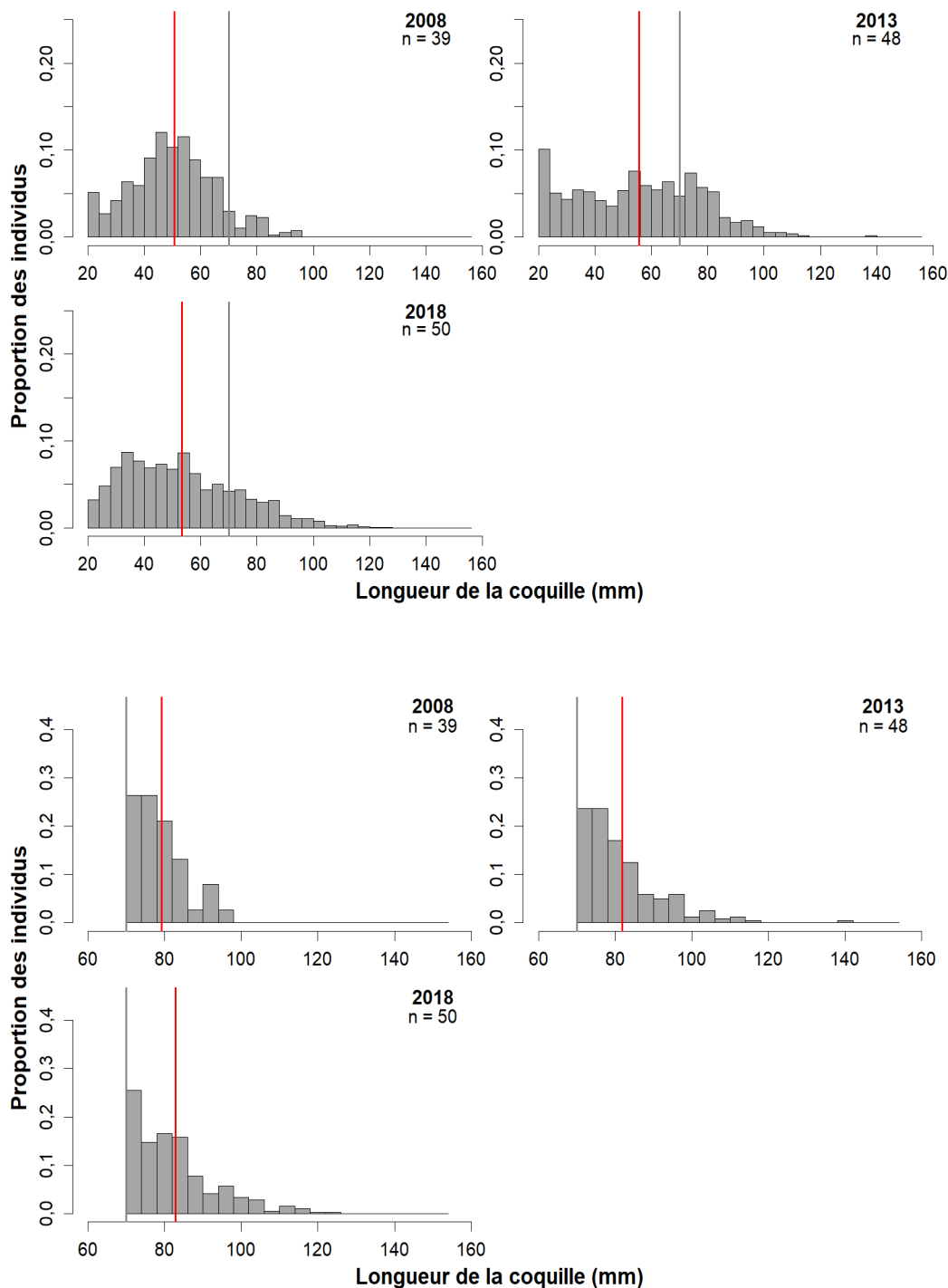


Figure F.3. Fréquences de taille pour tous les ormeaux nordiques (≥ 20 mm, graphique supérieur) et les ormeaux nordiques adultes (≥ 70 mm, graphique inférieur), mesurés pendant les relevés du MPO aux sites repères dans la région de relevé de la côte ouest de Haïda Gwaii (COHG) entre 2008 et 2018, où n est le nombre de sites repères faisant l'objet d'un relevé chaque année. La ligne verticale rouge est la longueur moyenne (mm) pour l'année en question. La ligne grise est le début de la catégorie de taille des adultes (≥ 70 mm).

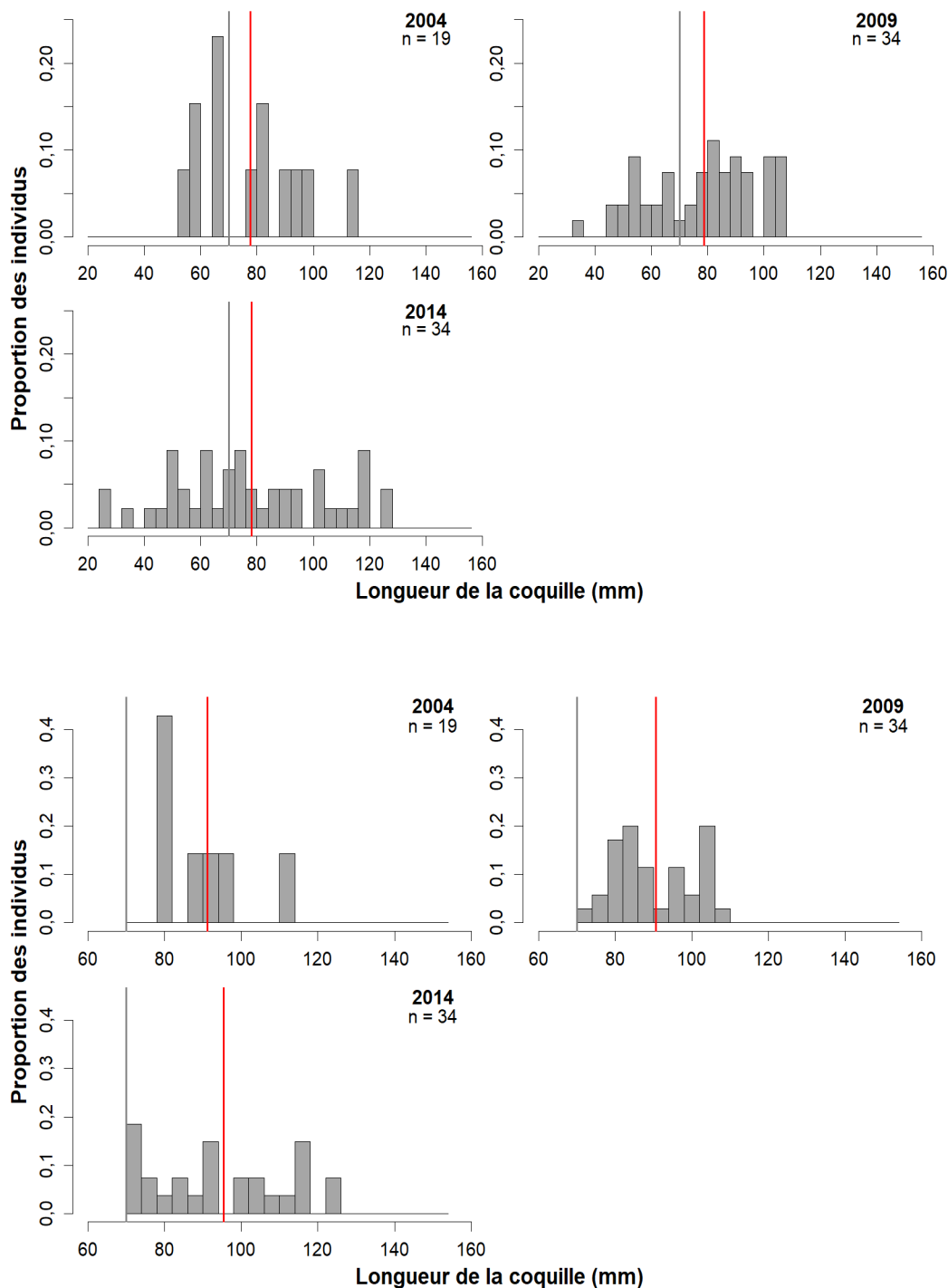


Figure F.4. Fréquences de taille pour tous les ormeaux nordiques (≥ 20 mm, graphique supérieur) et les ormeaux nordiques adultes (≥ 70 mm, graphique inférieur), mesurés pendant les relevés du MPO aux sites repères dans la région de relevé du détroit de la Reine-Charlotte (DRC) entre 2004 et 2014, où n est le nombre de sites repères faisant l'objet d'un relevé chaque année. La ligne verticale rouge est la longueur moyenne (mm) pour l'année en question. La ligne grise est le début de la catégorie de taille des adultes (≥ 70 mm).

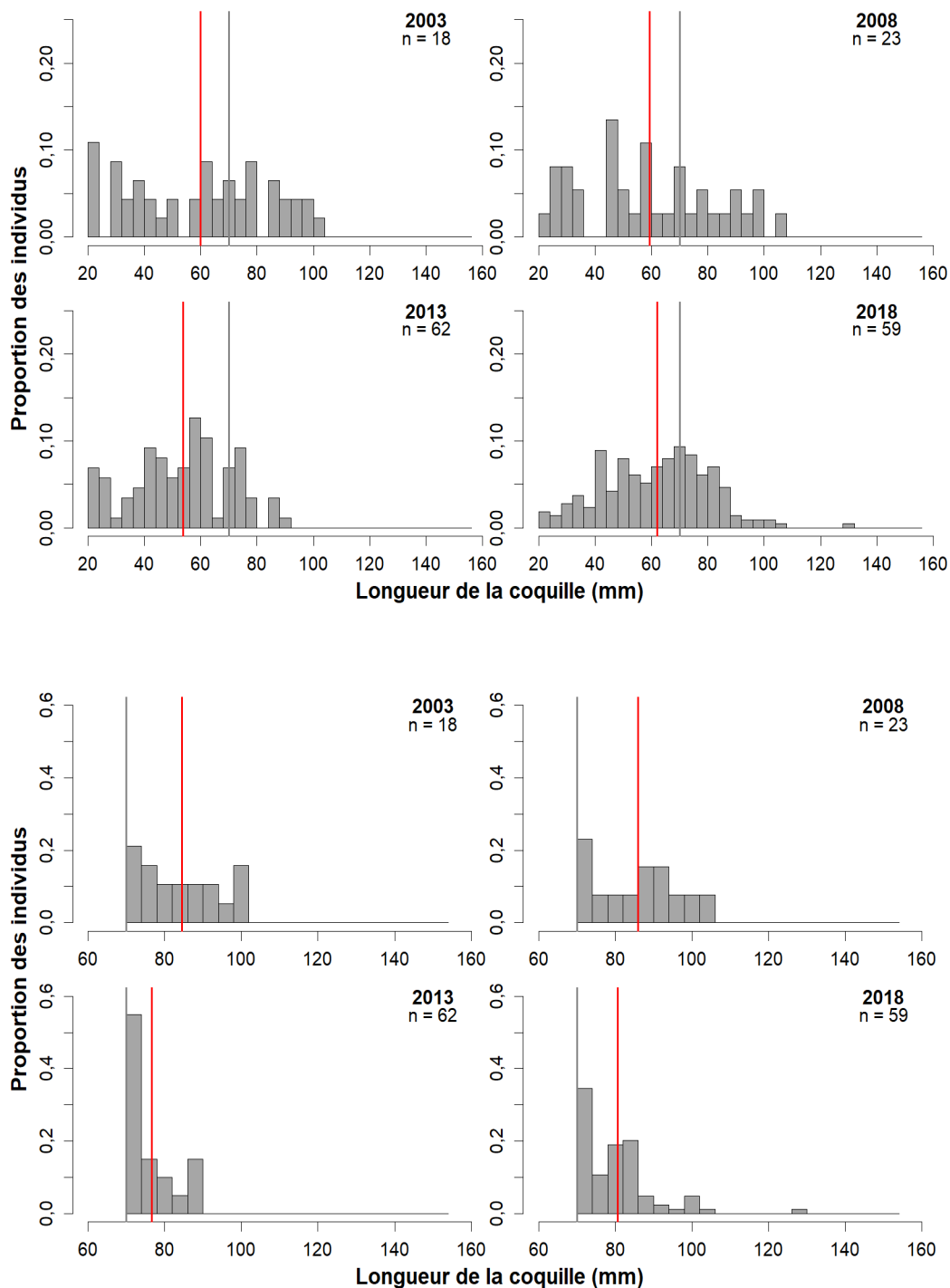


Figure F.5. Fréquences de taille pour tous les ormeaux nordiques (≥ 20 mm, graphique supérieur) et les ormeaux nordiques adultes (≥ 70 mm, graphique inférieur), mesurés pendant les relevés du MPO aux sites repères dans la région de relevé de la côte ouest de l'île de Vancouver (COIV) entre 2003 et 2018, où n est le nombre de sites repères faisant l'objet d'un relevé chaque année. La ligne verticale rouge est la longueur moyenne (mm) pour l'année en question. La ligne grise est le début de la catégorie de taille des adultes (≥ 70 mm).

ANNEXE G. SYMBOLES MATHÉMATIQUES UTILISÉS DANS LES MODÈLES

Tableau G.1. Symboles mathématiques utilisés dans les modèles et leur signification.

Modèle	Symbole	Signification
Probabilité de comportement cryptique	C_i	État d'être cryptique ou émergent pour l'individu i
	ρ_i	Probabilité d'être cryptique pour l'individu i
	L_i	Longueur de la coquille (mm) pour l'individu i
	α	Point d'intersection du modèle linéaire corrélant ρ_i sur l'échelle logit avec L_i
	β	Coefficient de régression de L_i dans le modèle linéaire corrélant ρ_i sur l'échelle logit avec L_i
Estimation de la mortalité	Z	Taux de mortalité annuelle instantanée totale (taux de mortalité naturelle annuelle instantanée + taux de braconnage annuel instantané)
	$d_{y,a}$	Densité observée (m^{-2}) d'ormeaux dont la longueur de la coquille > 70 mm dans la zone de relevé a pendant l'année de relevé y
	$\tilde{d}_{y,a}$	Densité prévue d'ormeaux dont la longueur de la coquille > 70 mm dans la zone de relevé a pendant l'année de relevé y d'après les données du relevé précédent, en supposant une mortalité nulle
	ω_y	Nombre d'années entre le relevé mené pendant l'année y et le relevé précédent
	φ	Écart normal généré aléatoirement
	$R4$	Densité générée aléatoirement des ormeaux de 4 ans dont la longueur de la coquille > 70 mm (nouvelles recrues)
	$R5$	Densité générée aléatoirement des ormeaux de 5 ans dont la longueur de la coquille > 70 mm (nouvelles recrues)
	f	Paramètre d'identification de 0 ou 1 (selon le nombre d'années entre deux relevés consécutifs)
	ε	Écart normal
	Estimation de la densité	W_y
T_y		Nombre total de sites repères ayant fait l'objet d'un relevé pendant l'année de relevé y
p_y		Probabilité d'observer une densité non nulle dans un site repère pendant l'année de relevé y
H_y		Effet de l'année de relevé y sur p_y sur l'échelle logit
κ		Point d'intersection du modèle linéaire corrélant p_y sur l'échelle logit à H_y
D_{yj}		Densité non nulle observée (m^{-2}) au site repère j pendant l'année de relevé y
$\log \hat{D}_{yj}$		Densité non nulle prévue (m^{-2}) sur l'échelle logarithmique au site repère j pendant l'année de relevé y
σ		Écart-type sur l'échelle logarithmique pour la distribution log-normale de D_{yj}
G_y		Effet de l'année de relevé y sur $\log \hat{D}_{yj}$
$E_{y,j,i}$		Covariable environnementale i pour le site de référence j pendant l'année de relevé y
π		Point d'intersection du modèle linéaire corrélant $\log \hat{D}_{yj}$ à G_y et $E_{y,j,i}$
ϕ_i		Coefficient de régression sur la covariable environnementale i dans le modèle linéaire corrélant $\log \hat{D}_{yj}$ à G_y et $E_{y,j,i}$
I_y		Indice de densité pour l'année de relevé y
\hat{D}_y		Densité estimée pour l'année de relevé y
N		Nombre d'années dans l'ensemble de données
\bar{D}		Densité moyenne observée pendant les années de relevé
\bar{I}		Indice de densité moyenne pendant les années de relevé
$V_{y,j}$	Valeur normalisée d'une covariable environnementale pour l'année y au site repère j	
μ_V	Moyenne de la distribution <i>a priori</i> sur la covariable environnementale V	
σ_V	Écart-type de la distribution <i>a priori</i> sur la covariable environnementale V	
σ_G	Écart-type de la distribution <i>a priori</i> sur l'effet de l'année G_y	
σ_H	Écart-type de la distribution <i>a priori</i> sur l'effet de l'année H_y	