



Secrétariat canadien des avis scientifiques (SCAS)

Document de recherche 2023/010

Région du Pacifique

Application de méthodes d'estimation des points de référence limites à des unités de gestion des stocks de saumons du Pacifique dans le cadre d'études de cas

Kendra Holt¹ Carrie A. Holt² Luke Warkentin³ Catarina Wor² Brooke Davis³ Michael Arbeider⁴
Jessy Bokvist⁵ Sabrina Crowley⁶ Sue Grant⁷ Wilf Luedke⁵ Diana McHugh⁵ Candace Picco⁸
Pieter Van Will⁵

¹Pêches et Océans Canada, Institut des sciences de la mer
9860, chemin West Saanich
Sidney (C.-B.) V8L 5T5

²Pêches et Océans Canada, Station biologique du Pacifique
3190, chemin Hammond Bay
Nanaimo (C.-B.) V9T 6N7

³Pêches et Océans Canada, bureau d'Annacis
100, promenade Annacis, unité 3
Delta (C.-B.) V3M 6A2

⁴Pêches et Océans Canada, bureau du secteur de l'intérieur de la Colombie-Britannique
986, place McGill
Kamloops (C.-B.) V2C 6X6

⁵Pêches et Océans Canada, bureau du secteur de la côte sud
3225, chemin Stephenson Point
Nanaimo (C.-B.) V9T 1K3

⁶Conseil tribal de Nuu-chah-nulth
5001, chemin Mission
Port Alberni (C.-B.) V9Y 8X9

⁷Pêches et Océans Canada, administration régionale du Pacifique
401, rue Burrard, bureau 200
Vancouver (C.-B.) V6C 3S4

⁸Ha'oom Fisheries Society
320, chemin Opitsaht IR
Tofino (C.-B.) V0R 2Z0

Avant-propos

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

Publié par:

Pêches et Océans Canada
Secrétariat canadien des avis scientifiques
200, rue Kent
Ottawa 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 le Roi du chef du Canada, représenté par le ministre du
ministère des Pêches et des Océans, 2023

ISSN 2292-4272

ISBN 978-0-660-46978-2 N° cat. Fs70-5/2023-010F-PDF

La présente publication doit être citée comme suit :

Holt, K.R., Holt, C.A., Warkentin, L., Wor, C., Davis, B., Arbeider, M., Bokvist, J., Crowley, S., Grant, S., Luedke, W., McHugh, D., Picco, C., et Van Will, P. 2023. Application de méthodes d'estimation des points de référence limites à des unités de gestion des stocks de saumons du Pacifique dans le cadre d'études de cas. Secr. can. des avis sci. du MPO. Doc. de rech. 2023/010. v + 150 p.

Also available in English:

Holt, K.R., Holt, C.A., Warkentin, L., Wor, C., Davis, B., Arbeider, M., Bokvist, J., Crowley, S., Grant, S., Luedke, W., McHugh, D., Picco, C., and Van Will, P. 2023. Case Study Applications of LRP Estimation Methods to Pacific Salmon Stock Management Units. DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2023/010. iv + 129 p.

TABLEAU DES MATIÈRES

RÉSUMÉ	v
1. INTRODUCTION	1
2. MÉTHODES D'ESTIMATION DES PRL	2
2.1. APERÇU	2
2.2. PRL FONDÉS SUR L'ÉTAT DES UC	4
2.3. PRL FONDÉS SUR L'ABONDANCE AGRÉGÉE	5
3. ÉTUDE DE CAS 1 : SAUMON COHO DU FRASER INTÉRIEUR	15
3.1. CONTEXTE	15
3.2. DONNÉES	19
3.3. ESTIMATION DE L'ÉTAT DES UC	20
3.4. ESTIMATION DES PRL FONDÉS SUR L'ÉTAT DES UC	24
3.5. ESTIMATION DES PRL FONDÉS SUR L'ABONDANCE AGRÉGÉE PAR RÉGRESSION LOGISTIQUE	28
3.6. ESTIMATION DES PRL FONDÉS SUR L'ABONDANCE AGRÉGÉE PAR PROJECTION	36
3.7. ÉVALUATION HISTORIQUE DE L'ÉTAT SELON LES MÉTHODES RELATIVES AUX PRL	45
3.8. DISCUSSION	50
4. ÉTUDE DE CAS 2 : SAUMON CHINOOK DE LA CÔTE OUEST DE L'ÎLE DE VANCOUVER	55
4.1. CONTEXTE	55
4.2. DONNÉES	58
4.3. ESTIMATION DE L'ÉTAT À L'ÉCHELLE DES INLETS ET DES UC	61
4.4. ESTIMATION DES PRL FONDÉS SUR L'ÉTAT DES UC	64
4.5. ESTIMATION DES PRL FONDÉS SUR L'ABONDANCE AGRÉGÉE PAR RÉGRESSION LOGISTIQUE	64
4.6. ESTIMATION DES PRL FONDÉS SUR L'ABONDANCE AGRÉGÉE PAR PROJECTION	64
4.7. ÉVALUATION HISTORIQUE DE L'ÉTAT SELON LES MÉTHODES RELATIVES AUX PRL	75
4.8. DISCUSSION	76
5. ÉTUDE DE CAS 3 : SAUMON KÉTA DE LA CÔTE SUD INTÉRIEURE, À L'EXCLUSION DES UC DU FLEUVE FRASER	79
5.1. CONTEXTE	79
5.2. DONNÉES	82
5.3. ESTIMATION DE L'ÉTAT DES UC	83
5.4. ESTIMATION DES PRL FONDÉS SUR L'ÉTAT DES UC	85
5.5. ESTIMATION DES PRL FONDÉS SUR L'ABONDANCE AGRÉGÉE PAR RÉGRESSION LOGISTIQUE	88
5.6. ÉVALUATION HISTORIQUE DE L'ÉTAT SELON LES MÉTHODES RELATIVES AUX PRL	90
5.7. DISCUSSION	92
6. LEÇONS APPRISSES DES APPLICATIONS DANS LE CADRE DES ÉTUDES DE CAS	96
7. REMERCIEMENTS	100
8. RÉFÉRENCES CITÉES	105
ANNEXE A. LIENS MENANT AUX DONNÉES ET AUX ANALYSES	110

ANNEXE B. DOCUMENTATION DU MODÈLE SAMSIM	111
ANNEXE C. RENSEIGNEMENTS À L'APPUI DE L'ÉTUDE DE CAS SUR LE SAUMON COHO DU FRASER INTÉRIEUR	123
ANNEXE D. SENSIBILITÉ DES PRL DE PROJECTION AUX TAUX D'EXPLOITATION . .	135
ANNEXE E. RENSEIGNEMENTS À L'APPUI DE L'ÉTUDE DE CAS SUR LE SAUMON KÉTA DE LA CÔTE SUD INTÉRIEURE	142

RÉSUMÉ

La *Loi sur les pêches* révisée exige que des points de référence limite (PRL) soient déterminés pour tous les grands stocks de poissons. Pour les saumons du Pacifique, les grands stocks de poissons sont représentés par des unités de gestion des stocks (UGS). Une UGS est composée d'une ou de plusieurs unités de conservation (UC) du saumon, qui sont les unités utilisées lors des évaluations en vertu de la Politique concernant le saumon sauvage (PSS). Nous présentons des méthodes d'estimation des PRL au à l'échelle de l'UGS qui intègrent les états des UC selon la PSS. Dans le cadre d'études de cas, nous démontrons et évaluons les PRL pour trois UGS : saumon coho du Fraser intérieur (*Oncorhynchus kisutch*), saumon chinook de la côte ouest de l'île de Vancouver (*O. tshawytscha*) et saumon kéta de la côte sud intérieure (*O. Keta*), à l'exclusion des UC du fleuve Fraser. Les méthodes sont divisées en deux catégories : PRL fondés sur l'état des UC et PRL fondés sur l'abondance agrégée. Les PRL fondés sur l'état des UC sont recommandés comme méthode par défaut et sont fondés sur la proportion d'UC se situant au-dessus des niveaux associés à un risque accru d'extinction (au-dessus de la zone rouge) selon la PSS. Les méthodes fondées sur l'abondance agrégée peuvent être utilisées en complément pour répondre à des exigences particulières de gestion des pêches. Les PRL fondés sur l'abondance agrégée sont subdivisés en PRL de régression logistique et en PRL de projection. Les deux types de PRL fondés sur l'abondance agrégée sont définis comme l'abondance à l'échelle de l'UGS associée à une probabilité souhaitée que l'état de toutes les UC constituantes se trouve au-dessus de la zone rouge, mais ils diffèrent en ce sens que les PRL de régression logistique sont déterminés directement à partir des données historiques et que les PRL de projection sont déterminés à partir des projections de la dynamique des populations à l'échelle de l'UC. Nous discutons de la pertinence et des exigences de l'application des diverses méthodes d'estimation des PRL, en nous inspirant d'une variété de quantités de données disponibles lors des études de cas. En général, l'application des PRL fondés sur l'abondance agrégée peut se limiter aux UGS où il y a une covariance des populations à l'échelle de l'UC, comme le démontre l'étude de cas sur le saumon coho du Fraser intérieur, et où la covariance n'a pas changé au fil du temps ou, pour les PRL de projection, où ces changements peuvent être mesurés.

1. INTRODUCTION

En vertu des récentes modifications apportées à la *Loi sur les pêches* du Canada, des points de référence limite (PRL) seront requis pour tous les grands stocks de poissons prescrits par règlement. Si un grand stock de poisson tombe sous son PRL, il faudra élaborer un plan de rétablissement. Pour les saumons du Pacifique, on prévoit qu'il y aura plus de 65 grands stocks de poissons (ou unités de gestion des stocks, UGS). La définition fonctionnelle proposée pour une UGS est la suivante : une ou plusieurs unités de conservation (UC) telles que définies dans la Politique concernant le saumon sauvage (PSS) qui sont gérées conjointement avec l'objectif d'atteindre un état commun. Les PRL n'ont pas encore été élaborés à l'échelle de l'UGS pour les saumons du Pacifique. Le présent document de travail résume l'application des méthodes d'estimation des PRL pour trois UGS dans le cadre d'études de cas sur des saumons du Pacifique. Ces applications ont servi à éclairer l'élaboration de lignes directrices concernant la détermination des PRL pour les saumons du Pacifique, qui sont présentées dans le document d'accompagnement préparé par Holt et al. (2023).

Bien que des PRL soient requis à l'échelle de l'UGS en vertu de la *Loi sur les pêches*, la surveillance et la gestion prévues par la PSS du ministère des Pêches et des Océans (MPO) se font à l'échelle plus petite de l'UC. Dans la PSS, une UC est définie comme « un groupe de saumon sauvage suffisamment isolé des autres groupes que, s'il venait à disparaître, il est peu probable qu'il puisse être rétabli naturellement dans un certain délai, à savoir une vie humaine ou un nombre spécifique de générations de saumon » (DFO 2005). Des méthodes d'évaluation de l'état des UC ont été déterminées pour un éventail de types de données, y compris les méthodes d'évaluation intégrée selon la PSS (ci-après appelées « évaluations selon la PSS ») pour lesquelles on a recours à l'opinion d'experts afin de combiner plusieurs paramètres en une seule estimation de l'état des UC (p. ex., Grant et al. 2020). Les paramètres utilisés pour évaluer l'état des UC selon la PSS comprennent l'abondance des géniteurs, les tendances à court et à long terme de l'abondance, et la répartition de l'abondance (Holt et al. 2009). Les points de référence inférieurs et supérieurs de ces paramètres sont utilisés pour classer l'état dans l'une des trois zones (verte, ambre et rouge) qui représentent des populations de plus en plus épuisées nécessitant une intervention de gestion accrue (DFO 2005). Une description plus complète de ces concepts est présentée dans Holt et al. (2023).

Les PRL sont définis dans le Cadre décisionnel pour les pêches en conformité avec l'approche de précaution du MPO comme étant l'état d'un stock au-dessous duquel il risque de subir de graves dommages (DFO 2009). Bien que les PRL soient souvent fondés sur des paramètres directement liés à la productivité, comme la biomasse du stock reproducteur ou le taux de mortalité par pêche, le type de paramètre utilisé pour définir un PRL peut varier selon l'espèce et le type de donnée, et peut être lié à d'autres caractéristiques du stock, le cas échéant. Étant donné que l'UC est l'unité fondamentale de la biodiversité que le MPO vise à maintenir dans le cadre de la PSS, il s'ensuit que les paramètres utilisés pour établir les PRL pour les saumons du Pacifique doivent être liés à l'état des UC qui font partie d'une UGS. Dans notre document d'accompagnement (Holt et al. 2023), nous affirmons que le maintien de l'abondance des géniteurs à l'échelle de l'UC au-dessus des niveaux qui causeraient des dommages graves est la principale exigence biologique pour les PRL des saumons du Pacifique.

Les objectifs précis de ce document de travail sont les suivants.

- Appliquer les méthodes proposées pour déterminer les PRL dans le cadre d'études de cas sur des saumons du Pacifique pour un éventail de types et de quantités de données.

-
- Évaluer les méthodes de détermination des PRL à l'aide d'une combinaison d'analyses de sensibilité fondées sur les principaux paramètres et hypothèses et, si possible, d'analyses rétrospectives.

Une évaluation complète des PRL au moyen d'une simulation en boucle fermée dépasse la portée du projet actuel. Ce type d'évaluation est hautement prioritaire pour les recherches futures.

Les études de cas examinées sont les suivantes : 1) saumon coho (*Oncorhynchus kisutch*) du Fraser intérieur ; 2) saumon chinook (*O. tshawytscha*) de la côte ouest de l'île de Vancouver (COIV) ; 3) saumon kéta (*O. keta*) de la côte sud intérieure, à l'exclusion des UC du fleuve Fraser.

Chacune de ces UGS est composée de trois à sept UC et a été sélectionnée pour représenter un niveau différent de quantité des données, allant des données abondantes (saumon coho du Fraser intérieur) aux données limitées (saumon kéta de la côte sud intérieure et saumon chinook de la COIV). Pour chaque étude de cas, l'ensemble des méthodes d'estimation des PRL considérées dépend des données disponibles et des méthodes d'évaluation déjà mises au point pour l'UGS.

Ce document présente des PRL à titre indicatif seulement et ne vise pas à en fournir des estimations officielles. L'élaboration des PRL à l'appui de la mise en œuvre de la *Loi sur les pêches* nécessitera un examen plus approfondi des données et des hypothèses de concert avec des analystes et les partenaires locaux concernés.

2. MÉTHODES D'ESTIMATION DES PRL

Dans la présente section, nous donnons un aperçu des méthodes utilisées pour élaborer des PRL dans le cadre des trois études de cas. Des méthodes détaillées propres à chaque étude de cas sont fournies dans les sections 3 (saumon coho du Fraser intérieur), 4 (saumon chinook de la côte ouest de l'île de Vancouver) et 5 (saumon kéta de la côte sud intérieure, à l'exclusion des UC du Fraser). Les liens vers les dépôts GitHub ainsi que les données et le code d'analyse utilisés pour les trois études de cas sont présentés à l'annexe A. Un aperçu des approches appliquées à chacune des trois études de cas est présenté au tableau 1.

2.1. APERÇU

Nous examinons deux types de PRL fondés sur deux paramètres différents.

1. Les PRL fondés sur l'état des UC (paramètre : une proportion sur laquelle les PRL sont fondés). Plus précisément, on utilise la proportion des UC à l'intérieur d'une UGS dont l'état se trouve au-dessus de la zone rouge de la PSS. Nous supposons que pour qu'une UGS demeure au-dessus de son PRL fondé sur l'état des UC, l'état de 100 % des UC doit se trouver au-dessus de la zone rouge (c'est-à-dire dans la zone ambre ou verte).
2. Les PRL fondés sur l'abondance agrégée (paramètre : l'abondance totale des géniteurs à l'échelle de l'UGS). On applique deux méthodes d'élaboration des PRL fondés sur l'abondance agrégée : (i) le PRL de régression logistique et (ii) le PRL de projection.

Nous sommes d'avis que les PRL fondés sur l'état des UC sont davantage appropriés pour les unités de gestion des saumons du Pacifique parce qu'ils correspondent plus directement aux objectifs de maintien de la biodiversité des saumons de la PSS du MPO. Toutefois, des méthodes de PRL fondés sur l'abondance agrégée peuvent être utilisées pour répondre à des exigences particulières de gestion des pêches.

Tableau 1. Aperçu des méthodes d'évaluation des UC et des UGS appliquées pour chaque étude de cas. Les cellules comportant un « - » au niveau de l'évaluation à l'échelle de l'UC indiquent qu'aucune méthode n'a été appliquée aux UC dans cette étude de cas.

		Saumon coho du Fraser intérieur	Saumon chinook de la COIV	Saumon kéta de la côte sud intérieure
Évaluation à l'échelle de l'UC				
Paramètre composite (Explorateur de l'état des saumons du Pacifique)		Oui (seulement pour les PRL fondés sur l'état des UC)	Oui (seulement pour les PRL fondés sur l'état des UC)	Oui (seulement pour les PRL fondés sur l'état des UC)
Paramètre unique : abondance par rapport au point de référence inférieur	Point de référence : relation géniteur-recrutement	Oui	-	<i>Tentative, estimations non fiables</i>
	Point de référence : habitat	-	Oui	-
	Point de référence : centile	-	-	Oui
Paramètre unique : répartition		Oui	-	-
Évaluation à l'échelle de l'UGS				
PRL fondés sur l'état des UC (pour <i>Loi sur les pêches</i>)		Oui	Oui	Oui
PRL fondés sur l'abondance agrégée (supplémentaires)	Régression logistique	Oui	<i>Tentative, données insuffisantes</i>	<i>Tentative, données non fiables</i>
	Projection	Oui	Oui	<i>Aucune tentative, données jugées non fiables</i>

Nous mettons en œuvre des PRL fondés sur l'état des UC à l'aide d'approches élaborées pour évaluer l'état des UC dans le cadre de la PSS du MPO (DFO 2005 ; Holt et al. 2009) et mises en œuvre pour un sous-ensemble d'UC prioritaires (DFO 2015 ; DFO 2016 ; Grant et al. 2020). Ces approches utilisent de multiples paramètres pour évaluer l'état, y compris les tendances en matière d'abondance et des paramètres de l'abondance, et une approche d'intégration axée sur l'expertise pour combiner les états selon tous les paramètres en un seul état pour chaque UC. Dans nos applications aux études de cas, nous utilisons l'Explorateur de l'état des saumons du Pacifique récemment mis au point (Pestal et al., en préparation¹) afin d'effectuer des approximations rapides d'évaluations détaillées de l'état selon la PSS. L'Explorateur de l'état des saumons du Pacifique nous permet de produire rapidement des estimations à jour de l'état intégré d'UC pour toutes nos applications aux études de cas.

Lors de l'élaboration des PRL fondés sur l'abondance agrégée possibles, nous visons à maintenir la cohérence avec la PSS en définissant les PRL comme des niveaux d'abondance agrégée associés à une forte probabilité que l'état de toutes les UC se situe au-dessus de la zone rouge.

¹Pestal, G., MacDonald, B, Grant, S, and Holt, C. Approximations rapides de l'état tirées des évaluations d'experts intégrées en vertu de la Politique sur le saumon sauvage du Canada. Rapp. tech. can. sci. halieut. aquat.

Pour ces PRL, les estimations de l'état des UC sont approximatives en fonction d'une comparaison de l'abondance des géniteurs à un seul point de référence inférieur pour chaque UC. Les exceptions sont décrites dans les applications distinctes aux études de cas ci-dessous.

Nous assurons également la cohérence avec la PSS en n'incluant que les cours d'eau de fraie qui n'ont pas été l'objet d'une mise en valeur importante lors de l'évaluation de l'état à l'échelle de l'UC et de l'UGS. Nous utilisons le paramètre de l'influence naturelle proportionnelle (INP) comme base pour définir une « mise en valeur importante ». L'INP est un paramètre conçu pour estimer la force relative des écloséries et les pressions de sélection naturelles résultant du flux génétique entre les deux environnements, et il sert de base pour déterminer le risque génétique des écloséries sur les populations naturelles. Les valeurs inférieures à 0,5 indiquent des populations où la plupart des poissons proviennent d'une éclosérie (classées comme des populations d'éclosérie intégrées) (Withler et al. 2018). Nous avons défini les populations « considérablement mises en valeur » comme celles dont les valeurs de l'INP $< 0,5$ et nous les avons exclues des analyses des études de cas.

Les réseaux ayant des niveaux d'INP à $\geq 0,5$ peuvent encore avoir une influence sur les écloséries ; cependant, la dynamique est principalement d'origine naturelle. Lorsqu'une série chronologique de la proportion de poissons d'éclosérie marqués présents dans les frayères est disponible (p. ex., étude de cas sur le saumon coho du Fraser intérieur), cette proportion sert à éclairer les évaluations de deux façons : premièrement, pour élaborer une série chronologique du recrutement d'origine naturelle pour l'estimation de points de référence fondés sur la relation stock-recrutement et, deuxièmement, pour élaborer une série chronologique des géniteurs d'origine naturelle pour l'évaluation de l'état par rapport aux points de référence. Lorsqu'une série chronologique fiable de la proportion de l'influence des poissons d'éclosérie n'est pas disponible (saumon chinook de la COIV), le nombre total de géniteurs est utilisé pour les analyses de l'INP, à condition que le seuil de l'INP présumée de $\geq 0,5$ ait été atteint.

Des descriptions plus détaillées des méthodes d'estimation du PRL sont fournies dans les sections suivantes, tandis que des directives sur le moment et la façon d'appliquer les PRL fondés sur l'état des UC et l'abondance agrégée sont fournies dans Holt et al. (2023). Nous recommandons aux utilisateurs de consulter Holt et al. (2023) avant d'appliquer l'une ou l'autre des méthodes décrites dans le présent document portant sur des études de cas.

2.2. PRL FONDÉS SUR L'ÉTAT DES UC

Un PRL fondé sur l'état des UC a été fixé à 100 % des UC dont l'état se situe au-dessus de la zone rouge. Le PRL sert donc de déclencheur qui est dépassé lorsque l'état d'une ou plusieurs UC d'une UGS est évalué comme se trouvant en zone rouge. La justification de ce choix de 100 % des UC affichant un état se situant au-dessus de la zone rouge est décrite dans Holt et al. (2023).

Nous comparons trois méthodes différentes d'évaluation de l'état des UC lorsque nous utilisons des PRL fondés sur l'état des UC : (i) la proportion d'UC ayant fait l'objet d'une évaluation récente de l'état selon la PSS qui se situent au-dessus de la zone rouge (p. ex., Grant et al. (2020)) ; (ii) la proportion d'UC ayant fait l'objet d'une évaluation récente de l'état selon l'Explorateur de l'état des saumons du Pacifique qui se situent au-dessus de la zone rouge (voir ci-dessous plus de détails) ; (iii) la proportion d'UC dont l'état est estimé être au-dessus du PRI d'une seule UC ($G_{\text{gén}}$, points de référence fondés sur le centile, etc.). Nous recommandons des méthodes utilisant des paramètres composites comme (i) et (ii) pour les évaluations des UC, et nous fournissons la

méthode (iii) à des fins de comparaison. Lorsque nous évaluons l'état des UC par rapport à un seul PRI fondé sur l'abondance selon l'approche (iii), nous comparons l'abondance moyenne générationnelle des géniteurs au point de référence, tel que décrit à la section Holt et al. (2023).

2.2.1. Approche multidimensionnelle des évaluations de l'état des UC Selon l'Explorateur de l'état des saumons du Pacifique

L'Explorateur de l'état des saumons du Pacifique (ci-après appelé « l'Explorateur ») permet d'estimer les états selon des paramètres particuliers de la PSS et intègre également les états pour de multiples paramètres en une seule estimation de la zone d'état (rouge, ambre ou verte ; Pestal et al., en préparation). En automatisant ce processus, l'Explorateur appuie la mise en œuvre de la PSS du Canada en reproduisant rapidement le processus d'évaluation de l'état de cette Politique, plus détaillé et plus complet. L'approche de l'Explorateur peut être mise en œuvre annuellement et pour un plus large éventail d'UC, étant donné qu'il faut moins de temps et de travail pour effectuer des évaluations intégrées de l'état selon la PSS. L'Explorateur a été mis au point à l'aide d'analyses de l'arbre de classification et de régression (CART) et du jugement d'experts tiré des processus intégrés d'évaluation de l'état, afin de créer des algorithmes qui se rapprochent des résultats de l'évaluation intégrée de l'état.

Les entrées de données et les résultats des processus d'évaluation antérieurs de la PSS ont été utilisés dans les analyses auxquelles on a eu recours pour élaborer l'Explorateur : saumon rouge du fleuve Fraser, saumon coho du Fraser intérieur et saumon chinook du sud de la Colombie-Britannique (DFO 2015, 2016, 2018 ; Grant et al. 2020). En bref, l'Explorateur utilise un arbre de décision pour estimer l'état des UC en fonction du type de données, de la qualité, de l'abondance et des tendances (p. ex., figure 1). L'algorithme de l'arbre de décision a été vérifié à l'aide de données et de l'expertise locale (Pestal et al. en préparation). Comme pour les autres méthodes, un examen réalisé par des experts des résultats rapides relatifs à l'état de chaque UC doit être intégré à l'application de cet outil (S. Grant, MPO, Vancouver, C.-B., comm. pers.). Un tel examen aiderait à repérer les occurrences de faux négatifs ou de faux positifs liés à l'état estimé des UC au moyen de l'opinion d'experts. Lorsque nous avons utilisé cette méthode dans l'étude de cas, nous avons pris les résultats des algorithmes à leur valeur apparente et nous ne les avons pas confirmés en nous fondant sur l'opinion d'experts. En pratique, les résultats de l'Explorateur seront validés par rapport à l'expertise locale lorsqu'ils seront mis en œuvre chaque année (S. Grant, MPO, Vancouver, C.-B., comm. pers.).

Pour les paramètres de l'abondance absolue ou relative, l'Explorateur utilise l'abondance moyenne générationnelle des géniteurs la plus récente (calculée comme moyenne géométrique mobile) pour comparer les points de référence, y compris les seuils d'abondance absolus (p. ex., 1 500 géniteurs), les points de référence inférieurs fondés sur l'abondance (p. ex., $G_{\text{gén}}$ ou centile) et les points de référence supérieurs fondés sur l'abondance (p. ex., $0,8G_{\text{RMD}}$ ou centiles). L'abondance moyenne générationnelle des géniteurs est également utilisée pour calculer les tendances de l'abondance des géniteurs au fil du temps (Pestal et al. en préparation).

2.3. PRL FONDÉS SUR L'ABONDANCE AGRÉGÉE

Les PRL fondés sur l'abondance agrégée se basent sur l'hypothèse qu'il existe une relation prévisible entre l'abondance à l'échelle de l'UGS et la probabilité que l'état de toutes les UC se situe au-dessus de la zone rouge. Pour estimer les PRL fondés sur l'abondance agrégée, on utilise l'état relatif à un seul PRI comme indicateur de l'état au-dessus de la zone rouge. On estime ensuite les PRL fondés sur l'abondance agrégée à l'aide de la relation prévue pour

trouver l'abondance à l'échelle de l'UGS à laquelle il y a une probabilité prescrite que 100 % des UC (la même proportion utilisée pour les PRL fondés sur l'état des UC) se situent au-dessus du PRI.

La définition susmentionnée des PRL fondés sur l'abondance agrégée exige qu'une décision soit prise quant à la probabilité requise que 100 % des UC se situent au-dessus leur PRI. Nous considérons quatre niveaux de probabilité de recharge pour nos études de cas qui représentent une gamme de catégories de probabilité calibrées élaborées par le Groupe d'experts intergouvernemental sur l'évolution du climat (Mastrandrea et al. 2010) : 50 %, 66 %, 90 % et 99 %. La valeur de 50 % représente le point milieu de la catégorie « à peu près aussi probable qu'improbable » (de 33 % à 66 %), ce qui indique qu'il y a une probabilité égale que toutes les UC seront au-dessus de leur PRI, car il y a une probabilité égale qu'elles ne le seront pas. Les valeurs de 66 % représentent la limite inférieure de la catégorie « probable » (c'est-à-dire qu'il est « probable » que toutes les UC se situeront au-dessus de leur PRI), la valeur de 90 % représente la limite inférieure de la catégorie « très probable », et la valeur de 99 % représente la catégorie « pratiquement certain ». Une analyse des considérations pour le choix du seuil de probabilité approprié lors du calcul des PRL fondés sur l'abondance est incluse dans Holt et al. (2023).

Nous considérons deux types de PRL fondés sur l'abondance agrégée dans nos études de cas : le PRL de régression logistique et le PRL de projection. Les deux méthodes diffèrent selon l'approche adoptée pour estimer la relation sous-jacente entre l'abondance agrégée à l'échelle de l'UGS et la probabilité que toutes les UC se situent au-dessus de leur PRI. On estime les PRL de régression logistique en ajustant les modèles statistiques aux données historiques pour estimer cette relation. Dans ce cas, les PRL sont fondés sur la covariation observée précédemment dans l'état des UC et supposent donc implicitement que le passé est une approximation raisonnable de l'avenir. En comparaison, les PRL de projection utilisent les données historiques comme base pour quantifier la dynamique de la population, puis projettent la dynamique de la population à l'aide de simulations stochastiques pour déterminer un état d'équilibre. Les résultats de la simulation servent ensuite à caractériser la relation sous-jacente entre l'abondance agrégée et la probabilité que toutes les UC se situent au-dessus de leur PRI.

L'approche du PRL de projection permet de prendre en compte l'incertitude dans les processus actuels (ou futurs) qui pourrait avoir une incidence sur l'estimation du PRL, au moyen de scénarios de recharge. Par exemple, s'il existe des éléments de preuve de changements récents de la covariation entre les UC, possiblement en raison d'un sous-ensemble d'UC dont la productivité est réduite, cette hypothèse peut être modélisée dans les projections. En comparaison, le PRL de régression logistique se limite à l'utilisation de données observées historiquement, qui peuvent ne pas inclure suffisamment d'observations de la structure de covariation nouvelle et émergente.

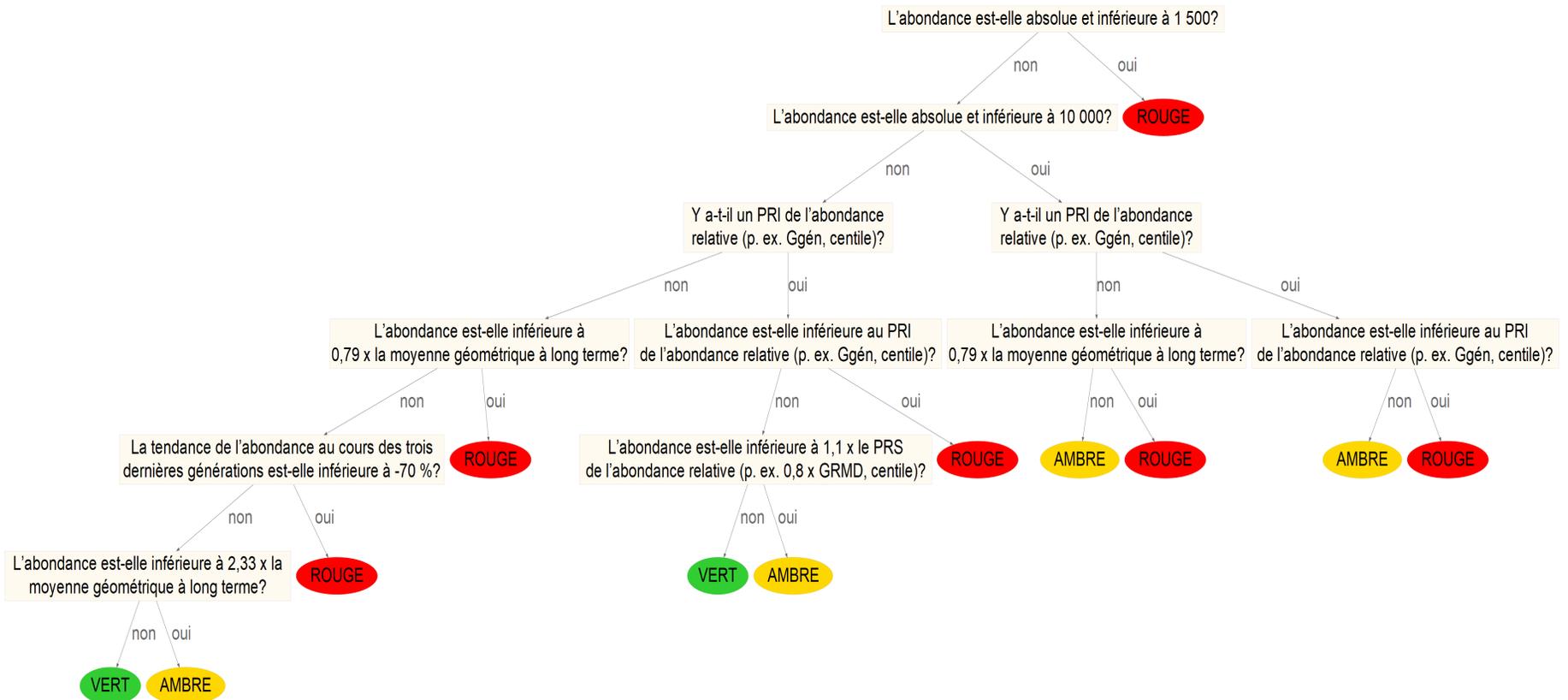


Figure 1. Arbre de décision (aussi appelé algorithme multidimensionnel) utilisé dans l'Explorateur pour évaluer l'état des unités de conservation en fonction de multiples paramètres dans le cadre de la PSS (Pestal et al. en préparation).

Autant pour le PRL de régression logistique que pour le PRL de projection, nous caractérisons l'état annuel des UC à l'aide d'un paramètre unique, l'abondance des géniteurs par rapport à un PRI, plutôt que d'utiliser l'état selon l'algorithme multidimensionnel de l'Explorateur. Bien qu'en théorie, les estimations de l'état des UC réalisées à partir de l'approche multidimensionnelle pourraient être utilisées pour les PRL de régression logistique, nous avons trouvé peu de données probantes d'une relation statistique entre les états des UC selon l'Explorateur et l'abondance agrégée des géniteurs pour la seule étude de cas où nous avons examiné cette approche, celle du saumon coho du Fraser intérieur. Nous fournissons une analyse plus approfondie de ce résultat dans la section du présent document portant sur l'étude de cas sur le saumon coho du Fraser intérieur. De plus, les PRL de projection sont obtenus des conditions d'équilibre déterminées à partir de projections qui n'intègrent pas la dynamique temporelle requise pour l'évaluation des tendances dans l'approche multidimensionnelle. Bien que les estimations de l'état des UC par rapport à un seul PRI, comme $G_{\text{gén}}$, soient des résultats facilement accessibles à partir de l'Explorateur, nous avons calculé ces paramètres sans avoir recours à l'outil pour nos études de cas.

Lors de l'évaluation de l'état des UC aux fins de l'estimation des PRL fondés sur l'abondance agrégée, nous avons utilisé l'abondance annuelle des géniteurs non lissée plutôt que la moyenne générationnelles. Cette approche était fondée sur des analyses préliminaires de la méthode de régression logistique qui ont montré que l'utilisation de l'abondance des géniteurs non lissée a amélioré la propagation des données utilisées pour établir une relation entre l'état des UC et l'abondance agrégée des géniteurs. De plus, l'utilisation de la moyenne générationnelle dans l'approche de régression logistique a entraîné une autocorrélation considérable dans la série chronologique d'abondance agrégée, ce qui contrevient aux hypothèses de la régression logistique.

Toutefois, lorsque nous avons évalué l'état à l'échelle de l'UGS, nous avons utilisé la moyenne générationnelle (moyenne géométrique) de l'abondance agrégée des géniteurs. Cette approche a réduit la variabilité des décisions annuelles quant à savoir si un PRL avait été dépassé en raison de la variabilité des cohortes au cours d'une génération. La décision d'utiliser la moyenne générationnelle de l'abondance agrégée des géniteurs pour déterminer si un PRL est dépassé est conforme à l'approche utilisée pour les PRL fondés sur l'état des UC. Dans les deux cas, le paramètre sous-jacent qui a servi à déterminer l'état de l'UGS (abondance agrégée ou état à l'échelle de l'UC des UC constituantes pour l'approche fondée sur l'état des UC) est fondé sur les valeurs de moyenne générationnelle afin de réduire la variabilité annuelle de l'état.

2.3.1. PRL de régression logistique

Les PRL de régression logistique sont obtenus à partir d'une relation estimée empiriquement entre l'état à l'échelle de l'UC et l'abondance agrégée à l'échelle de l'UGS. À l'aide de cette approche, le PRL représente le niveau d'abondance agrégée qui a historiquement été associé à une probabilité donnée que 100 % des UC aient un état supérieur à un PRI sélectionné. Pour chaque année de données observées, l'état à l'échelle de l'UC est quantifié sous forme de variable de Bernoulli : 1 (réussite ; toutes les UC présentent un état estimé supérieur à leur PRI) et 0 (échec ; toutes les UC ne présentent pas un état supérieur à leur PRI). Une régression logistique est ensuite ajustée à ces résultats pour prédire la probabilité que toutes les UC aient un état supérieur à leur PRI en fonction de l'abondance agrégée des géniteurs à l'échelle de

l'UGS à l'aide de l'équation de régression logistique :

$$\log\left(\frac{p}{1-p}\right) = B_0 + B_1 \sum_i^{i=nUC} G_{i,t} \quad (1)$$

où p est la probabilité, B_0 et B_1 sont des paramètres de régression logistique estimés et $G_{i,t}$ est l'abondance des géniteurs par rapport à l'UC i dans l'année t . L'équation 1 est ensuite réorganisée pour calculer le PRL comme l'abondance agrégée des géniteurs associée au seuil de probabilité prédéterminé de p^* ,

$$PRL = \frac{\log\left(\frac{p^*}{1-p^*}\right) - B_0}{B_1} \quad (2)$$

Un exemple d'ajustement de régression logistique est présenté à la figure 2. Nous montrons l'estimation des PRL en fonction de cet ajustement pour quatre seuils de probabilité possibles : $p^* = 0,5, 0,66, 0,90$ et $0,99$. Pour chaque niveau p^* , les estimations du PRL représentent l'abondance agrégée associée à la probabilité que toutes les UC aient un état supérieur à leur PRI. Les PRL ont été calculés à partir des paramètres du modèle de régression logistique (équation. 2), et l'incertitude du PRL a été quantifiée en fonction d'un intervalle de confiance de 95 % pour l'estimation correspondant à un maximum de vraisemblance.

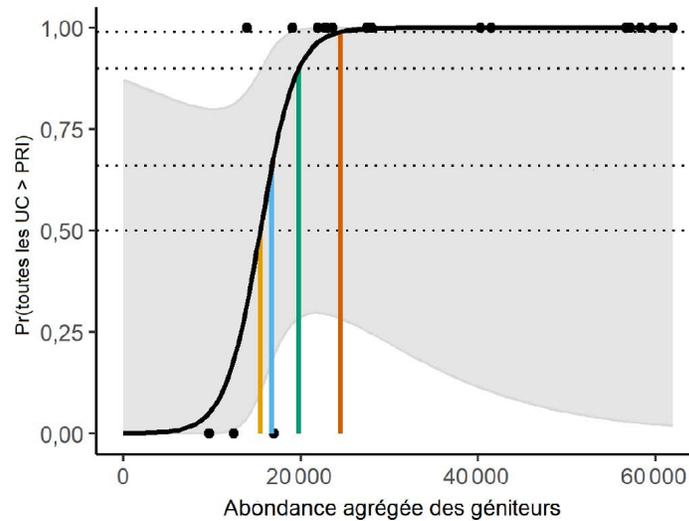


Figure 2. Régression logistique ajustée aux données annuelles de Bernoulli pour prévoir la probabilité que toutes les UC se trouvent au-dessus de leur PRI en fonction de l'abondance agrégée à l'échelle de l'UGS. Chaque point noir représente une année dans la série chronologique observée comme un indicateur de Bernoulli qui montre si l'exigence d'avoir toutes les UC au-dessus de leur PRI a été satisfaite (réussite = 1) ou non (échec = 0) en fonction de l'abondance agrégée des géniteurs à l'échelle de l'UGS. La ligne noire pleine représente l'ajustement du modèle de maximum de vraisemblance aux données de l'indicateur, et la zone grisée indique l'intervalle de confiance de 95% du modèle d'ajustement. Les lignes de couleur illustrent les PRL fondés sur l'abondance agrégée pour quatre seuils de probabilité différents : $p^* = 0,5$ (jaune), $0,66$ (bleu), $0,90$ (vert) et $0,99$ (orange) probabilité que toutes les UC soient au-dessus de leur PRI. Les lignes en pointillés horizontales croisent l'axe des y à chaque seuil de probabilité, tandis que les lignes verticales pleines montrent l'échappée agrégée correspondante qui représentera le PRL.

Nous avons d'abord envisagé une autre approche de régression logistique dans laquelle le PRL représente l'abondance agrégée qui a toujours été associée à une proportion prédéterminée

des UC se trouvant au-dessus de leur PRI. À l'aide de cette approche, une régression logistique était ajustée pour prédire la proportion d'UC dont l'état était supérieur au PRI en fonction de l'abondance agrégée des géniteurs à l'échelle de l'UGS (c'est-à-dire l'abondance des nUC combinées). Nous ne présentons pas cette méthode pour nos études de cas, toutefois, en raison de limites inhérentes lorsque la proportion requise d'UC au-dessus de leur PRI est de 100 %. L'équation 2 ne peut pas être résolue directement pour une proportion seuil de $p^* = 100\%$, et les estimations du PRL étaient très sensibles au choix de la valeur p^* utilisée comme approximation. L'utilisation de $p^* = 99\%$ par rapport à $p^* = 99,9\%$ par rapport à $p^* = 99,99\%$ a donné des estimations très différentes du PRL.

Le modèle de régression logistique a été mis en œuvre dans TMB (Kristensen et al. 2016). Le modèle a été statistiquement intégré, ce qui signifie que les PRI ($G_{\text{gén}}$) propres aux UC et les paramètres de régression logistique à l'échelle de l'UGS ont été estimés dans le même modèle statistique. L'approche intégrée a permis la propagation de l'incertitude dans les estimations des paramètres de l'échelle de l'UC à l'échelle de l'UGS, ce qui a donné lieu à des intervalles d'incertitude qui saisissent mieux l'incertitude dans les points de référence ainsi que l'ajustement du modèle logistique.

2.3.1.1. Diagnostics du modèle de régression logistique

Plusieurs hypothèses sont associées à la régression logistique, dont trois sont pertinentes pour notre application aux PRL et sont énumérées ci-dessous. Les diagnostics du modèle ont été appliqués pour évaluer la mesure dans laquelle ces hypothèses ont été respectées, ainsi que la signification statistique des coefficients du modèle, la qualité de l'ajustement et l'exactitude de la classification des PRL élaborés à partir de la régression logistique. Les trois hypothèses sont les suivantes :

1. la relation entre l'abondance agrégée et les logarithmes du rapport des cotes (le logarithme des probabilités que toutes les UC se trouvent au-dessus de leur PRI) est linéaire ;
2. les observations sont indépendantes les unes des autres (c'est-à-dire que les résidus ne sont pas autocorrélés) ;
3. il n'y a pas de valeurs aberrantes influentes.

Évaluation de l'hypothèse de linéarité (hypothèse 1)

Un test Box-Tidwell a servi à évaluer la linéarité en évaluant la signification d'un terme d'interaction supplémentaire dans la régression logistique.

$$\log\left(\frac{p}{1-p}\right) = B_0 + B_1 \sum_i^{i=nUC} S_{i,t} + B_2 \sum_i^{i=nUC} G_{i,t} \times \log\left(\sum_i^{i=nUC} G_{i,t}\right) \quad (3)$$

Un terme d'interaction significatif B_2 , indique une relation non linéaire entre l'abondance agrégée et les logarithmes du rapport des cotes, ce qui va à l'encontre de cette hypothèse (Fox 2016).

Évaluation de l'indépendance (hypothèse 2)

La somme des carrés résiduelle, d , a été estimée pour chaque année.

$$d = \pm \sqrt{-2\left(y \log\left(\frac{\mu}{y}\right) + (1-y) \log\left(\frac{1-\mu}{1-y}\right)\right)} \quad (4)$$

où μ est la probabilité prévue que toutes les UC se trouvent au-dessus de leur PRI et y est l'observation (1 ou 0, indiquant toutes les UC au-dessus de la zone rouge ou non, respectivement),

au cours d'une année donnée (Fox 2016). L'équation 4 se réduit à (Ahmad 2011) :

$$d = \begin{cases} -\sqrt{-2 \log(1 - \mu)} & , \text{ si } y = 0 \\ \sqrt{-2 \log(\mu)} & , \text{ si } y = 1 \end{cases} \quad (5)$$

L'ampleur de l'autocorrélation du décalage-1 a ensuite été estimée entre la somme des carrés résiduelle et évaluée pour sa signification statistique.

Évaluation des valeurs aberrantes (hypothèse 3)

Nous recommandons de repérer les valeurs aberrantes influentes au moyen de statistiques à effet de levier, dans la mesure du possible. Pour nos études de cas, nous avons détecté les valeurs aberrantes indépendantes de leur influence parce que le logiciel utilisé pour estimer les paramètres du modèle (TMB) ne fournit pas la matrice chapeau requise pour évaluer l'influence de points individuels. Nous nous sommes plutôt concentrés sur la détermination des valeurs aberrantes en nous fondant sur la règle empirique générale selon laquelle les sommes des carrés résiduelles supérieures à 2 sont considérées comme des valeurs aberrantes parce que 95% de la répartition devrait se situer à l'intérieur de 2 écarts-types de la moyenne. Il est recommandé d'effectuer d'autres travaux pour déterminer les valeurs aberrantes influentes lorsque d'autres outils d'ajustement du modèle statistique sont employés.

Signification statistique des coefficients du modèle

La signification statistique des coefficients a été évaluée à l'aide de la statistique du test de Wald, calculée à partir du ratio du coefficient du modèle B_1 par rapport à l'erreur type de ce coefficient, qui est supposé être distribué normalement. Les statistiques et la signification des tests ont été estimées à l'intérieur de TMB (Kristensen et al. 2016).

Qualité de l'ajustement

La qualité de l'ajustement a été évaluée en comparant le ratio entre la somme des carrés résiduelle et la somme des carrés nulle, semblable à un rapport de vraisemblance. On suppose que ce ratio suit une distribution du khi carré avec 1 degré de liberté calculé à partir de la différence dans le nombre de paramètres entre les modèles complets et nuls. Les valeurs p inférieures à 0,05 indiquent un manque important d'ajustement (Fox 2016).

De plus, le pseudo- R^2 a été calculé pour indiquer le ratio de l'ajustement du modèle par rapport au modèle nul sans variable indépendante (Dobson et Barnett 2018).

$$\text{pseudo-}R^2 = 1 - \frac{\sum_t^{t=n\text{Annes}} d}{\sum_t^{t=n\text{Annes}} d_0} \quad (6)$$

où d_0 est la somme des carrés résiduelle pour le modèle nul. Le pseudo- R^2 est un paramètre de la force de la relation entre l'abondance agrégée et la probabilité que toutes les UC se trouvent au-dessus de leur PRI. Contrairement aux valeurs R^2 pour les modèles linéaires, le pseudo- R^2 ne représente pas le pourcentage de variance expliqué par le modèle et n'est pas lié au coefficient de corrélation.

De plus, la longueur des séries chronologiques disponibles aura une incidence sur la puissance de détection des coefficients de modèle significatifs. Les estimations de coefficients peuvent être biaisées lorsque les séries chronologiques sont courtes. Peduzzi et al. (1996) recommandent un minimum de 10 points de données pour le résultat le moins fréquent afin d'éviter les biais dans les coefficients du modèle, en fonction d'une étude de simulation de données épidémiologiques. Par exemple, si la fréquence des résultats était de 0,5 et 0,5 (pour 0 et 1, respectivement), une

taille d'échantillon d'au moins $10/0,5 = 20$ serait suffisante. La taille minimale de l'échantillon serait plus élevée si les données étaient faussées. Par exemple, si la fréquence des résultats était de 0,7 et de 0,3, la taille minimale de l'échantillon serait de $10/0,3 = 33$. Une évaluation semblable de la taille de l'échantillon est justifiée afin de minimiser les biais dans le PRL de régression logistique pour les applications à la pêche. Bien qu'il soit possible d'estimer les PRL ayant une taille d'échantillon plus faible, les risques de biais dans les paramètres du modèle (et les PRL) augmentent. Nous calculons la taille minimale de l'échantillon pour nos études de cas en utilisant l'approche de Peduzzi et al. (1996).

Exactitude de la classification des PRL

L'exactitude de la classification a été évaluée en fonction du ratio des classifications réussies par rapport au nombre total de points de données dans la régression logistique, aussi appelé le taux de succès. Les classifications réussies étaient le nombre d'années où le modèle a permis de prédire avec succès que toutes les UC se trouvaient au-dessus de leur PRI plus le nombre d'années où le modèle a permis de prédire avec succès qu'au moins une UC se trouvait au-dessous de son PRI. Le taux de succès tend à être orienté vers des taux de classification optimistes lorsqu'il est calculé avec le même échantillon utilisé pour ajuster le modèle logistique. Par conséquent, nous avons également envisagé une approche hors échantillon de l'exactitude de la classification, dans le cadre de laquelle la régression logistique a été estimée de façon itérative en supprimant un point de données unique, et la fréquence des réussites par rapport aux observations était fondée sur le modèle qui ne contenait pas ce point de données.

2.3.2. PRL de projection

Les PRL de projection sont estimées à l'aide de l'abondance simulée à l'échelle de l'UC pour caractériser la relation entre l'abondance agrégée des géniteurs à l'échelle de l'UGS et la probabilité que toutes les UC se situent au-dessus de leur PRI (p. ex., $G_{\text{gén}}$). Les paramètres décrivant la dynamique de la population à l'échelle de l'UC sont estimés à partir des données disponibles, puis les UC particulières sont projetées prospectivement en fonction des taux d'exploitation actuels (avec des analyses de sensibilité utilisées pour explorer d'autres taux d'exploitation). Cette approche permet de tenir compte explicitement de l'incertitude, car l'utilisateur peut préciser divers scénarios de projection pour refléter un manque d'information sur la biologie ou les pêches. La variabilité naturelle du recrutement et de l'âge à la maturité est intégrée dans les projections, tout comme l'incertitude de la mise en œuvre dans les taux d'exploitation. Comme pour le PRL de régression logistique, nous nous sommes fondés sur l'estimation de l'état à partir d'un seul paramètre plutôt que sur des estimations multidimensionnelles de l'état à partir de l'Explorateur afin d'élaborer des PRL.

Pour nos études de cas, nous avons effectué des projections pour 30 ans après une période d'initialisation afin de déterminer l'abondance agrégée caractérisée par un état d'équilibre représenté par une distribution stable de l'abondance projetée. Nous recommandons que l'initialisation et le nombre d'années soient choisis UGS par UGS pour s'assurer que la distribution des trajectoires capture les conditions d'équilibre. Ces projections ne doivent pas être interprétées comme des prévisions de l'abondance future ; elles servent plutôt à simuler la relation sous-jacente entre l'abondance à l'échelle de l'UGS et la probabilité que toutes les UC se situent au-dessus de leurs PRI.

Nous avons utilisé l'outil de modélisation de simulation en boucle fermée samSim pour effectuer des projections stochastiques pour nos applications aux études de cas. samSim est un progiciel R qui a été élaboré pour évaluer en simulation des plans de rétablissement pour les saumons du Pacifique (Freshwater et al. 2020 ; Holt et al. 2020). Nous avons créé une version modifiée de samSim pour appuyer l'estimation des PRL. La version de SamSim pour les PRL est décrite en détail à l'annexe B, et le code type est disponible sur GitHub (annexe A).

Des descriptions détaillées du paramétrage de samSim pour nos deux applications aux études de cas des PRL de projection (saumon coho du Fraser intérieur et saumon chinook de la COIV) sont présentées aux sections 3 et 4, respectivement. Dans les deux cas, nous avons intégré l'incertitude dans la dynamique projetée des UC par la spécification des distributions de probabilité obtenues de façon empirique pour les principaux paramètres biologiques et de gestion, y compris les modèles de la relation stock-recrutement, la proportion de recrues selon l'âge et les taux d'exploitation. Les incertitudes structurelles plus importantes dans la formulation du modèle ont été représentées par l'utilisation d'analyses de sensibilité ou la spécification de structures de modèle de rechange. L'erreur d'observation n'a pas été incluse dans les projections parce que la dérivation des PRL était fondée sur les niveaux d'abondance « réels » projetés plutôt que sur l'abondance observée.

Les étapes suivantes ont été suivies pour calculer les PRL de projection.

1. Utiliser samSim pour projeter l'abondance des géniteurs prospectivement pour les simulations stochastiques n_{Anne} sur n_{Essai} , selon l'exploitation actuelle.
2. Pour chaque combinaison simulée année-essai, caractériser l'abondance comme suit :
 - Attribuer l'abondance agrégée des géniteurs à l'échelle de l'UGS pour chaque combinaison année-essai à une tranche d'abondance ($AgrG_{tranche}$), selon des intervalles de 200 poissons. Par exemple, $AgrG_{tranche} = 0 :200$ poisson, 201 :400 poisson, 401 :600 poisson, etc.
 - Déterminer si toutes les UC pour cette combinaison année-essai se situaient au-dessus de leur PRI sur l'abondance à l'échelle de l'UC. Si c'est le cas, la combinaison année-essai est considérée comme une réussite (1). Si ce n'est pas le cas, la combinaison année-essai est considérée comme un échec (0).
3. Pour chaque tranche d'abondance agrégée, $AgrG_{tranche}$:
 - Résumer le nombre réalisé de combinaisons année-essai comprises dans cette tranche. Par exemple, si une projection a été effectuée pour 30 ans avec 1 000 répétitions, il pourrait y avoir 500 combinaisons année-essai dont l'abondance agrégée se trouvait dans la tranche de 10 000 à 10 200 poissons.
 - Résumer le nombre de combinaisons année-essai « réussies » qui se sont produites pour cette tranche. Par exemple, 125 des 500 combinaisons année-essai dans la tranche d'abondance agrégée de 10 000 à 10 200 poissons sont des réussites, toutes les UC se situant au-dessus de leur PRI.
 - Calculer la probabilité que toutes les UC se situent au-dessus de leur PRI en tant que ratio du nombre de réussites par rapport au nombre de réalisations pour chaque tranche :

$$Pr(Toutes\ les\ UC > PRI) = \frac{\text{nombre de réussites dans } G_{Agr\ tranche}}{\text{Nombre de réalisations dans } G_{Agr\ tranche}} \quad (7)$$

Par exemple, si 125 des 500 réalisations comprises dans la $G_{Agr\ tranche}$ de 10 000 à 10 200 poissons étaient des « réussites », il y aurait une probabilité de 25 % (125/500 =

0,25) que toutes les UC soient au-dessus de leur PRI lorsque l'abondance agrégée se situe entre 10 000 et 10 200 poissons.

4. Indiquer que le PRL est le point milieu de la tranche d'abondance agrégée, $AgrG_{tranche}$, qui se rapproche le plus du seuil de probabilité souhaité selon lequel toutes les UC se trouvent au-dessus de leur PRI.

Un exemple de dérivation d'un PRL à partir de la courbe projetée des tranches d'abondance agrégée par rapport à la probabilité que toutes les UC soient au-dessus de leur PRI est présenté à la figure 3 pour les quatre niveaux de probabilité utilisés dans nos études de cas ($p^* = 0,5, 0,66, 0,90$ et $0,99$).

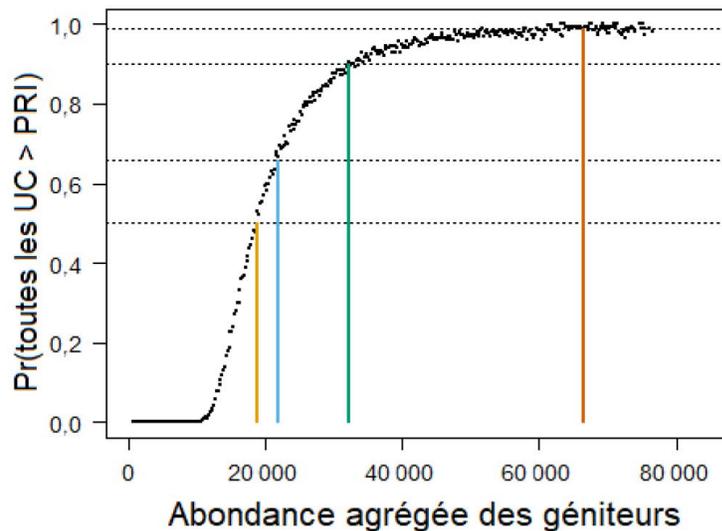


Figure 3. Exemple de courbe de probabilité projetée obtenue à partir de projections sur 30 ans et de 10 000 simulations de Monte Carlo. La courbe montre la probabilité projetée que toutes les UC se trouvent au-dessus de leur PRI en fonction de l'abondance agrégée à l'échelle de l'UGS, où l'abondance agrégée des géniteurs est une tranche de 200 poissons (0 à 200, 201 à 400, etc.). Chaque point de la courbe représente donc une seule tranche de 200 poissons. Les lignes de couleur illustrent comment les PRL fondés sur l'abondance agrégée sont calculés pour quatre seuils de probabilité différents : $p^* = 0,5$ (jaune), $0,66$ (bleu), $0,90$ (vert) et $0,99$ (orange) pour la probabilité que toutes les UC se situent au-dessus de leur PRI. Les lignes en pointillés horizontales croisent l'axe des y à chaque seuil de probabilité, tandis que les lignes verticales pleines montrent l'échappée agrégée correspondante qui représentera le PRL.

Les intervalles d'incertitude pour les PRL ne sont pas générés par cette méthode parce qu'elle ne comprend pas d'estimation statistique et que les projections intègrent des incertitudes dans tous les paramètres sous-jacents pour déterminer les PRL avec des probabilités précises que toutes les UC se trouvent au-dessus de leur PRI. Cependant, les estimations du PRL pourraient être présentées sous forme d'une fourchette fondée sur la taille de la tranche de $GAgr_{tranche}$.

3. ÉTUDE DE CAS 1 : SAUMON COHO DU FRASER INTÉRIEUR

3.1. CONTEXTE

L'UGS du saumon coho du Fraser intérieur convient bien pour illustrer les PRL fondés sur l'abondance agrégée en raison de la longue histoire d'utilisation des cibles de rétablissement fondées sur l'abondance agrégée et des points de référence des pêches à l'échelle de l'UGS. Ceux-ci reposent sur une relation sous-jacente entre l'abondance agrégée et la répartition de l'abondance entre les sous-populations et les UC. De plus, il s'agit d'une UGS relativement riche en données avec des séries chronologiques sur la relation géniteurs-recrutement qui sont disponibles pour toutes les UC à compter de 1998.

Cette UGS comprend les saumons cohos qui fraient dans le fleuve Fraser et ses affluents en amont de Hells Gate dans le canyon du Fraser. Comme la plupart des saumons cohos, ceux du Fraser intérieur passent au moins une année complète en eau douce comme alevins avant de migrer vers l'océan comme smolts (Arbeider et al. 2020). La plupart (88 %) des saumons cohos du Fraser intérieur ont un cycle biologique de trois ans au cours duquel ils quittent l'eau douce lors de leur deuxième année et passent 18 mois en mer avant de retourner à leur réseau hydrographique natal pour frayer. Les 12 % restants ont un cycle biologique de quatre ans au cours duquel ils passent une année supplémentaire en eau douce avant de migrer en tant que smolts lors de leur troisième année. Les saumons ayant un cycle biologique de trois et de quatre ans passent 18 mois en mer. On croit que moins de 1 % des saumons cohos du Fraser intérieur reviennent à la frayère sous forme d'unibermarins (mâles matures précoces qui ne passent que six mois en mer) ou à un âge supérieur à quatre ans (Arbeider et al. 2020).

Cinq UC selon la PSS ont été recensées pour le saumon coho du Fraser intérieur en fonction de la génétique et de la séparation géographique, soit celles du moyen Fraser, du canyon du Fraser, de la Thompson inférieure, de la Thompson Nord et de la Thompson Sud (figure 4) (DFO 2015). Les travaux antérieurs de l'équipe de rétablissement du saumon coho du Fraser intérieur ont permis de recenser 11 sous-populations nichant dans ces cinq UC et d'élaborer des objectifs de rétablissement fondés sur le maintien de l'abondance au-dessus d'un seuil de 1 000 géniteurs dans chacune de ces sous-populations (IFCRT 2006, tableau 2). Les délimitations des sous-populations étaient fondées sur plusieurs facteurs, notamment la présence d'obstacles naturels, l'influence de grands lacs sur les régimes de débit en aval et les régimes thermiques, les observations de regroupements de géniteurs dans des conditions de débit différentes et la différenciation génétique. Les 11 sous-populations sont décrites en détail par le IFCRT (2006).

Seule la partie supérieure de l'aire de répartition de l'UC du canyon du Fraser (en amont de Hells Gate sur le fleuve Fraser) est incluse dans notre délimitation du saumon coho du Fraser intérieur. Cette délimitation est conforme aux analyses précédentes pour cette UGS (p. ex., Arbeider et al. (2020)). Par conséquent, Nahatlatch est la seule sous-population incluse dans notre description de l'UC du canyon du Fraser. Le ruisseau Kawkawa, situé au sud du canyon du Fraser près de Hope, en Colombie-Britannique, n'est pas inclus dans les données que nous utilisons.

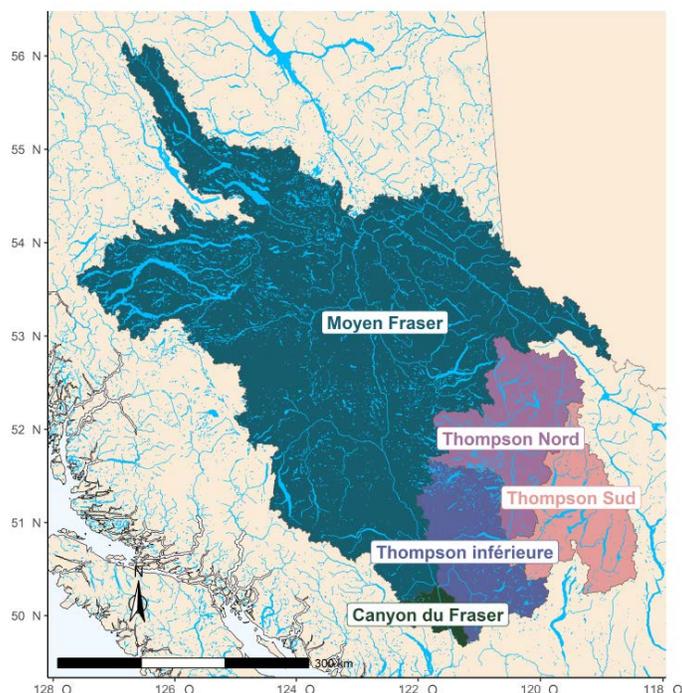


Figure 4. Aire de répartition de l'UGS du saumon coho du Fraser intérieur, y compris les cinq UC qui composent l'UGS. Seule la partie supérieure de l'UC du canyon du Fraser (en amont de Hells Gate) est illustrée ici pour correspondre à l'échelle spatiale des données qui ont été utilisées pour les analyses.

Tableau 2. Unités de conservation du saumon coho du Fraser intérieur et sous-populations connexes. Veuillez noter que la définition de ces sous-populations, y compris leurs limites cartographiées, est fournie dans IFCRT (2006).

Unité de conservation	Sous-populations
Moyen Fraser	<ul style="list-style-type: none"> • Moyen Fraser • Moyen Fraser supérieur
Canyon du Fraser	<ul style="list-style-type: none"> • Nahatlatch
Thompson inférieure	<ul style="list-style-type: none"> • Thompson inférieure • Nicola
Thompson Nord	<ul style="list-style-type: none"> • Thompson Nord inférieure • Moyenne Thompson • Thompson Nord supérieure
Thompson Sud	<ul style="list-style-type: none"> • Bassin hydrographique de la rivière Adams • Cours inférieur et moyen de la rivière Shuswap • Affluents du lac Shuswap

La mise en valeur au moyen d'écloseries a eu lieu et continue de se produire dans certaines parties de l'UGS du saumon coho du Fraser intérieur. Deux UC sont actuellement considérées comme comportant des populations sauvages selon les critères établis par Withler et al. (2018) (c'est-à-dire qu'il n'y a pas de programme d'écloserie ; la proportion de poissons provenant d'écloseries hors du bassin hydrographique est limitée à moins de 3 % par année), tandis que les trois autres sont considérées comme comportant des populations sauvages intégrées (c'est-à-dire avec des valeurs d'influence naturelle proportionnelle, INP, de fort probablement $\geq 0,72$; M. Arbeider, comm. pers.). Dans les populations sauvages intégrées, la plupart des poissons sont considérés comme « sauvages » selon la PSS, leurs parents étant nés dans un environnement naturel. L'UC de la Thompson inférieure présentait des niveaux plus élevés de mise en valeur au moyen d'écloseries entre 1998 et 2005, de sorte qu'on aurait probablement considéré qu'il s'agissait d'une population en transition intégrée ($0,5 \leq \text{INP} < 0,72$) au cours de cette période.

Les cinq UC de saumon coho du Fraser intérieur ont historiquement affiché des niveaux relativement élevés de covariation dans les échappées, avec une corrélation moyenne de 0,56 dans l'abondance des géniteurs entre les UC. La similarité entre les réponses des UC aux facteurs environnementaux et anthropiques est confirmée par l'application des quatre critères proposés par Holt et al. (2023) pour évaluer dans quelle mesure on peut déduire l'état des UC pour lesquelles les données sont insuffisantes à partir des UC pour lesquelles il y a des données. Un résumé de notre considération de ces critères pour le saumon coho du Fraser intérieur est présenté à l'annexe C. Les résultats ont montré que les UC de saumon coho du Fraser intérieur présentent de nombreuses caractéristiques communes. Nous avons trouvé peu d'indicateurs significatifs qui nous auraient empêchés de déduire l'état d'une UC à partir d'une UC voisine avant nos analyses d'études de cas.

Le saumon coho du Fraser intérieur est inclus dans le premier lot de grands stocks de poissons proposés aux fins de réglementation en vertu des dispositions sur les stocks de poissons de la *Loi sur les pêches* révisée, ce qui nécessite l'élaboration de PRL pour l'UGS correspondante.

3.1.1. Évaluations précédentes

Le déclin de l'abondance des géniteurs chez le saumon coho du Fraser intérieur tout au long des années 1990 a mené à une série de mesures de gestion destinées à promouvoir le rétablissement, y compris d'importantes restrictions visant les pêches à compter de 1998 (Decker et al. 2014). Les données probantes d'un nouveau régime de productivité plus faible à partir de l'année de montaison de 1994 ont été bien documentées, coïncidant avec le déclin de l'abondance des géniteurs (Decker et al. 2014). En 2002, le Comité sur la situation des espèces en péril au Canada (COSEPAC) a désigné l'UGS de saumon coho du Fraser intérieur comme étant « en voie de disparition » en l'évaluant comme une seule « unité désignable » (UD).

Les travaux ultérieurs de l'équipe responsable du rétablissement du saumon coho du Fraser intérieur (ERCFI) ont abouti à un programme de conservation décrivant les objectifs de rétablissement à court et à long terme pour l'unité de gestion (IFCRT 2006). En 2014, Decker et ses collaborateurs ont évalué l'état par rapport aux objectifs de 2006 établis par l'ERCFI et ont conclu que le saumon coho du Fraser intérieur avait dépassé la cible de rétablissement à court terme chaque année depuis 2008, et qu'il avait dépassé la cible de rétablissement à long terme au cours des deux dernières années de montaison (2012 et 2013). De plus, en 2014, le saumon coho du Fraser intérieur a été évalué selon la PSS du MPO. L'évaluation intégrée de l'état selon la PSS a classé l'état de trois de ces UC (moyen Fraser, canyon du Fraser, Thompson Sud) comme se trouvant en zone ambre et les deux autres en zone ambre/verte [basse Thompson et Thompson Nord ; DFO (2015)]. Dans le cadre de l'évaluation selon la PSS, on a estimé $G_{\text{gén}}$ et G_{RMD} pour chaque

UC et on les a utilisés avec d'autres points de référence pour déterminer l'état intégré de l'UC. Une évaluation subséquente du COSEPAC en 2016 a fait passer l'évaluation de l'état du saumon coho du Fraser intérieur de « espèce en voie de disparition » à « espèce menacée » (COSEWIC 2016). En 2018, le MPO a entrepris une évaluation du potentiel de rétablissement (EPR) pour le saumon coho du Fraser intérieur, qui décrit l'état, l'habitat, les menaces, les facteurs limitatifs liés au rétablissement, les cibles de rétablissement possibles et les projections de l'abondance pour l'UD, ainsi que des recommandations concernant l'atténuation et les dommages admissibles (Arbeider et al. 2020).

3.1.2. Historique des points de référence fondés sur l'abondance agrégée

Le saumon coho du Fraser intérieur présente une forte relation positive entre sa répartition spatiale et son abondance agrégée, qui a été utilisée comme base pour déterminer les cibles de rétablissement de l'abondance agrégée et les points de référence pour le groupe de stocks. À partir de 2006, l'ERCFI a établi un objectif de rétablissement d'une ou de plusieurs sous-populations viables dans chacune des cinq « populations », où la définition d'une population correspond à celle d'une UC aux termes de la PSS (IFCRT 2006). Veuillez noter qu'à partir de ce point, nous utilisons le terme « UC » plutôt que « population » lorsqu'il est question des objectifs de rétablissement établis par l'ERCFI afin d'être cohérents avec la PSS. L'ERCFI a établi un objectif de rétablissement à court terme selon lequel l'échappée moyenne sur trois ans dans au moins la moitié des sous-populations de chacune des cinq UC devait dépasser 1 000 saumons cohos géniteurs d'origine naturelle, à l'exclusion des poissons d'écloserie qui fraient à l'état sauvage. En se fondant sur l'analyse de la relation entre l'abondance agrégée et le nombre d'UC qui ont atteint cet objectif à partir des données historiques, l'ERCFI a déterminé que la cible de rétablissement à court terme de l'abondance était de 20 000 géniteurs, soit le niveau requis pour atteindre son objectif de répartition. De plus, l'ERCFI a établi une cible de rétablissement à long terme de 40 000 géniteurs, ce qui représente un niveau qui devrait maintenir 1 000 saumons cohos sauvages ou plus dans les 11 sous-populations. Decker et al. (2014) ont mis à jour l'analyse initiale de l'ERCFI à l'aide d'une série chronologique plus longue de données sur les échappées. Ils ont également quantifié la relation entre l'abondance agrégée et la répartition en utilisant une régression logistique pour estimer la probabilité d'atteindre les objectifs de rétablissement à court et à long terme en fonction de l'abondance agrégée. Ils ont conclu que des niveaux d'abondance agrégée des géniteurs de 20 000 et de 40 000 aboutiraient à une probabilité de près de 100 % que les objectifs à court terme et les objectifs de rétablissement à long terme de l'ERCFI soient atteints, respectivement.

Korman et al. (2019) ont également utilisé des régressions logistiques de la relation entre les objectifs de répartition de l'ERCFI et l'abondance agrégée lorsqu'ils ont évalué la façon dont les taux de survie liés à l'exploitation et ceux du stade de smolt au stade d'adulte ont influé sur la capacité du saumon coho du Fraser intérieur d'atteindre les objectifs de conservation. Leur approche était semblable à celle de Decker et al. (2014), sauf qu'ils ont appliqué des régressions logistiques à l'échelle de l'UC plutôt qu'à l'échelle de l'UGS. À l'aide de cette approche, ils ont calculé la probabilité que les objectifs liés aux sous-populations établis par l'ERCFI aient été atteints en fonction de l'échappée totale par rapport aux UC dans le cadre de leur évaluation par simulation. Au moment d'évaluer dans quelle mesure les objectifs de conservation ont été atteints à l'échelle de l'UGS, ils ont choisi de se fier aux valeurs antérieures de 20 000 et 40 000 déterminées par l'ERCFI plutôt que de mettre à jour ces valeurs. Enfin, l'EPR de 2018 a utilisé une régression logistique mise à jour pour déterminer une cible de rétablissement à long terme pour le saumon coho du Fraser intérieur qui a atteint l'objectif à long terme de l'ERCFI de 1 000

généiteurs dans toutes les sous-populations (Arbeider et al. 2020). Par conséquent, Arbeider et al. (2020) ont recommandé que la cible de rétablissement à long terme pour le saumon coho du Fraser intérieur soit une abondance moyenne géométrique sur trois ans de 35 935 généiteurs d'origine naturelle.

3.2. DONNÉES

Les données de cette étude de cas couvrent les années de montaison allant de 1998 à 2020. Les données antérieures à 1998 n'ont pas été utilisées en raison du manque d'uniformité des méthodes d'évaluation et de la qualité des données. Toutes les données sur le saumon coho du Fraser intérieur ont été fournies par l'unité d'évaluation des stocks du fleuve Fraser du MPO (M. Arbeider, MPO, Kamploops, C.-B., comm. pers.). Ces données comprenaient : (i) l'abondance annuelle des généiteurs par UC (1998-2020) ; (ii) recrues d'origine naturelle selon l'âge par UC par année (années d'éclosion 1998 à 2016) ; (iii) un indice du taux de survie du stade de smolt au stade d'adulte chez les individus d'écloserie ; (iv) les taux d'exploitation annuels ; (v) l'abondance annuelle des généiteurs pour les onze sous-populations faisant partie des cinq UC.

Deux types de séries chronologiques de l'abondance des généiteurs ont été fournis : le nombre total de généiteurs et le nombre de généiteurs d'origine naturelle en montaison (parfois appelé « remonte naturelle »). Le premier type, le nombre total de généiteurs, comprend à la fois les généiteurs d'origine naturelle et les généiteurs provenant d'écloseries, mais qui ont effectué une montaison de façon naturelle. Toutefois, il exclut les poissons retirés du cours d'eau pour utilisation dans les stocks de généiteurs des écloseries. Dans le cadre de la modélisation de la dynamique entre les généiteurs et les recrues, le nombre total de généiteurs a été jumelé au recrutement d'origine naturelle, de sorte que la productivité estimée de tous les généiteurs a été entièrement saisie. Le deuxième type de série chronologique de l'abondance des généiteurs, la remonte naturelle pour la fraie, comprenait seulement les poissons d'origine naturelle retournant à leur rivière natale pour frayer, y compris les généiteurs provenant d'écloseries. La remonte naturelle pour la fraie a été utilisée pour comparer l'abondance des généiteurs aux points de référence des UC ou aux PRL à l'échelle de l'UGS afin d'estimer l'état à l'échelle de l'UC ou de l'UGS.

Les données étaient semblables à celles décrites dans Arbeider et al. (2020) ; les traitements, les hypothèses, le remplissage et la qualité des données sont décrits en détail dans ce document. Les mises à jour les plus récentes qui ne sont pas décrites dans Arbeider et al. (2020) comprennent l'intégration de trois années supplémentaires de données (années de montaison 2018 à 2020 ; années d'éclosion 2014 à 2016), des mises à jour de l'indice du taux de survie du stade de smolt à celui d'adulte à l'échelle de l'UGS pour utiliser une moyenne pondérée par taille au moment du lâcher, et un examen amélioré de la qualité des données sur l'âge d'après des écailles utilisées pour calculer la proportion de recrues selon l'âge (M. Arbeider, MPO, Kamploops, C.-B., comm. pers.).

La série chronologique des taux d'exploitation est une importante source d'incertitude pour le saumon coho du Fraser intérieur. Les taux d'exploitation ne sont disponibles qu'à l'échelle de l'UGS, de sorte qu'ils sont présumés identiques dans toutes les UC. Il est peu probable que cette hypothèse soit vraie en raison des différences connues en matière de pêches en eau douce entre les UC. De plus, les modèles utilisés pour reconstituer les taux d'exploitation nécessitent un grand nombre d'hypothèses qui devraient être erronées (Arbeider et al. 2020). Étant donné que les séries chronologiques des taux d'exploitation sont utilisées pour reconstruire les séries chronologiques du recrutement, les erreurs dans les taux d'exploitation se propageront jusqu'aux estimations des paramètres de stock-recrutement, aux points de référence de l'abondance

relative comme $G_{\text{gén}}$, et à la covariation dans les résidus du recrutement. D'autres sources d'incertitude dans les ensembles de données sur le saumon coho du Fraser intérieur comprennent les erreurs d'observation dans les estimations de l'abondance des géniteurs et les estimations de l'âge au moment de l'échappée. Les estimations de l'abondance des géniteurs sont en grande partie calculées à partir de relevés visuels, pour lesquels l'efficacité des observateurs n'est pas estimée et la durée des relevés est difficile à estimer avec exactitude. Le prélèvement d'écaillés pour déterminer la structure selon l'âge est incomplet à l'échelle de l'UC avec de petites tailles d'échantillon, des données manquantes et une représentation spatiale limitée au sein des UC au cours de certaines années (Korman et al. 2019).

3.3. ESTIMATION DE L'ÉTAT DES UC

Nous utilisons trois autres façons de caractériser l'état des UC lors de l'élaboration des PRL pour le saumon coho du Fraser intérieur : 1) des estimations multidimensionnelles de l'état calculées à partir de l'Explorateur, 2) l'abondance à l'échelle de l'UC par rapport à $G_{\text{gén}}$ comme PRI de l'abondance, et 3) la répartition de l'abondance des géniteurs par rapport aux cibles de répartition établies par l'ERCFI.

La première approche, qui utilise l'Explorateur élaboré par le programme sur l'état des saumons (section 2.2.1), est conforme à la PSS du Canada. Les deux autres approches sont principalement utilisées pour élaborer des PRL fondés sur l'abondance agrégée dans la présente étude de cas, ainsi que comme point de comparaison avec l'Explorateur.

La deuxième approche consiste à comparer l'abondance actuelle et l'estimation de $G_{\text{gén}}$ pour chaque UC, où l'état d'une UC est considéré comme étant en zone rouge lorsque l'abondance est inférieure à $G_{\text{gén}}$. La valeur de $G_{\text{gén}}$ représente le nombre de géniteurs requis pour le rétablissement à G_{RMD} (géniteurs au rendement maximal durable) en une génération, dans des conditions d'équilibre en l'absence de pêche (Holt et al. 2009). $G_{\text{gén}}$ est l'un des nombreux points de référence disponibles pour l'attribution de l'état multidimensionnel d'une UC dans les évaluations intégrées de l'état selon la PSS et l'Explorateur. Il représente un PRI entre les zones d'état rouge et ambre et a été utilisé dans le cadre de l'évaluation intégrée de l'état du saumon coho du Fraser intérieur en 2014 (DFO 2015). Bien que les estimations de l'état des UC par rapport à $G_{\text{gén}}$ soient des résultats facilement accessibles à partir de l'Explorateur, nous avons calculé ce paramètre sans avoir recours à l'outil pour nos études de cas.

La troisième approche est fondée sur la répartition des échappées de géniteurs parmi les sous-populations nichant dans les UC (tableau 2). Nous appliquons cette approche pour le saumon coho du Fraser intérieur afin de maintenir la cohérence avec les processus antérieurs de planification du rétablissement pour cette UGS (IFCRT 2006 ; Arbeider et al. 2020). Étant donné que la cible de répartition que nous utilisons a été initialement élaborée par l'ERCFI en 2006, nous l'appelons « cible de répartition de l'ERCFI ». Plus précisément, nous utilisons l'objectif de rétablissement à court terme de l'ERCFI selon lequel l'échappée moyenne géométrique sur trois ans dans au moins la moitié des sous-populations de chacune des cinq UC doit dépasser 1 000 géniteurs d'origine sauvage, à l'exclusion des poissons d'écloserie qui fraient à l'état sauvage. Nous avons choisi la cible de rétablissement à court terme comme approximation pour le PRI dans notre étude de cas parce que, comme l'a souligné Arbeider et al. (2020), la cible à court terme a été conçue comme cible immédiate lorsqu'une population est en voie de disparition. À ce titre, elle a été interprétée comme un niveau devant empêcher la disparition ou la perte de la diversité génétique. Nous avons inclus cette troisième approche pour définir l'état des UC afin de démontrer la gamme d'approches et de paramètres qui peuvent être utilisés, et de démontrer

la sensibilité du PRL au choix des paramètres pour déterminer l'état des UC. Les prochaines itérations de l'approche de l'Explorateur pourraient comprendre des paramètres de répartition comme ceux qui sont utilisés dans l'approche de l'ERCFI.

3.3.1. Estimation de $G_{\text{gén}}$

Des estimations de $G_{\text{gén}}$ sont nécessaires pour évaluer l'état des UC à l'aide de l'algorithme multidimensionnel de l'Explorateur et de la comparaison de l'abondance actuelle des UC à $G_{\text{gén}}$. Alors que l'application de l'Explorateur aux UC de saumon coho du Fraser intérieur dans Pestal et al. (en préparation) s'appuie sur les estimations évaluées par les pairs de $G_{\text{gén}}$ tirées de l'évaluation intégrée de l'état selon la PSS (DFO 2015), nous estimons de nouveau $G_{\text{gén}}$ ici à l'aide des données mises à jour jusqu'en 2020. De plus, nous explorons d'autres formulations de modèles de stock-recrutement pour mieux comprendre comment les hypothèses du modèle à l'échelle de l'UC influent sur les estimations du PRL qui en résultent.

Deux formulations différentes du modèle de stock-recrutement ont été utilisées pour estimer $G_{\text{gén}}$: (i) un modèle de Ricker de base, qui comprend une covariable de la survie du stade de smolt à celui d'adulte, et (ii) une forme de substitution du modèle de Ricker dans laquelle une distribution a priori informative est utilisée pour augmenter G_{REM} par rapport au modèle de base, appelé « Ricker_aprioriCap ». G_{REM} est le niveau d'abondance des géniteurs auquel le stock se remplace ; la relation entre G_{REM} et les paramètres du modèle de stock-recrutement de Ricker est illustrée ci-dessous (équation 13). Ces deux modèles ont déjà été élaborés et appliqués aux UC de saumon coho du Fraser intérieur. La covariable de la survie du stade de smolt à celui d'adulte utilisée pour les deux modèles est un indice du taux de survie des smolts d'écloserie jusqu'au stade d'adulte. L'indice n'est pas propre à une UC ; le même indice s'applique à toutes les UC. Un troisième modèle de Ricker, dans lequel un a priori informatif sur G_{REM} et la mortalité anticompensatoire ont été inclus, a également été utilisé par Korman et al. (2019) et Arbeider et al. (2020) ; cependant, nous ne l'avons pas inclus dans notre étude de cas par souci de simplicité. Comme l'a fait remarquer Korman et al. (2019), il n'y a aucune indication dans les données disponibles d'une dynamique anticompensatoire, et l'ajustement du modèle stock-recrutement à la mortalité anticompensatoire a exigé une hypothèse très incertaine au sujet du niveau d'échappée auquel l'anticompensation a lieu. De plus, les critères officiels de sélection du modèle ont montré que l'ajout de la mortalité anticompensatoire dans les modèles entraînait une réduction de l'ajustement du modèle (Korman et al. 2019).

Korman et al. (2019) et Arbeider et al. (2020) ont utilisé une structure de modèle hiérarchique pour les modèles Ricker de base et Ricker_aprioriCap en supposant que les paramètres de productivité à l'échelle de l'UC étaient échantillonnés à partir d'une distribution normale commune partagée par toutes les UC. À l'aide des critères officiels de sélection des modèles (c'est-à-dire les CID), Korman et al. (2019) ont constaté un soutien plus élevé pour la structure hiérarchique que lorsque les paramètres de productivité étaient présumés indépendants entre les UC. Cependant, notre examen initial de l'approche hiérarchique appliquée à l'ensemble de données mis à jour nous a amenés à choisir l'approche indépendante de l'UC pour notre évaluation. Premièrement, nous avons constaté que les estimations du PRL étaient sensibles à l'écart-type présumé pour l'hyperdistribution a priori pour le paramètre de productivité. L'utilisation de l'approche de modèle particulier a éliminé l'influence a priori des résultats du modèle. Deuxièmement, une régression logistique ajustée aux estimations de l'état obtenues à l'aide du modèle hiérarchique n'a pu converger vers une solution au cours de plusieurs années entre 2015 et 2020, y compris l'année la plus récente (2020).

Les analyses futures de la relation stock-recrutement pour le saumon coho du Fraser intérieur pourraient vouloir revoir l'approche hiérarchique de la modélisation de la productivité. Les distributions bayésiennes a posteriori du paramètre de la productivité à partir des ajustements de notre modèle particulier montrent certaines différences de productivité entre les UC (en particulier pour l'UC du canyon du Fraser ; annexe C). Cependant, il y avait un chevauchement important des distributions à l'échelle de l'UC pour toutes les autres UC. Nous ne nous attendons pas à ce que notre décision d'appliquer une approche de modélisation propre au stock ait une incidence sur nos conclusions générales. Dans les analyses préliminaires, les PRL étaient semblables entre les approches de modélisation individuelle et hiérarchique.

Les formulations des deux modèles de stock-recrutement sont décrites ci-dessous.

Modèle 1 : Ricker

La formulation du modèle de stock-recrutement de Ricker de base était la suivante :

$$R_{i,a,t} = P_{i,a,t-a} S_{i,t-a} e^{\log(\alpha_i) + \gamma \log(m_{t-1}) - \beta_i G_{i,t-a} - \sigma_{v_i}^2 / 2} \quad (8)$$

$$v_i \sim Normal(0, \sigma_{v_i}) \quad (9)$$

où

$R_{i,a,t}$ = le nombre prévu de recrues d'origine naturelle de l'UC i de l'âge a qui reviennent à la frayère dans l'année t (c'est-à-dire les recrues produites par échappée au cours de l'année d'éclosion $t - a$)

$P_{i,a,t-a}$ = la proportion de recrutement de l'UC i qui revient à la frayère à l'âge a de l'année d'éclosion $t - a$

$G_{i,t-a}$ = géniteurs de l'UC i dans l'année d'éclosion $t - a$

α_i = paramètre de productivité pour l'UC i

γ = coefficient de survie du stade de smolt à celui d'adulte partagé entre les UC

m_{t-1} = indice de survie des smolts d'écloserie jusqu'au stade d'adulte partagé entre les UC pour l'entrée en mer au cours de l'année $t-1$

β_i = terme dépendant de la densité décrivant le taux de diminution de la survie dépendant de la densité pour l'UC i , avec l'augmentation de l'abondance des géniteurs

σ_{v_i} = écart-type d'erreur de processus sur les écarts de recrutement

Le recrutement total à partir d'une année d'éclosion, AE , est calculé comme la somme des recrues d'âge 3 et 4 au cours d'années consécutives,

$$R_{i,AE} = R_{i,a=3,AE} + R_{i,a=4,AE} \quad (10)$$

On a supposé que les observations de $\ln(R_{AE}/G_{AE})$ étaient des variables aléatoires à distribution normale avec un écart-type de σ_{v_i} .

Cette formulation de modèle est similaire à celle du modèle de Ricker utilisé dans Arbeider et al. (2020), mais sans structure hiérarchique imposée à $\log(\alpha_i)$. Nous avons placé les contraintes non informatives suivantes sur la fonction de probabilité pour répliquer la routine d'ajustement du modèle bayésien de Arbeider et al. (2020) :

$$\gamma \sim Normal(0, 10) \quad (11)$$

$$\sigma_{v_i} \sim InverseGamma(0, 1, 0, 1) \quad (12)$$

Modèle 2 : Ricker_aprioriCap

Pour maintenir la cohérence avec les travaux précédents sur le saumon coho du Fraser intérieur, nous envisageons également une version du modèle de Ricker qui utilise une distribution a priori informative sur G_{REM} pour augmenter la capacité de charge. Korman et al. (2019) ont suggéré que le modèle de Ricker avec une covariable de la survie du stade de smolt à celui d'adulte (modèle 1) surestimait la dynamique compensatoire à une abondance élevée des géniteurs lorsqu'il n'était appliqué qu'aux données à partir de 1998. Ils ont noté que l'abondance des géniteurs depuis 1998 a été beaucoup plus faible que les niveaux historiques. Étant donné que la rareté des données sur l'abondance élevée des géniteurs rend difficile l'estimation de la capacité de charge, les estimations de base de la capacité de charge de Ricker peuvent ne pas être fiables (Korman et al. 2019). De plus, ils ont observé qu'une lignée a persisté à une abondance des géniteurs relativement plus élevée et plus stable que les deux autres, ce qu'ils ont considéré comme une preuve d'une capacité supérieure à celle que le modèle de Ricker de base avait estimée. Compte tenu de ces préoccupations, Korman et al. (2019) ont proposé un modèle de Ricker de rechange qui utilisait une distribution a priori informative pour augmenter la capacité de charge (représentée par l'abondance des géniteurs à laquelle le stock se remplace, G_{REM}). Arbeider et al. (2020) ont suivi l'approche de Korman et al. (2019) en considérant à la fois le modèle de Ricker de base et une version du modèle Ricker ayant une distribution a priori informative sur G_{REM} étant plausible lors de la prestation d'avis de gestion.

$$\beta_i = \frac{\alpha_i + \gamma + \log(\bar{m})}{G_{REM,i}} \quad (13)$$

$$G_{REM,i} \sim Normal(\mu_{G_{REM}}, \sigma_{G_{REM}}) \quad (14)$$

Arbeider et al. (2020) et Korman et al. (2019) ont établi $\mu_{G_{REM}}$ à 1,5 fois la valeur de G_{REM} estimée à partir de l'ajustement du modèle de base sans a priori sur G_{REM} . Pour notre ajustement du modèle (décrit dans la section 3.5.1), nous avons constaté que nous devons limiter $\mu_{G_{REM}}$ à un maximum de 1,4 fois la valeur de G_{REM} afin de parvenir à la convergence du modèle, alors nous avons plutôt utilisé l'expansion de 1,4 fois. Nous avons établi $\sigma_{G_{REM}}$ à $\sqrt{2} \times 1000 = 1414$ géniteurs, ce qui correspond à la même valeur utilisée par Arbeider et al. (2020). Il est à noter que le terme "×1000" est utilisé pour mettre à l'échelle l'abondance des géniteurs de 1/1 000 lors de l'ajustement des modèles. L'effet de l'ajout de l'a priori sur G_{REM} lors de l'ajustement de modèles particuliers aux données disponibles est illustré à la figure 5.

Calcul de Ggén

L'inclusion d'une covariable du taux de survie du stade de smolt à celui d'adulte dans les deux modèles de stock-recrutement signifie que la productivité réalisée change d'une année à l'autre en fonction du taux de survie. Nous avons intégré cet ajustement dans nos calculs de $G_{gén}$ en calculant d'abord la productivité effective de chaque UC comme suit :

$$\log(\alpha'_i) = \log(\alpha_i) + \gamma \log(\bar{m}) \quad (15)$$

où \bar{m} est le taux moyen de survie du stade de smolt à celui d'adulte au cours de la série chronologique disponible.

G_{RMD} a été calculé comme une fonction de $\log(\alpha'_i)$ et β_i en utilisant :

$$G_{RMD,i} = 1 - \frac{W(e^1 - \alpha'_i)}{\beta_i} \quad (16)$$

où W représente la fonction W de Lambert (Scheuerell 2016). $G_{gén}$ a ensuite été calculé numériquement en résolvant l'équation suivante :

$$G_{RMD,i} = \alpha'_i G_{gn,i} e^{-\beta_i \cdot S_{gen,i}} \quad (17)$$

3.4. ESTIMATION DES PRL FONDÉS SUR L'ÉTAT DES UC

3.4.1. Méthodes

Pour obtenir les PRL fondés sur l'état des UC, nous avons calculé la proportion d'UC qui présentaient des états multidimensionnels selon l'Explorateur au-dessus de la zone rouge. L'état a été évalué comme étant inférieur au PRL au cours des années où l'état d'une ou de plusieurs UC a été évalué comme étant en zone rouge. Les deux formulations du modèle de Ricker décrites ci-dessus ont été utilisées pour estimer les points de référence fondés sur l'abondance ($PRI = G_{gén}$ et $PRS = 0,8G_{RMD}$) lors de l'évaluation de l'état selon l'Explorateur : le modèle de Ricker de base et le modèle Ricker_aprioriCap. Les estimations de $G_{gén}$ et de G_{RMD} ont été réalisées à l'aide de toutes les données disponibles jusqu'en 2020.

À titre de comparaison, nous avons également calculé les PRL à partir de la proportion d'UC dont l'abondance moyenne générationnelle récente (trois ans) des géniteurs était supérieure à $G_{gén}$ et de la proportion d'UC qui n'ont pas atteint la cible de répartition de l'ERCFI d'au moins la moitié de toutes les sous-populations dans chaque UC comptant plus de 1 000 géniteurs.

3.4.2. Résultats

Les estimations de $G_{gén}$ fondées sur le modèle Ricker_aprioriCap étaient plus élevées que celles fondées sur le modèle de Ricker de base pour quatre des cinq UC (moyen Fraser, Thompson inférieure, Thompson Nord et Thompson Sud) et étaient à peu près égales pour la cinquième UC (canyon du Fraser ; annexe C). Par conséquent, l'abondance moyenne générationnelle des géniteurs était plus susceptible de tomber en deçà de $G_{gén}$ lorsqu'elle a été estimée à l'aide du modèle Ricker_aprioriCap. Selon la formulation de base du modèle de Ricker, l'abondance moyenne générationnelle des géniteurs est demeurée supérieure à $G_{gén}$ pour toutes les années entre 2000 et 2020 (figure 6). À titre de comparaison, sous la formulation du modèle Ricker_aprioriCap, l'abondance moyenne générationnelle est tombée en deçà de $G_{gén}$ pour 5 des 21 années entre 2000 et 2020. Ces événements comprenaient l'UC de la Thompson inférieure (2006), l'UC du moyen Fraser (2006, 2008) et l'UC de la Thompson Sud (2000, 2006, 2007, 2015 ; figure 7). L'abondance des géniteurs des cinq UC était supérieure à $G_{gén}$ en 2020, peu importe le modèle géniteurs-recrutement utilisé, ce qui indique que le stock serait supérieur à un PRL fondé sur l'état des UC basé sur $G_{gén}$.

La fréquence des années au cours desquelles la cible de répartition de l'ERCFI n'a pas été atteinte pour une ou plusieurs UC était semblable à celle observée lorsque $G_{gén}$ basé sur le modèle Ricker_aprioriCap a été utilisé, les cibles de répartition n'ayant pas été atteintes au

cours de 4 des 21 années entre 2000 et 2020 (dépassées en 2006 et de 2015 à 2017). Huit des onze sous-populations ont vu l'échappée moyenne générationnelle chuter sous le seuil de 1 000 géniteurs en une ou plusieurs années (figure 8). Les sous-populations avaient tendance à différer selon l'année où elles tombaient sous le seuil de 1 000 géniteurs, ce qui signifiait que la cible de répartition d'au moins la moitié des sous-populations dans chaque UC comptant plus de 1 000 géniteurs était plus souvent atteinte qu'autrement. Les 11 sous-populations présentaient une abondance moyenne générationnelle des géniteurs supérieure à 1 000 individus en 2020, ce qui indique que le stock serait bien au-dessus d'un PRL fondé sur l'état des UC, selon la cible de répartition de l'ERCFI (figure 8).

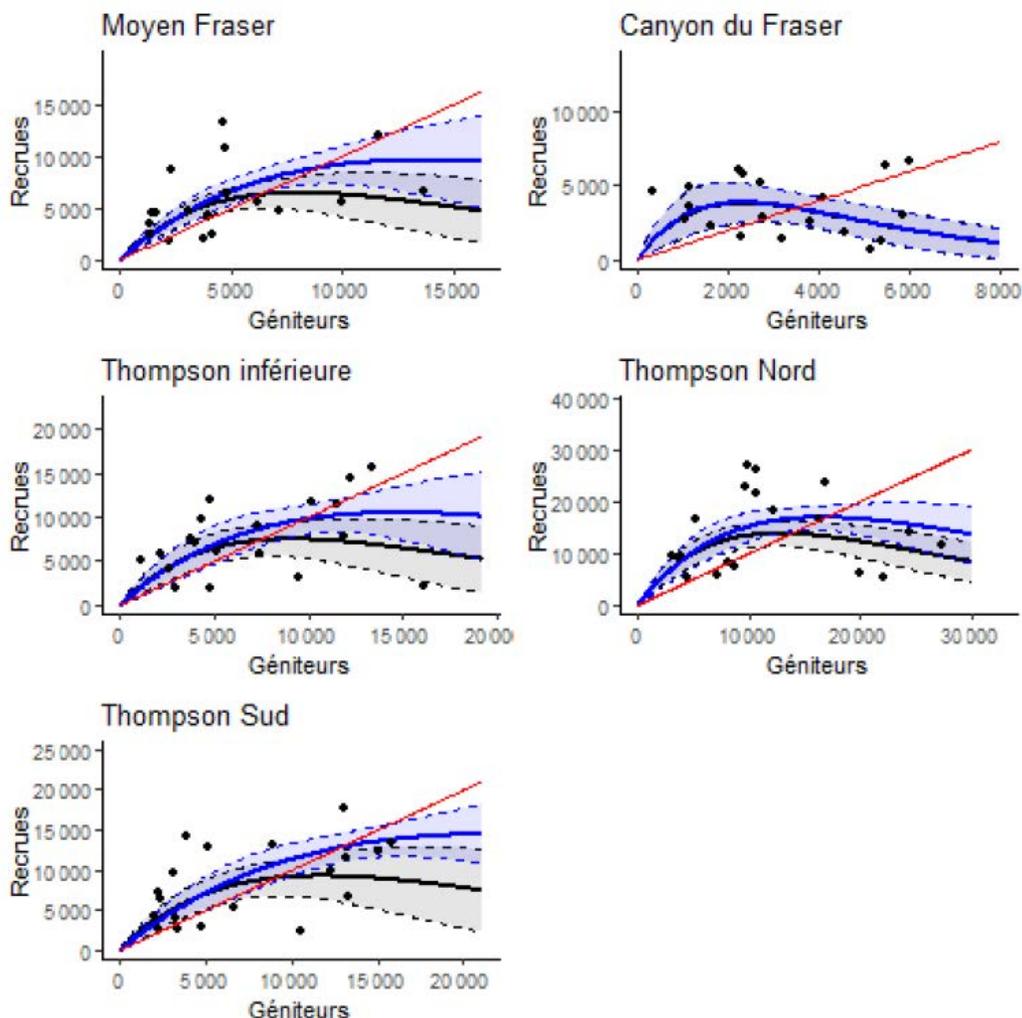


Figure 5. Courbes de la relation géniteurs-recrutement ajustées aux données sur les géniteurs et le recrutement à l'aide de modèles individuels pour chaque UC. Les lignes noires pleines indiquent l'ajustement de l'estimation correspondant à un maximum de vraisemblance pour le modèle de Ricker de base, tandis que les lignes bleues pleines indiquent l'ajustement de l'estimation correspondant à un maximum de vraisemblance pour le modèle de Ricker *aprioriCap*. Les zones associées ombrées en noir et en bleu montrent les intervalles de confiance de 95 % des ajustements de modèle respectifs en utilisant le taux de survie moyen à long terme du stade de smolt à celui d'adulte de la série chronologique disponible. Les lignes rouges indiquent la ligne de remplacement.

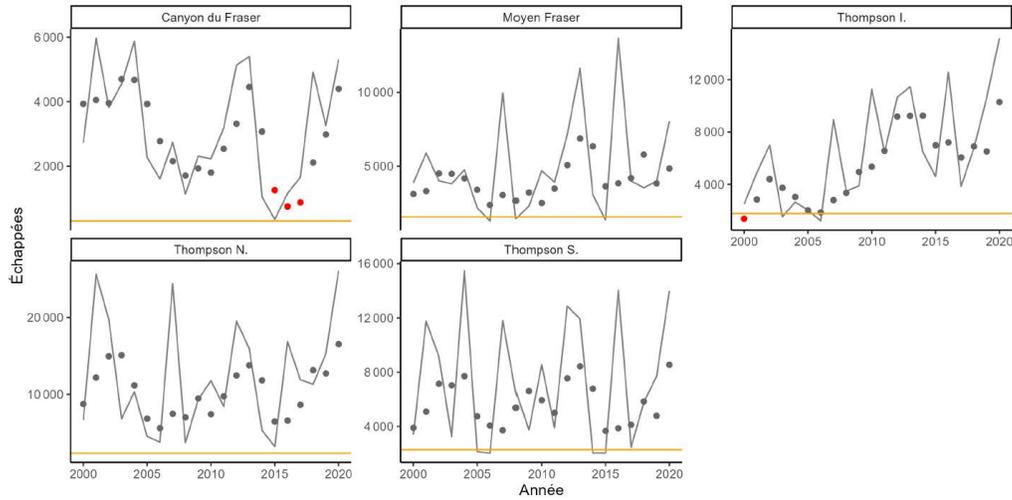


Figure 6. Séries chronologiques des échappées pour les UC de saumon coho du Fraser intérieur présentées sous forme d'échappées annuelles (lignes) et d'échappées moyennes géométriques sur trois ans (points). La première moyenne géométrique comprend les années 1998 à 2000. Les points gris indiquent les années où l'état de toutes les UC d'après une évaluation multidimensionnelle selon l'Explorateur était hors de la zone rouge lorsque $G_{gén}$ a été estimé à l'aide du modèle de Ricker, tandis que les points rouges indiquent les années où l'état de l'une ou plusieurs UC était évalué comme étant en zone rouge, soit un dépassement du PRL. Les lignes orange indiquent l'estimation de $G_{gén}$.

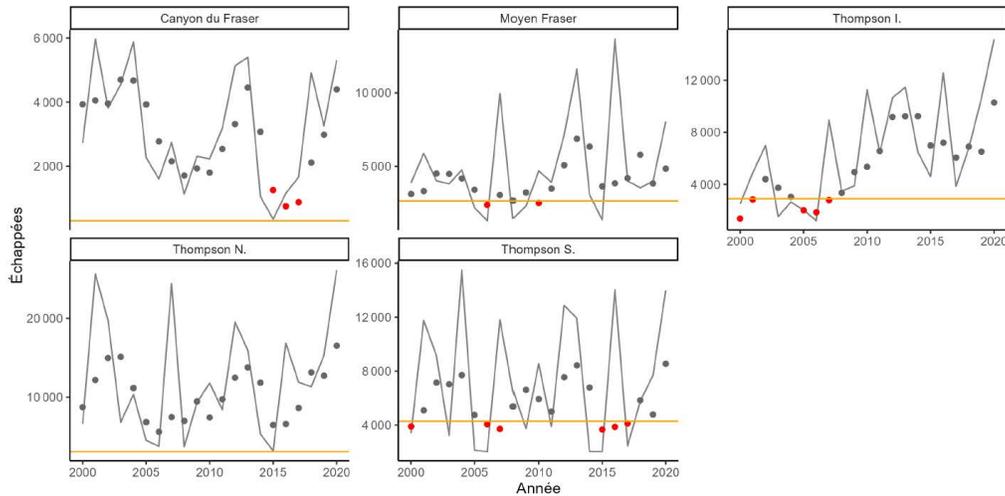


Figure 7. Séries chronologiques des échappées pour les UC de saumon coho du Fraser intérieur présentées sous forme d'échappées annuelles (lignes) et d'échappées moyennes géométriques sur trois ans (points). Les points gris indiquent les années où l'état de toutes les UC d'après une évaluation multidimensionnelle selon l'Explorateur était hors de la zone rouge lorsque $G_{gén}$ a été estimé à l'aide du modèle de Ricker_aprioriCap, tandis que les points rouges indiquent les années où l'état de l'une ou plusieurs UC était évalué comme étant en zone rouge, soit un dépassement du PRL. Les lignes orange indiquent les estimations de $G_{gén}$.

L'état multidimensionnel calculé à partir de l'Explorateur est déterminé par les paramètres d'abondance de l'UGS. Étant donné que les données sur l'abondance absolue et les points de références fondés sur $G_{gén}$ et G_{RMD} étaient disponibles, l'algorithme multidimensionnel de l'Explorateur (figure 1) attribuait le plus souvent l'état des UC en fonction de ce paramètre (figures 6 et 7). Bien que l'état, dans certains cas, était également influencé par l'abondance absolue par rapport au seuil de 1 500 géniteurs. Cela s'est produit dans l'UC du canyon du Fraser entre 2015 et 2017. Au cours de ces années, la moyenne générationnelle de l'abondance absolue des géniteurs était inférieure à 1 500 géniteurs, et l'UC a été classée dans la zone d'état rouge dans le premier nœud de l'arbre décisionnel, même si l'abondance des géniteurs était supérieure à $G_{gén}$.

Le nombre total d'années au cours desquelles un PRL aurait été dépassé au moyen de l'approche multidimensionnelle dépendait du modèle de stock-recrutement de Ricker utilisé pour estimer $G_{gén}$. Lorsque l'état a été évalué à l'aide de points de référence fondés sur l'abondance estimés à partir du modèle de Ricker de base, un PRL fondé sur l'état des UC pour l'UGS aurait été dépassé au cours de 4 des 21 années. Pour trois de ces années, le dépassement était fondé sur le fait que l'abondance des géniteurs dans le canyon du Fraser était inférieure à 1 500 géniteurs (2015 à 2017), tandis que pour l'année supplémentaire (2000), il était attribuable au fait que l'UC de la Thompson inférieure présentait une abondance des géniteurs inférieure à $G_{gén}$ (figure 6). En comparaison, lorsque l'état a été évalué à l'aide de points de référence fondés sur l'abondance à partir du modèle Ricker_aprioriCap, un PRL fondé sur l'état des UC aurait été dépassé au cours de 9 des 21 années (2000, 2001, 2005 à 2007, 2010, 2015 à 2017 ; figure 7). Pour les deux modèles de stock-recrutement, l'état multidimensionnel selon l'Explorateur était hors de la zone rouge pour toutes les UC en fonction de la moyenne générationnelle la plus récente, ce qui indique que l'UGS est actuellement au-dessus d'un PRL fondé sur l'état des UC, peu importe le modèle de stock-recrutement utilisé.

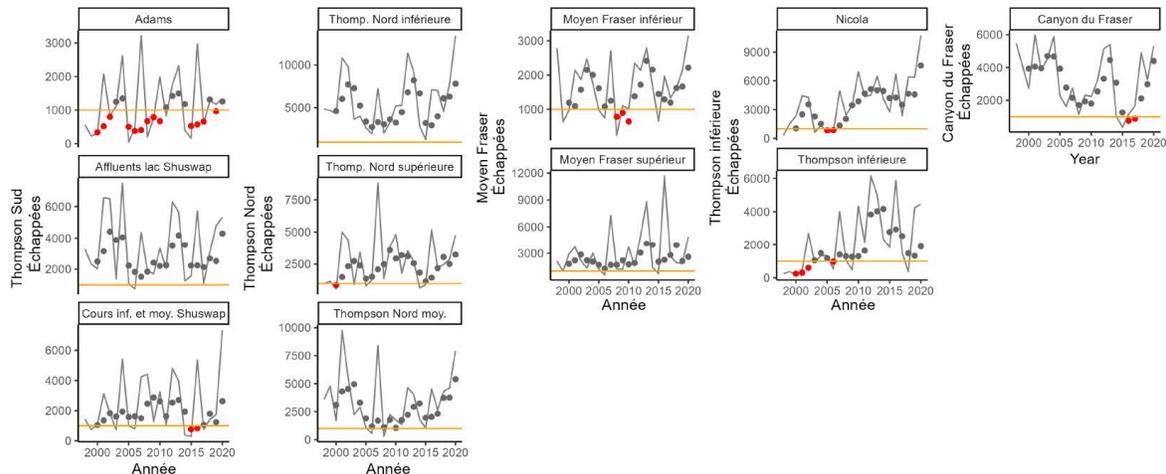


Figure 8. Séries chronologiques des échappées pour les 11 sous-populations de saumon coho du Fraser intérieur présentées sous forme d'échappées annuelles (lignes) et d'échappées moyennes géométriques sur trois ans (points). La première moyenne géométrique comprend les années 1998 à 2000. Les points gris indiquent les années où la moyenne géométrique des échappées sur trois ans était supérieure au seuil de 1 000 individus utilisé pour évaluer l'état selon la répartition, tandis que les points rouges indiquent les années où le seuil de 1 000 individus n'a pas été atteint. Les UC sont représentées par des colonnes avec des étiquettes le long de l'axe des y.

3.5. ESTIMATION DES PRL FONDÉS SUR L'ABONDANCE AGRÉGÉE PAR RÉGRESSION LOGISTIQUE

3.5.1. Méthodes

Nous présentons des PRL fondés sur l'abondance agrégée calculés à l'aide de la régression logistique, deux des points de référence sur le saumon coho du Fraser intérieur étant pris en compte : $G_{g\acute{e}n}$ et la cible de répartition de l'ERCFI. Nous distinguons les deux modèles de stock-recrutement utilisés pour estimer $G_{g\acute{e}n}$ ainsi : « Logistique : $G_{g\acute{e}n}$ -Ricker » pour le modèles de Ricker et « Logistique : $G_{g\acute{e}n}$ -aprioriCap » pour le modèle Ricker_aprioriCap, respectivement. Nous utilisons l'étiquette « Logistique : ERCFI » pour indiquer le cas où la cible de répartition de l'ERCFI a été utilisée pour élaborer le PRL fondé sur l'abondance agrégée au moyen de la régression logistique. Voir la section 2.3.1 pour un aperçu de l'approche utilisée pour calculer les PRL fondés sur l'abondance agrégée à l'aide de la régression logistique.

Lors de l'estimation du PRL de régression logistique à l'aide de $G_{g\acute{e}n}$, nous avons utilisé une approche de modélisation intégrée dans laquelle les valeurs de $G_{g\acute{e}n}$ à l'échelle de l'UC et le PRL à l'échelle de l'UGS ont été estimés simultanément. Les modèles intégrés $G_{g\acute{e}n}$ -PRL avaient deux composantes :

- (i) des modèles de stock-recrutement ajustés à chacune des cinq UC pour estimer $G_{g\acute{e}n}$ à l'échelle de l'UC (équation 8 et équations 15 - 17) ;
- (ii) un modèle de régression logistique ajusté aux données agrégées pour estimer le PRL comme l'abondance agrégée qui a été historiquement associée à une probabilité déterminée que toutes les UC se trouvent au-dessus de $G_{g\acute{e}n}$ (équations 1 - 2).

Nous avons d'abord envisagé une troisième version du modèle de régression logistique, dans laquelle nous avons utilisé l'algorithme multidimensionnel de l'Explorateur pour caractériser

l'état des UC. Les évaluations préliminaires du modèle nous ont amenés à exclure ce modèle en raison de son inadéquation. L'algorithme multidimensionnel repose sur la moyenne générationnelle (abondance lissée) pour évaluer l'état de chaque UC par rapport aux points de référence, tandis que notre approche de régression logistique utilise l'abondance agrégée brute (non lissée) comme variable explicative. Par conséquent, lorsque les régressions logistiques ont été ajustées aux estimations multidimensionnelles de l'état des UC, il y a eu un décalage dans le moment des hauts et des bas de l'abondance. Ce décalage a entraîné une relation faible/inexistante entre l'état à l'échelle de l'UGS et l'abondance brute (non lissée). De plus, l'utilisation de la moyenne générationnelle de l'abondance agrégée comme variable explicative dans l'ajustement de régression logistique, plutôt que celle des valeurs annuelles brutes de l'abondance, a entraîné une autocorrélation considérable des états.

Analyse rétrospective et analyse évaluant l'incidence des UC manquantes

Nous avons utilisé des analyses rétrospectives pour examiner l'effet de la longueur des séries chronologiques sur les estimations du PRL de régression logistique. Pour chaque année entre 2010 et 2020, nous avons utilisé les données disponibles seulement jusqu'à cette année-là pour calculer les PRL et les intervalles de confiance connexes.

De plus, pour examiner l'effet des UC manquantes sur les estimations rétrospectives du PRL, nous avons calculé les PRL à l'aide des données d'un seul sous-ensemble des cinq UC de saumon coho du Fraser intérieur. Nous avons limité notre analyse aux données manquantes d'une ou de deux UC, de sorte que nous avons au moins trois UC de données disponibles pour calculer la proportion d'UC au-dessus de leurs points de référence. Pour chaque cas de données manquantes, nous avons calculé l'état agrégé à l'échelle de l'UGS comme suit :

$$tatAgr_t = \frac{\sum_i^{nUC} G_{i,t}}{PRL'_t} \quad (18)$$

où nUC correspond au nombre d'UC utilisées (3, 4 ou 5), $G_{i,t}$ correspond à l'abondance des géniteurs d'origine naturelle retournant à l'UC i dans l'année t (y compris les géniteurs retirés pour utilisation en écloserie), et PRL'_t correspond au PRL calculé pour l'année t en n'utilisant que les données de nUC . L'état à l'échelle de l'UGS pour une année donnée a été calculé pour toutes les combinaisons possibles d'UC disponibles (5 combinaisons lorsque $nUC = 4$ et 10 combinaisons lorsque $nUC = 3$) afin de permettre l'examen de la stabilité des estimations de l'état parmi les combinaisons disponibles. Les estimations de l'état à l'échelle de l'UGS par rapport aux PRL ont été utilisées pour comparer les scénarios d'UC manquantes plutôt que les estimations réelles du PRL, car l'ampleur du PRL variera selon le nombre et la combinaison des UC utilisées. Étant donné que les estimations de l'incertitude pour l'abondance des géniteurs ne sont pas disponibles, les intervalles de confiance sur l'état du PRL sont fondés uniquement sur des intervalles de confiance estimés à 95 % pour le PRL.

3.5.2. Résultats

Estimation des PRL

Les ajustements du modèle de régression logistique en 2020 à partir des modèles intégrés Logistique : Ggén-Ricker, Logistique : Ggén-aprioriCap et Logistique : ERCFI sont présentés à la figure 9. Les trois méthodes de régression logistique concernant les PRL ont été en mesure de converger vers une solution en 2020. Les PRL obtenus pour différents seuils p sont indiqués sur

les courbes de régression, ainsi que dans le tableau 3. Il y avait beaucoup d'incertitude au sujet des courbes prévues, comme on le voit dans les grandes zones d'ombrage gris à la figure 9.

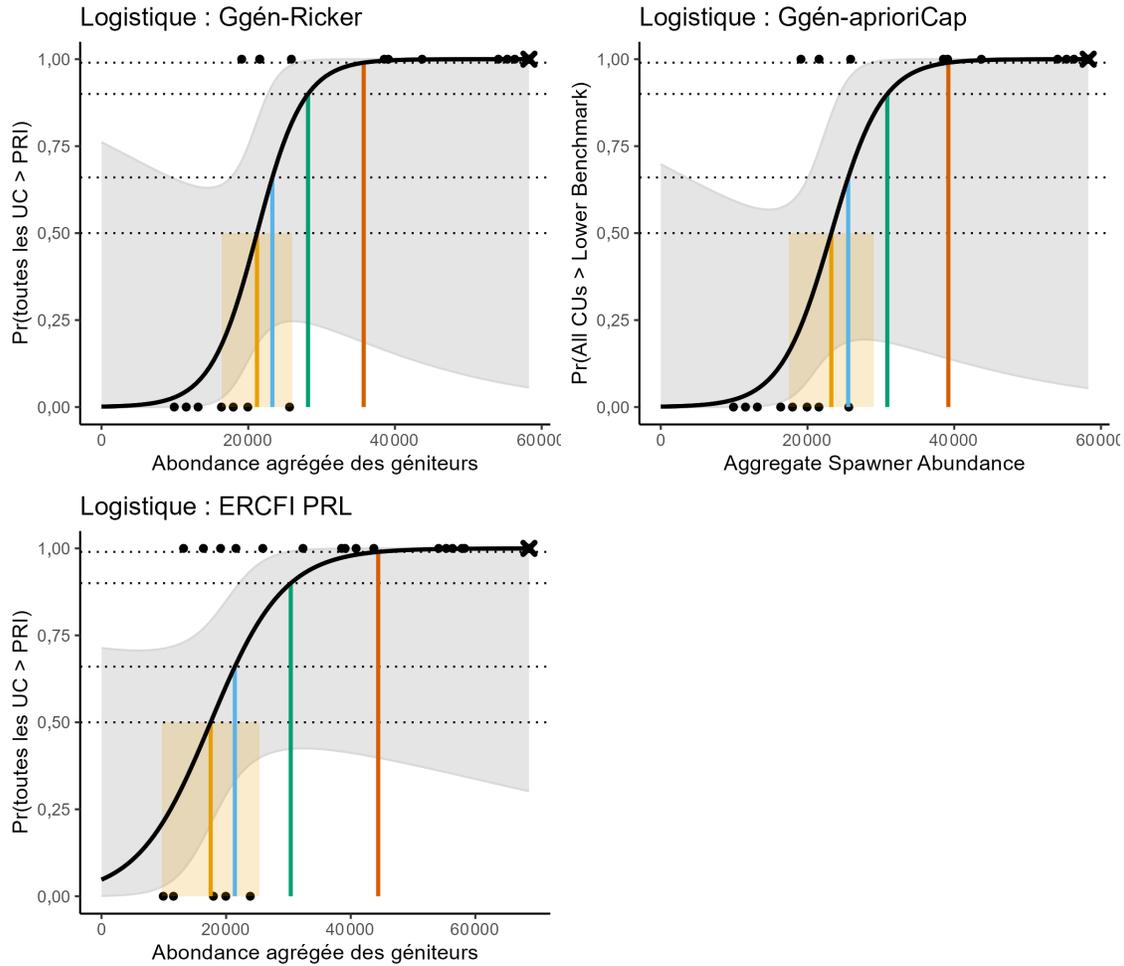


Figure 9. Ajustement de régression logistique à partir des trois modèles de régression logistique (Logistique : Ggén-Ricker, Logistique : Ggén-aprioriCap et Logistique : ERCFI) à l'aide des données de 1998 à 2020. Les points représentent des années distinctes et le « x » représente la dernière année de la série chronologique. La ligne verticale jaune indique l'estimation du PRL en fonction de l'exigence d'une probabilité de 50% pour toutes les UC supérieures à $G_{\text{gén}}$, tandis que la région en jaune indique l'intervalle de confiance de 95% concernant le PRL. Les PRL pour trois autres seuils de probabilité, 66%, 90%, et 99%, sont indiqués en bleu, vert et orange, respectivement.

Lorsque le modèle Logistique : Ggén-Ricker a été utilisé, les PRL fondés sur l'abondance agrégée variaient de 21 190 à 35 737 géniteurs, selon que la probabilité requise que toutes les UC se trouvent au-dessus de $G_{\text{gén}}$ était modérée (50 %) ou très élevée (99 %) [tableau 3]. Les PRL ont augmenté à tous les niveaux de probabilité lorsque la capacité de charge a été présumée plus élevée selon le modèle Logistique : Ggén-aprioriCap (tableau 3). Les valeurs de $G_{\text{gén}}$ plus élevées pour la plupart des UC selon la formulation du modèle de recharge Logistique :Ggén_aprioriCap ont donné lieu à plus d'années historiques où moins de 100 % des UC étaient supérieures à $G_{\text{gén}}$. Il en est résulté un déplacement de la courbe logistique vers la droite (figure 9). Les PRL fondés sur le modèle Logistique :Ggén_aprioriCap variaient de 23 245 à 39 200 géniteurs, selon

que la probabilité requise que toutes les UC se trouvent au-dessus de $G_{\text{gén}}$ était modérée (50 %) ou très élevée (99 %).

Lorsque l'état des UC était fondé sur la cible de répartition de l'ERCFI, l'ajustement de la courbe logistique avait une pente plus graduelle que les deux modèles liés à $G_{\text{gén}}$ en raison d'un plus grand chevauchement des années « réussite » (toutes les UC au-dessus de la cible de répartition) et « échec » (moins de 100 % des UC au-dessus de la cible de répartition) à une abondance agrégée faible à modérée. Au cours de trois des six années où l'abondance agrégée était inférieure à 20 000 géniteurs, la cible de répartition n'a pas été atteinte pour toutes les UC (figure 9). Les PRL fondés sur ce modèle sont également devenus de plus en plus élevés à des seuils de probabilité élevés (tableau 3). Le PRL fondé sur une probabilité de 99 % était de 44 403 géniteurs, avec un intervalle de confiance de 95 % allant de 15 102 à 73 703 géniteurs.

Tableau 3. PRL fondés sur l'abondance agrégée (avec des intervalles de confiance de 95%) estimés par trois modèles de régression logistique différents. Pour chaque niveau de probabilité, l'estimation du PRL représente la probabilité que toutes les UC se trouvent au-dessus de leur point de référence inférieur.

Probabilité	Ggén-Ricker	Ggén-aprioriCap	ERCFI
50% (Aussi probable qu'improbable)	21 190 (16 383-25 996)	23 245 (17 456-29 034)	17 515 (9 695-25 336)
66% (Probable)	23 289 (17 364-29 215)	25 547 (18 158-32 937)	21 396 (13 418-29 375)
90% (Très probable)	28 145 (17 566-38 725)	30 874 (18 129-43 620)	30 372 (15 711-45 033)
99% (Pratiquement certain)	35 737 (16 525-54 949)	39 200 (16 922-61 479)	44 403 (15 102-73 703)

Diagnostiques de régression logistique

Les diagnostics de régression logistique ont montré que les principales hypothèses de régression ont été respectées et que l'ajustement des modèles était suffisamment solide pour appuyer l'estimation des PRL à l'aide des trois modèles (tableau 4). L'hypothèse de la linéarité a été démontrée à partir du test Box-Tidwell. Ce test évalue la signification de l'ajout d'un terme d'interaction non linéaire à la régression logit. Nous avons constaté que ce terme d'interaction supplémentaire n'était pas significatif, appuyant l'hypothèse de linéarité (tableau 4). Un examen de la somme des carrés résiduelle n'a révélé aucune valeur aberrante importante, c'est-à-dire qu'aucune valeur résiduelle s'éloignait de plus de 2 écarts-types de 0 pour les trois modèles. Les observations se sont également révélées indépendantes à tous les décalages annuels examinés pour les trois modèles en fonction de l'absence d'autocorrélations significatives parmi les résidus.

Le test de Wald a montré que le coefficient du modèle logistique pour l'abondance agrégée était légèrement significatif ($p < 0,10$). Les statistiques pseudo- R^2 indiquent une relation modérément forte entre l'abondance agrégée et la probabilité que toutes les UC se trouvent au-dessus leur PRL et les statistiques sur la qualité de l'ajustement indiquaient un ajustement significatif du modèle avec une abondance agrégée par rapport au modèle nul fondé sur des valeurs p inférieures

à 0,01. Enfin, les taux de réussite « hors échantillon » représentant l'exactitude de la classification comme proportion de prédictions réussies lorsqu'une année de données a été exclue itérativement de l'ajustement du modèle, étaient relativement élevés à des seuils de probabilité faibles, ce qui indique une bonne exactitude. Ce résultat est particulièrement vrai pour les modèles Logistique : Ggén-Ricker et Logistique : Ggén-aprioriCap, dont les taux de réussite se situaient entre 0,83 et 0,87 à des seuils de probabilité de 50 % et 66 %. L'exactitude de la classification était la plus faible pour tous les modèles au seuil de probabilité de 99 %.

Tableau 4. Statistiques de diagnostic des modèles à partir des ajustements des modèles Ggén : PRL, Ggén_aprioriCap : PRL et Rép-PRL. Une description des tests de diagnostic est fournie à la section 2. Les taux de réussite sont indiqués pour les quatre seuils de probabilité pris en compte. Le symbole indique un résultat qui ne répondait que légèrement aux critères recommandés pour démontrer un bon ajustement du modèle.

Test de diagnostic	Ggén-Ricker	Ggén-aprioriCap	ERCFI
Valeur p de Box-Tidwell	0,44	0,94	0,79
Valeur résiduelle maximale	1,98	1,81	1,66
AR-1	-0,07	0,09	0,05
Valeur p de Wald	0,07*	0,06*	0,09*
Valeur p de la qualité d'ajustement	<0,01	<0,01	<0,01
Pseudo- R^2	0,60	0,61	0,40
Taux de réussite (p= 50%, 66%, 90%, 99%)	0,87, 0,83, 0,74, 0,70	0,83, 0,83, 0,83, 0,74	0,76, 0,71, 0,76, 0,52

La taille des échantillons était petite en raison de la courte série chronologique disponible pour le saumon coho du Fraser intérieur ; seulement 23 années d'observations étaient disponibles pour ajuster les modèles de régression logistique. Peduzzi et al. (1996) recommandent une exigence minimale de 10 points de données pour le résultat le moins fréquent en fonction de leurs études de simulation dans le domaine de l'épidémiologie clinique. Dans notre cas, le résultat le moins fréquent a été le défaut de toutes les UC de se trouver au-dessus de leurs points de référence (c'est-à-dire 0). Nous n'avons pas été en mesure d'adapter cette exigence minimale à l'un ou l'autre de nos modèles ; nous n'avions que 7, 8 et 5 points de données au résultat le moins fréquent pour les modèles Logistique : Ggén-Ricker, Logistique : Ggén-aprioriCap et Logistique : ERCFI, respectivement. Selon le taux actuel de réussite et d'échec dans les données, les tailles d'échantillon minimales estimées qui seraient nécessaires pour répondre aux critères de Peduzzi et al. (1996) variaient de 26 à 42 ans. Cependant, malgré la petite taille des échantillons, les taux de réussite sont élevés pour tous les modèles à $p = 50\%$. Par conséquent, nous sommes d'avis que le PRL de régression logistique pourrait encore être utile pour l'UGS. Nous avons procédé à des analyses rétrospectives afin d'examiner dans quelle mesure les PRL fondés sur ces ajustements du modèle étaient sensibles aux variations du niveau de données disponibles.

Analyse rétrospective et analyse évaluant l'incidence des UC manquantes

Nous avons commencé les analyses rétrospectives des trois modèles de régression logistique en 2010. Tout au long de la série chronologique, les estimations du modèle Logistique : Ggéné-Ricker n'ont pas convergé lorsque les estimations ont été tronquées à 2013 et 2014. Le modèle Logistique : Ggéné-aprioriCap n'a pas convergé sur une estimation du PRL en 2018. Les trois modèles ont montré certaines fluctuations dans les estimations du PRL au fil du temps (figure 10). Le modèle Logistique : ERCFI a eu tendance à produire les estimations les plus faibles du PRL au fil du temps, suivi des modèles Logistique : Ggéné-Ricker et Logistique : Ggéné-aprioriCap. Cependant, il y avait un chevauchement considérable entre l'intervalle de confiance des trois estimations du PRL (figure 10).

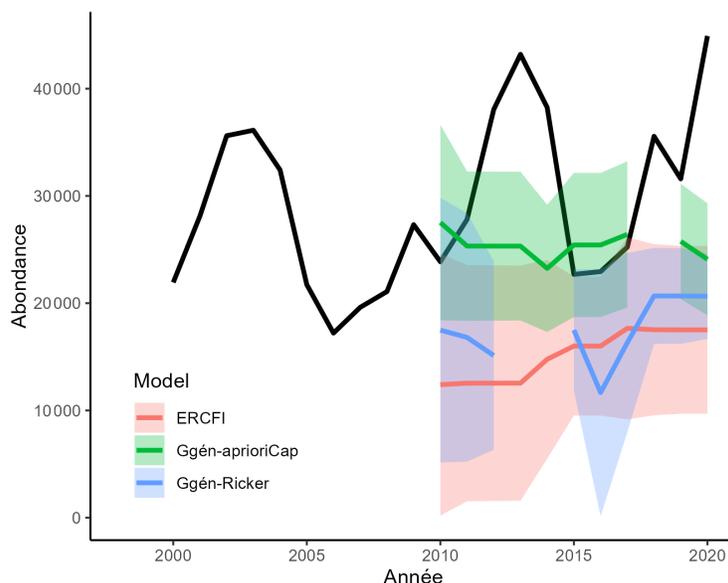


Figure 10. Moyenne géométrique sur trois ans de l'abondance agrégée des géniteurs pour l'UGS de saumon coho du Fraser intérieur (ligne noire) et série chronologique connexe des PRL rétrospectifs à partir des méthodes d'estimation par régression logistique. Les PRL sont fondés sur une probabilité de 50% que toutes les UC se situent au-dessus de leur PRL. Les estimations annuelles des PRL sont présentées sous forme de valeurs correspondant au maximum de vraisemblance (lignes colorées) et d'intervalles de confiance connexes de 95% (zones grisées).

Lorsque le modèle Logistique : Ggéné-Ricker a été appliqué rétrospectivement aux scénarios de données manquantes avec quatre des cinq UC, seul un sous-ensemble de scénarios présentait des estimations du PRL qui convergeaient vers une solution (figure 11). Les cinq combinaisons possibles de quatre UC avaient des estimations en 2017-2019, tandis que seulement quatre combinaisons avaient des estimations en 2020. Pour les scénarios dans lesquels les estimations du PRL étaient possibles, les estimations de l'état agrégé (l'équation 18) étaient souvent proches de l'estimation obtenue lorsque les cinq UC ont été utilisées, et elles chevauchaient toujours l'intervalle de confiance de 95 % de l'estimation des données complètes. Le modèle Logistique : Ggéné-Ricker était moins susceptible de converger vers une solution lorsque les données de seulement trois UC étaient utilisées. Cette tendance était particulièrement vraie en 2020, alors que seulement six des dix combinaisons possibles avaient des estimations. Pour les scénarios à trois UC qui ont pu converger, les estimations de l'état agrégé ont eu tendance à être plus

incertaines que les scénarios à quatre et à cinq UC, et ont montré des écarts plus importants par rapport à l'état estimé lorsque toutes les UC ont été utilisées. Un scénario de données manquantes en 2019 présentait une estimation de l'état qui se situait hors de l'intervalle de confiance de 95 % de l'estimation des données complètes.

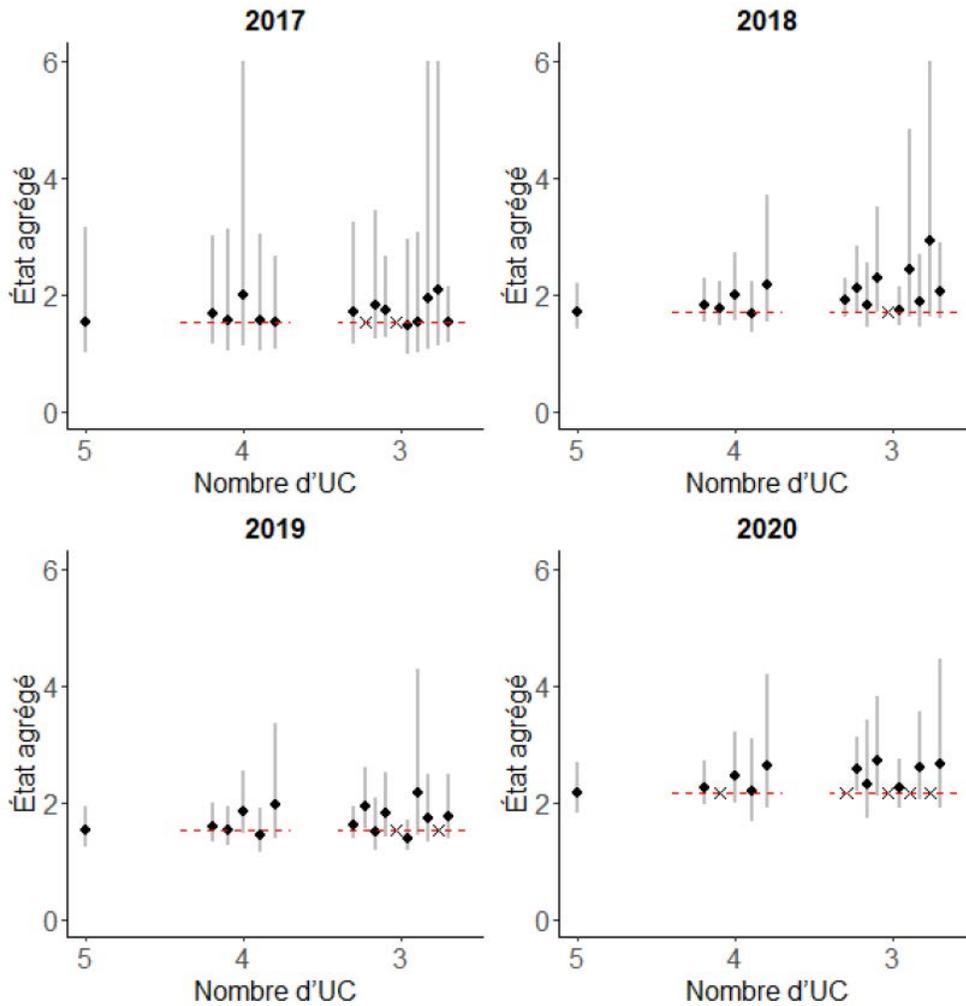


Figure 11. Estimations de l'état à l'échelle de l'UGS (avec des intervalles de confiance de 95 %) à partir du modèle Logistique : Ggéné-Ricker dans différents scénarios relatifs aux UC manquantes, où l'état agrégé est caractérisé comme la moyenne générationnelle récente de l'abondance agrégée / PRL. Les PRL sont fondés sur une probabilité de 50 % que toutes les UC se situent au-dessus de leur PRI. L'ensemble d'estimations de l'état associé à chaque nombre d'UC sur l'axe des x représente toutes les combinaisons possibles d'UC créées en sélectionnant ce nombre parmi les cinq UC disponibles. Les lignes rouges pointillées indiquent l'estimation correspondant à un maximum de vraisemblance lorsqu'aucune donnée n'est manquante (c'est-à-dire celles des cinq UC) aux fins de comparaison avec les scénarios de données manquantes. À noter que l'axe des y a été tronqué à 6, de sorte que les limites supérieures de certaines barres d'erreur ne sont pas indiquées.

Lorsque le modèle Logistique : Ggén-aprioriCap a été appliqué aux scénarios de données manquantes dans lesquels quatre UC sur cinq comportaient des données, les estimations du PRL n'étaient disponibles que pour deux des cinq combinaisons d'UC (figure 12). Pour les scénarios dans lesquels des estimations du PRL étaient disponibles, l'état a été mal estimé, l'estimation se situant souvent hors de l'intervalle de confiance de 95 % de l'estimation des données complètes. Bien que la convergence ait été plus fréquente lorsque seulement trois UC ont été utilisées, les estimations étaient très incertaines et variaient d'un scénario à l'autre. Plusieurs des estimations de l'état des scénarios à trois UC se situaient hors de l'intervalle de confiance de 95 % dans le cas des données complètes. En 2018, le modèle ne convergeait pas lorsque toutes les UC étaient incluses, mais des estimations pour les scénarios d'UC manquants étaient disponibles.

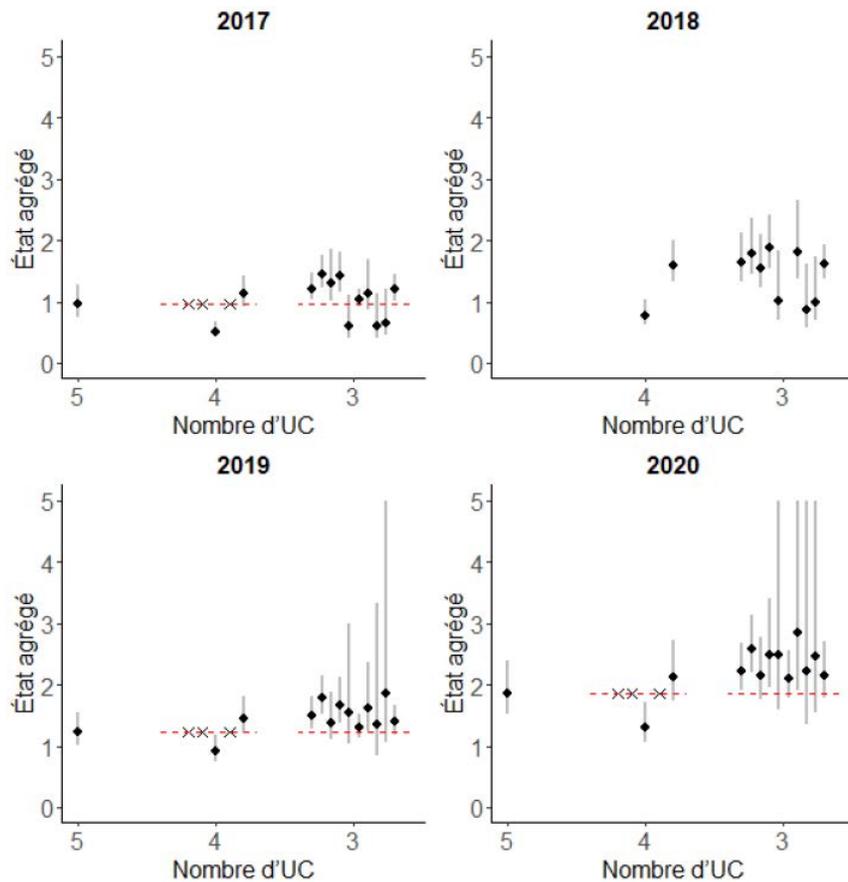


Figure 12. Estimations de l'état des UGS (avec des intervalles de confiance de 95 %) à partir du modèle Logistique : Ggén-aprioriCap dans différents scénarios au sujet des UC manquantes, où l'état est caractérisé comme la moyenne générationnelle récente de l'abondance agrégée / PRL. Les PRL sont fondés sur une probabilité de 50 % que toutes les UC se situent au-dessus de leurs points de référence inférieurs. L'ensemble d'estimations de l'état associé à chaque nombre d'UC sur l'axe des x représente toutes les combinaisons possibles d'UC créées en sélectionnant ce nombre parmi les cinq UC disponibles. Les lignes rouges pointillées indiquent l'estimation correspondant à un maximum de vraisemblance lorsqu'aucune donnée n'est manquante (c'est-à-dire les cinq UC) aux fins de comparaison avec les scénarios de données manquantes. Le modèle avec données complètes (5 UC) n'a pas réussi à converger en 2018. À noter que l'axe des y a été tronqué à 5, de sorte que les limites supérieures de certaines barres d'erreur ne sont pas indiquées.

Les PRL fondés sur le modèle Logistique : ERCFI pourraient être estimés pour toutes les combinaisons de données des quatre UC pour toutes les années (figure 13). Les estimations résultantes de l'état de l'UGS étaient semblables à l'estimation des données complètes pour quatre des cinq combinaisons d'UC. Les estimations de l'état étaient les plus élevées et les plus incertaines lorsque l'UC de la Thompson Sud a été éliminée de l'analyse (c'est-à-dire la dernière des cinq combinaisons de quatre UC présentées pour chaque année à la figure 13). Cette tendance est attribuable au point de données de 2015 pour l'UC de la Thompson Sud, une observation influente qui a une grande incidence sur la forme de l'ajustement du modèle. L'UC de la Thompson Sud est la seule UC qui n'a pas atteint la cible de répartition en 2015, ce qui signifie que son retrait mène à une année d'« échec » (c'est-à-dire au moins une UC au-dessous de son point de référence inférieur) qui devient une « réussite » (toutes les UC au-dessus du point de référence inférieur). Ce changement entraîne une baisse du PRL et une augmentation de l'estimation de l'état. Dans les scénarios de données manquantes dans lesquels seulement trois UC ont été incluses, les estimations de l'état présentaient souvent une incertitude plus élevée que les scénarios de quatre UC ou de données complètes, et montraient une grande variabilité entre les scénarios de l'état estimé.

3.6. ESTIMATION DES PRL FONDÉS SUR L'ABONDANCE AGRÉGÉE PAR PROJECTION

3.6.1. Méthodes

Les projections de chacune des cinq UC de l'UGS de saumon coho du Fraser intérieur ont été mises en œuvre à l'aide de l'outil de modélisation samSim (annexe B). Des projections à plus petite échelle (celle des sous-populations) n'ont pas été possibles, car les séries chronologiques de données sur la relation géniteurs-recrutement n'étaient pas disponibles à cette échelle. Par conséquent, il n'était pas possible de prévoir les PRL à l'aide de la cible de rétablissement de l'ERCFI ; nous étions limités à estimer l'état à l'échelle de l'UC en fonction de $G_{\text{gén}}$. Les paramètres caractérisant la dynamique des populations à l'échelle de l'UC, les taux de survie du stade de smolt à celui d'adulte et les taux d'exploitation ont été calculés directement à partir des ensembles de données décrits à la section 3.2. Les paramètres du scénario de référence et les valeurs des paramètres de recharge testés dans les analyses de sensibilité sont présentés au tableau 5. Des renseignements supplémentaires sur les principaux paramétrages du modèle et les analyses de sensibilité sont également décrits dans le texte ci-dessous.

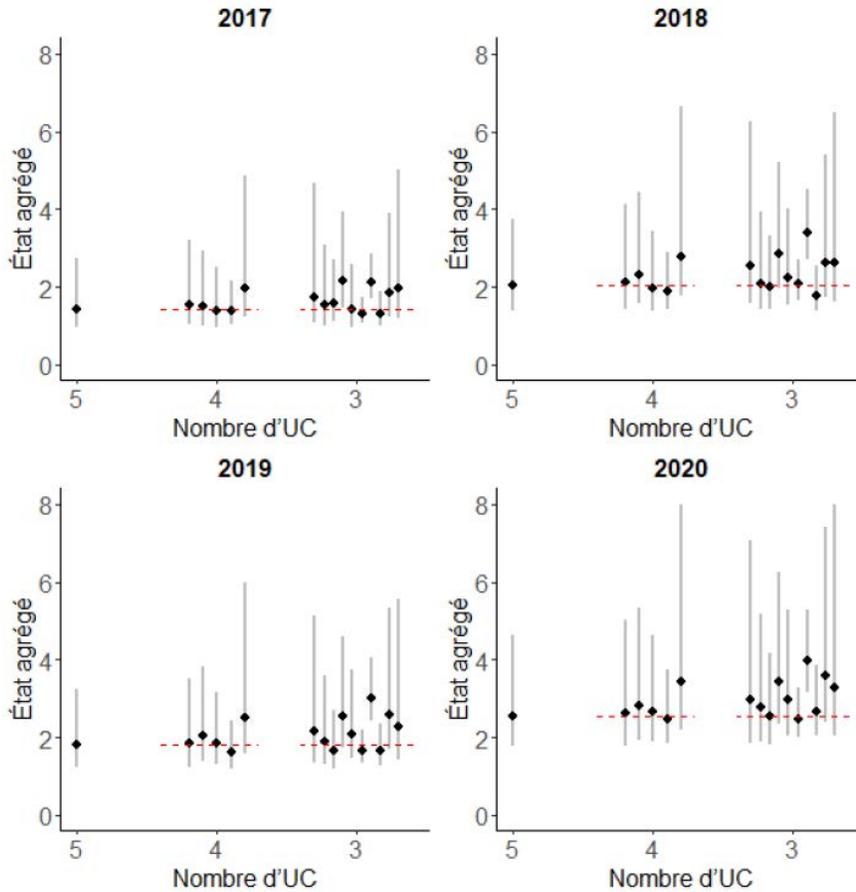


Figure 13. Estimations de l'état des UGS (avec des intervalles de confiance de 95 %) à partir du modèle Logistique : ERCFI dans différents scénarios au sujet des UC manquantes, où l'état est caractérisé comme la moyenne générationnelle récente de l'abondance agrégée / PRL. Les PRL sont fondés sur une probabilité de 50 % que toutes les UC se situent au-dessus de leurs points de référence inférieurs. L'ensemble d'estimations de l'état associé à chaque nombre d'UC sur l'axe des x représente toutes les combinaisons possibles d'UC créées en sélectionnant ce nombre parmi les cinq UC disponibles. Les lignes rouges pointillées indiquent l'estimation correspondant à un maximum de vraisemblance lorsqu'aucune donnée n'est manquante (c'est-à-dire les cinq UC) aux fins de comparaison avec les scénarios de données manquantes. À noter que l'axe des y a été tronqué à 8, de sorte que les limites supérieures de certaines barres d'erreur ne sont pas indiquées.

Tableau 5. Paramètres utilisés pour les projections propres à l'UC de la dynamique de la population du saumon coho du Fraser intérieur.

Paramètre	Valeur	Source
Paramètres de Ricker ($\alpha, \beta, \gamma, \sigma$)	Propre à l'UC (annexe C)	D'après la valeur a posteriori de l'ajustement du modèle par la méthode de Monte Carlo par chaîne de Markov aux années d'éclosion 1998 à 2016

Paramètre	Valeur	Source
Taux de survie du stade de smolt à celui d'adulte (toutes les UC)	D'après la limite log-normale (-4,83, 1,21) entre [-9,21, -3,32]	Estimation fondée sur les années d'éclosion 1998 à 2016, les limites étant fixées aux observations les plus basses et les plus élevées.
Variabilité entre les UC du coefficient de la survie du stade de smolt à celui d'adulte γ	$\sigma_\gamma = 0$ (toutes les UC sont identiques)	Valeur présumée lors de l'ajustement des modèles. Variation entre 0 et 0,09 dans les analyses de sensibilité.
Proportions moyennes selon l'âge à la maturité (âges 3 et 4)	MoyFR, Thompinf, ThompS = (0,86, 0,14), CanyonFR = (0,87, 0,13), ThompN = (0,88, 0,12)	Estimation à partir de séries chronologiques des proportions de recrues selon l'âge
Variabilité interannuelle des proportions selon l'âge (tau de la distribution logistique multivariée)	MoyFR, ThompN, ThompS = 1,0, Thompinf = 0,9, CanyonFR = 0,8	Estimation à partir de séries chronologiques des proportions de recrues selon l'âge
Taux d'exploitation moyen	0,125	Estimation à partir des estimations annuelles pour les années d'éclosion 1998 à 2016. Variable dans les analyses de sensibilité (0,05 à 0,35).
Variabilité interannuelle des taux d'exploitation	CV = 0,442	Estimation à partir des estimations annuelles pour les années d'éclosion 1998 à 2016. On présume que c'est une distribution bêta.
Variabilité des taux d'exploitation entre les UC	CV = 0,221	On suppose qu'il s'agit de la moitié de la variabilité interannuelle. Variable dans les analyses de sensibilité (0 à 0,442).

Paramètre	Valeur	Source
Abondance initiale	Propre à l'UC	D'après la série chronologique de la relation géniteurs-recrutement

Des projections ont été effectuées pour 30 ans dans le cadre de plus de 20 000 essais de simulation, et les projections ont été initialisées à l'aide de l'abondance des géniteurs lors des quatre années de montaison les plus récentes, de 2016 à 2020. Le nombre élevé d'essais de simulation a été nécessaire pour stabiliser les estimations du PRL étant donné le groupement par tranche des échappées agrégées à des intervalles de 200 poissons pour déterminer les PRL en fonction des seuils de probabilité. La distribution des trajectoires projetées était près de l'équilibre après quatre années de projections. Au cours des quatre premières années, les trajectoires dépendaient principalement des séries chronologiques historiques (figures C.6 et C.7).

Dynamique de stock-recrutement

Les paramètres de stock-recrutement pour les cinq UC ont été tirés des répartitions a posteriori communes obtenues en ajustant les deux modèles de stock-recrutement décrits à la section 3.3.1 (Ricker et Ricker_aprioriCap) aux données sur le stock-recrutement disponibles à l'aide de l'estimation bayésienne de la méthode de Monte Carlo par chaîne de Markov (MCCM). L'estimation bayésienne a été effectuée à l'aide de « tmbStan » (Kristensen et al. 2016), un progiciel R qui permet de tirer des échantillons MCCM d'un objet modèle TMB à l'aide de « rStan » (Stan Development Team 2020). Trois chaînes MCCM ont été exécutées pour 14 000 itérations, la première moitié de chaque chaîne étant exclue de l'échantillon a posteriori final. Les distributions a posteriori communes résultantes comprenaient 21 000 échantillons. L'échantillonnage a posteriori a été amorcé à partir des estimations correspondant à un maximum de vraisemblance pour chaque formulation du modèle. Aucun des deux modèles ne montrait de signes d'échec de la convergence en fonction de notre examen de \hat{R} et des diagnostics efficaces de la taille de l'échantillon, ainsi que des inspections visuelles des distributions a posteriori marginales. Un résumé des distributions a posteriori marginales pour chaque paramètre de stock-recrutement (α , β , γ , and σ) est fourni à l'annexe C.

Les deux modèles de stock-recrutement (Ricker et Ricker_aprioriCap) ont été traités comme deux hypothèses alternatives au sujet de la dynamique de stock-recrutement, que nous comparons les unes aux autres. Nous avons également envisagé une approche simple de calcul de la moyenne des modèles, dans le cadre de laquelle nous avons pondéré également les deux modèles de stock-recrutement en combinant les projections avant de calculer un PRL de projection à titre de démonstration du calcul de la moyenne des modèles. D'autres analyses de sensibilité décrites ci-dessous ont été appliquées au modèle de Ricker de base.

Covariance des résidus du recrutement

Nous avons paramétré les corrélations dans les résidus du recrutement entre les UC à partir des prévisions des estimations correspondant à un maximum de vraisemblance des corrélations par paires des ajustements du modèle de stock-recrutement. La matrice de corrélation de l'ajustement du modèle de Ricker de base est présentée à la figure 14. Les valeurs de corrélation du modèle Ricker_aprioriCap étaient semblables (non illustrées).

Nous avons d'abord tenté de réduire la covariation dans l'abondance des géniteurs entre les UC par la mise à l'échelle des corrélations dans les résidus du recrutement (c'est-à-dire les scalaires inférieurs à 1). Cependant, nous avons constaté que les scalaires avaient peu d'effet sur les corrélations projetées dans l'abondance des géniteurs entre les UC en raison du coefficient de taux de survie partagé du stade de smolt à celui d'adulte qui domine la variabilité du recrutement entre les UC. Nous avons donc utilisé des analyses de sensibilité du niveau de variabilité des coefficients de survie du stade de smolt à celui d'adulte entre les UC pour déterminer les tendances de covariation dans l'abondance des géniteurs, comme il est décrit ci-dessous. Cette approche diffère de celle adoptée pour le saumon chinook de la COIV (section 4).

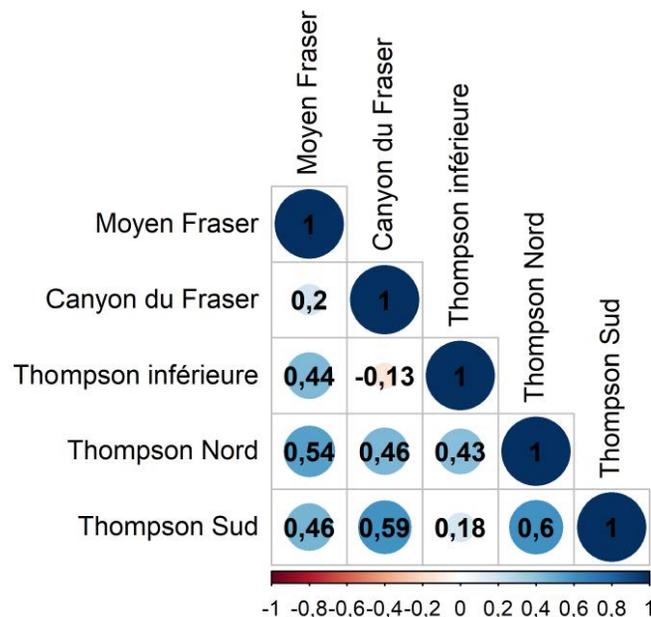


Figure 14. Graphique à bulles du coefficient des corrélations par paires dans les résidus du recrutement entre les UC à partir de l'ajustement du modèle de Ricker de base.

Variabilité du coefficient de survie du stade de smolt à celui d'adulte entre les UC

Pour l'ajustement des modèles de stock-recrutement aux données, nous avons suivi l'approche de Korman et al. (2019) et Arbeider et al. (2020) en supposant que toutes les UC affichaient le même taux de survie du stade de smolt à celui d'adulte pour une année d'entrée en mer donnée, et que le coefficient de survie de smolt à adulte, γ , était constante tant entre les UC qu'entre les années. Lors de la projection des UC prospectivement, nous avons maintenu cette

hypothèse dans notre scénario de référence en générant un seul taux de survie de smolt à adulte pour chaque année d'entrée en mer et chaque paramètre $\sigma_\gamma = 0$, où σ_γ est l'écart-type de la variabilité entre les UC dans γ pour que $\gamma_i \sim normal(\bar{\gamma}, \sigma_\gamma)$. Nous avons utilisé des analyses de sensibilité sur σ_γ pour tester l'effet des changements de la covariation dans l'abondance des géniteurs entre les UC sur les estimations projetées du PRL. Trois niveaux alternatifs de σ_γ ont été utilisés dans les analyses de sensibilité : $\sigma_\gamma = 0,045, 0,0675$ et $0,09$. Nous avons sélectionné ces niveaux pour couvrir une plage comprise entre 0 et 0,09, où 0,09 était l'écart-type de la distribution a posteriori marginale estimée pour γ à partir de notre ajustement du modèle de stock-recrutement de Ricker.

Les corrélations résultantes dans l'abondance des géniteurs à partir des projections sont présentées à la figure 15. Dans les projections prospectives, les corrélations par paires de l'abondance des géniteurs projetée entre les UC pour l'hypothèse de $\sigma_\gamma = 0$ du scénario de référence étaient semblables aux corrélations par paires observées dans l'abondance de géniteurs entre les UC. L'augmentation de σ_γ a entraîné une diminution de la corrélation entre les UC pour l'abondance des géniteurs projetée.

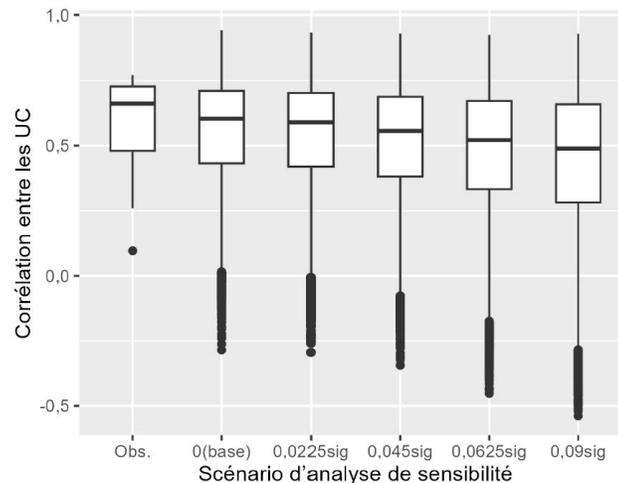


Figure 15. Distribution des corrélations de l'abondance des géniteurs entre les UC pour les données observées entre 1998 et 2020 et les séries chronologiques projetées selon d'autres hypothèses au sujet de l'écart-type sur le coefficient de survie du stade de smolt à celui d'adulte entre les UC pour la formulation du modèle de Ricker de base.

Variabilité des proportions selon l'âge des recrues entre les UC

La variabilité annuelle de la structure par âge des individus en montaison a été générée à partir d'une distribution logistique multivariée paramétrée à l'aide de séries chronologiques de proportions selon l'âge propres à l'UC. La structure par âge moyenne sous-jacente pour chaque UC a été établie à la moyenne de la série chronologique disponible (années d'éclosion 1998 à 2016), tandis que les écarts annuels par rapport aux moyennes par âge sous-jacentes ont été tirés d'une distribution logistique multivariée. Les écarts annuels ont été maintenus constants entre toutes les UC ; cependant, l'échelle des écarts annuels a été contrôlée par le paramètre de variabilité τ , qui a été estimé individuellement pour chaque UC. Cela signifiait que même si toutes les UC connaissaient simultanément des augmentations ou des diminutions au cours d'une année donnée, l'ampleur de l'augmentation ou de la diminution était propre à l'UC. Les

écarts annuels sont demeurés constants entre les UC afin de représenter la forte covariation des proportions selon l'âge observée dans les séries chronologiques disponibles pour le saumon coho du Fraser intérieur, surtout depuis 2010 (figure 16). Lorsque la contrainte des écarts annuels constants a été éliminée, les données sur la proportion selon l'âge générées étaient beaucoup plus variables que les données observées, ce qui a été considéré comme irréaliste.

La variabilité annuelle de la structure par âge des recrues n'a pas été incluse dans d'autres analyses de projections récentes pour l'UGS. Tant Korman et al. (2019) que Arbeider et al. (2020) ont supposé une structure par âge constante au fil du temps.

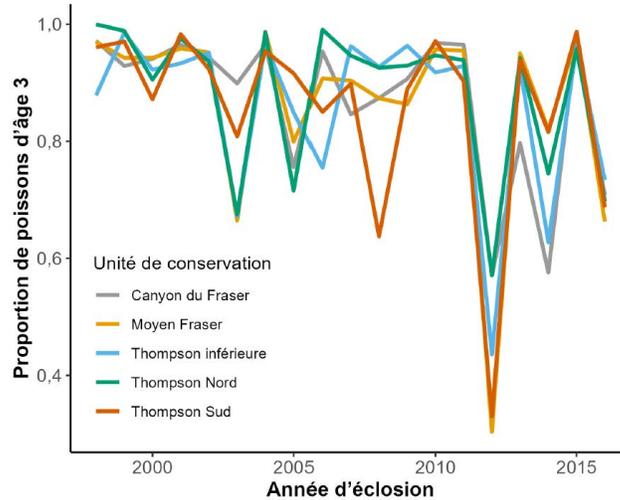


Figure 16. Proportion de recrues retournant à la frayère à l'âge 3 pour les années d'éclosion 1998 à 2016. Seules deux classes d'âge (âge 3 et âge 4) sont présentes dans la structure par âge, de sorte que la proportion de recrues retournant à la frayère à l'âge 4 représentera le reste des individus de chaque année d'éclosion.

Covariance dans l'exploitation

Nous avons supposé un taux d'exploitation moyen de 12,5 % pour toutes les UC dans les projections prospectives fondées sur les valeurs moyennes récentes, avec une variabilité interannuelle commune des taux d'exploitation en raison des répercussions partagées des pêches entre les UC chaque année. On a supposé que la variabilité interannuelle des taux d'exploitation était une distribution bêta (limitée entre 0 et 1), l'écart-type de la distribution bêta étant paramétré à partir des taux d'exploitation estimés pour les années d'éclosion 1998 à 2016. Le coefficient de variation (CV) correspondant pour la variabilité interannuelle était de 0,44.

Les taux d'exploitation du saumon coho du Fraser intérieur ne sont disponibles qu'à l'échelle de l'UGS en raison des programmes de stocks indicateurs munis de micromarques magnétisées codées limitées (une à deux UC avec des stocks indicateurs par année) qui ont été disponibles pour l'outil Fisheries Regulation Assessment Model utilisé par la Commission du saumon du Pacifique pour le saumon coho (Pacific Salmon Commission et al. 2013). Par conséquent, les estimations empiriques de la variabilité des taux d'exploitation entre les UC ne sont pas disponibles. Toutefois, il y a lieu de s'attendre à ce que les taux d'exploitation varient d'une UC à l'autre au cours d'une année donnée, y compris des différences concernant les pêches en eau douce. Nous avons supposé que la variabilité des taux d'exploitation propres à l'UC était la moitié de la variabilité interannuelle commune (CV = 0,22, à l'échelle de l'UGS), et nous avons fait varier cette valeur dans les analyses de sensibilité de 0 et 0,44 pour couvrir les limites plausibles. Les hypothèses variables au sujet de la variabilité de l'exploitation parmi les UC entre le CV de 0 et le CV de 0,44 dans les projections prospectives n'ont pas eu d'incidence sur la distribution des corrélations de l'abondance des géniteurs dans les projections (résultats non présentés).

3.6.2. Résultats

Estimation des PRL

Les PRL fondés sur l'abondance agrégée estimés à l'aide du modèle de Ricker comme base pour les projections prospectives étaient inférieurs à ceux obtenus lorsque le modèle Ricker_aprioriCap a été utilisé, quel que soit le seuil de probabilité utilisé (Table 6 ; figure 17). Ce résultat est semblable aux PRL de régression logistique, où les PRL obtenus à l'aide des estimations de $G_{\text{gén}}$ du modèle Ricker_aprioriCap étaient plus élevés en raison des valeurs de $G_{\text{gén}}$ plus élevées. La courbe projetée montrant la probabilité que toutes les UC se trouvent au-dessus de $G_{\text{gén}}$ présentait une pente plus graduelle et plus éloignée de l'origine pour le modèle Ricker_aprioriCap comparativement au modèle de Ricker de base (figure 17). Lorsque les résultats de projection des deux modèles de stock-recrutement ont été combinés avant le groupement par tranche afin de créer un scénario de moyenne du modèle (avec pondération égale attribuée aux deux scénarios), la courbe de probabilité résultante se trouvait à mi-chemin entre les courbes des deux modèles particuliers. Dans tous les cas, les courbes projetées présentaient une dispersion plus élevée avec une abondance agrégée croissante, de sorte que les estimations du PRL à des seuils de probabilité de $p = 0,90$ et de $p = 0,99$ étaient instables.

Les PRL de projection étaient plus élevés que les PRL de régression logistique calculés en utilisant la même relation stock-recrutement. Bien que nous n'ayons pas exploré la cause sous-jacente de cette tendance, ou s'il s'agissait d'un résultat général ou propre à cette étude de cas, cela se produit peut-être parce que les PRL de projection représentent plus de sources d'incertitude que les PRL de régression logistique. L'abondance moyenne générationnelle des géniteurs (fondée sur une moyenne géométrique sur trois ans) est demeurée supérieure à la projection du PRL calculé à l'aide du modèle de Ricker avec un seuil de probabilité de $p = 0,5$

pour la plupart des années entre 2000 et 2020. Il y a eu deux années où l'abondance agrégée de géniteurs a diminué sous le PRL : 2006 et 2007 (figure 18). En comparaison, lorsque les PRL de projection ont été calculés à l'aide du modèle Ricker_aprioriCap avec $p = 0,5$, l'abondance agrégée des géniteurs est demeurée inférieure au PRL pendant 11 des 21 années.

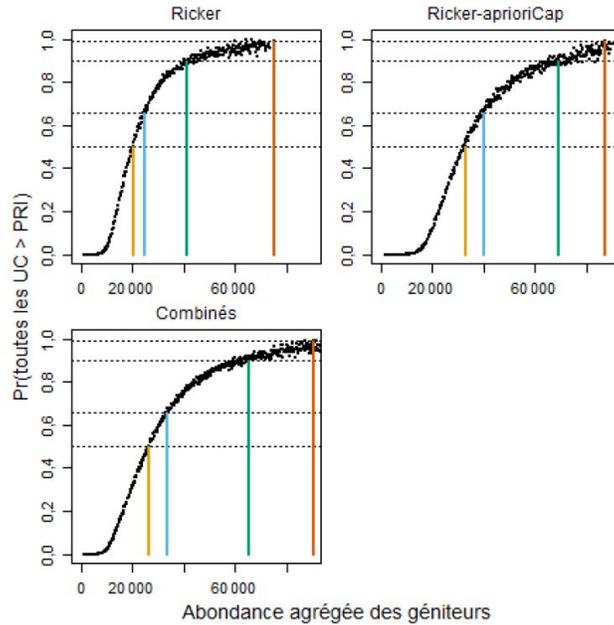


Figure 17. Probabilité que toutes les UC se trouvent au-dessus de leur PRI de $G_{gén}$ le long d'un gradient de l'abondance agrégée par tranches de 200 poissons pour deux options de modèles de stock-recrutement différents (Ricker et Ricker_aprioriCap), ainsi qu'un scénario de moyenne du modèle (combinés) dans lequel les résultats provenant des deux modèles de stock-recrutement ont reçu une pondération égale. Les résultats sont calculés à partir de projections sur 30 ans et de 20 000 essais de simulation. Chaque point correspond à la proportion d'essais de simulation où toutes les UC étaient au-dessus de leur PRI de $G_{gén}$. Les PRL possibles à $p = 0,5$ (jaune), 0,66 (bleu), 0,90 (vert) et 0,99 (orange) sont en surbrillance.

Tableau 6. Projection des PRL à partir des projections prospectives selon deux modèles de stock-recrutement différents (Ricker et Ricker_aprioriCap), et scénario de moyenne des deux modèles (combinés) dans lequel les résultats des deux modèles de stock-recrutement étaient pondérés également. Pour chaque niveau de probabilité, l'estimation du PRL représente la probabilité que toutes les UC se trouvent au-dessus de leur PRI de $G_{gén}$.

Probabilité	Ricker	Ricker_aprioriCap	Combinés
50%	20 100	32 700	26 500
66%	24 900	40 100	33 500
90%	41 100	68 900	65 300
99%	75 100	87 300	83 500

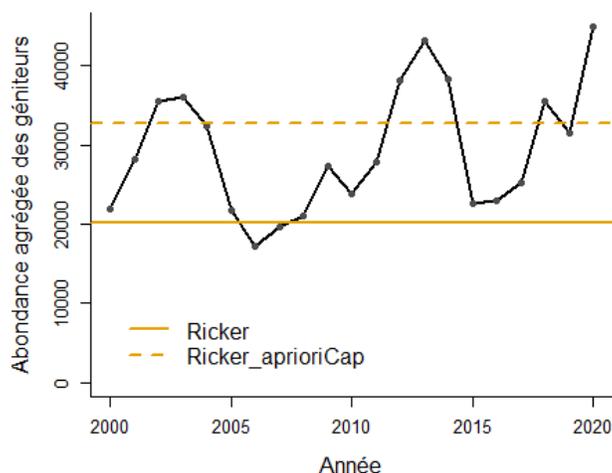


Figure 18. Moyenne géométrique sur trois ans de l'abondance agrégée des géniteurs d'origine naturelle pour le saumon coho du Fraser intérieur (ligne noire) par rapport aux estimations du PRL de projection à l'aide de deux formulations différentes du modèle de stock-recrutement, Ricker et Ricker_aprioriCap, avec un seuil de probabilité de $p = 0,5$. Les projections prospectives utilisées pour estimer les points de référence ont été paramétrées à l'aide des séries chronologiques de 1998 à 2020 disponibles selon les hypothèses du modèle de base.

Analyses de sensibilité

L'augmentation de σ_γ , qui correspondait à une diminution de la corrélation entre les UC par paires dans l'abondance des géniteurs au fil du temps (Figure 15), a entraîné un aplatissement de la relation projetée entre l'abondance agrégée des géniteurs et la probabilité que toutes les UC se trouvent au-dessus de leur PRI (figure 19, où σ_γ est étiqueté « sigGamma »). Les estimations du PRL correspondant à un seuil de probabilité donné ont augmenté à mesure que σ_γ augmentait en raison des courbes se déplaçant vers la droite et devenant plus graduelles (c'est-à-dire moins abruptes). Pour les deux scénarios les plus élevés σ_γ examinés ($\sigma_\gamma=0,0675$ et $0,09$), une probabilité de 99 % que toutes les UC se trouvent au-dessus leur PRI $G_{\text{gén}}$ n'a jamais été atteinte. L'augmentation du taux d'exploitation moyen utilisé dans les projections prospectives a également entraîné un déplacement des courbes projetées vers la droite ; cependant, le déplacement a été plus graduel dans l'éventail des scénarios de taux d'exploitation que nous avons examinés que l'effet de l'augmentation de σ_γ (figure 20). L'effet de l'augmentation des taux d'exploitation était le plus faible aux seuils de faible probabilité. À $p = 0,5$, le PRL différait de 400 poissons entre les scénarios de taux d'exploitation de 2,5 % et de 12,5 % (plage = 19 700 à 21 000), et de moins de 4 000 poissons entre les quatre scénarios (plage = 19 700 à 24 000). Les différences étaient beaucoup plus importantes entre les quatre niveaux de taux d'exploitation examinés pour le seuil $p = 0,90$. Lorsque le taux d'exploitation moyen a été établi à 22,5 % ou 32,5 %, l'abondance agrégée dépassait à peine 60 000 poissons, et il n'a pas été possible d'atteindre une probabilité de 99 % que toutes les UC se trouvent au-dessus de leur PRI $G_{\text{gén}}$.

3.7. ÉVALUATION HISTORIQUE DE L'ÉTAT SELON LES MÉTHODES RELATIVES AUX PRL

Nous avons comparé les estimations annuelles de l'état à l'échelle de l'UGS par rapport aux PRL pour la fourchette des options d'estimation des PRL envisagées dans cette étude de cas (figure 21). Pour tous les PRL fondés sur l'abondance agrégée, nous illustrons les PRL estimés à

partir d'un seuil de probabilité de $p = 0,5$ (c'est-à-dire une probabilité de 50 % que toutes les UC présentent un état se situant au-dessus du PRI). Nous avons utilisé la convention d'étiquetage suivante pour comparer les estimations historiques de l'état entre les méthodes d'estimation du PRL : « Paramètre » : « Méthode relative aux PRL » : « Méthode pour déterminer l'état des UC » « Paramètre » fait référence au choix de baser un PRL sur la proportion d'UC dont l'état se situe hors de la zone rouge (PRL fondé sur l'état des UC ; étiqueté comme « ÉtatUC ») ou sur l'abondance agrégée à l'échelle de l'UGS (Abond). La méthode « PRL » ne s'applique qu'aux PRL fondés sur l'abondance agrégée, d'après une régression logistique (Logistique) ou une projection (Proj). Enfin, la « méthode pour déterminer l'état des UC » peut être fondée sur l'algorithme multidimensionnel de l'Explorateur, dans lequel les points de référence d'abondance de l'UC sont fondés sur l'un des deux modèles de Ricker (Explorateur-Ricker ou Explorateur-aprioriCap). Par ailleurs, lorsqu'un seul point de référence est utilisé pour caractériser l'état des UC, il peut être basé sur la valeur de $G_{g\acute{e}n} \sim$ estimée de l'un des deux modèles de Ricker ($G_{g\acute{e}n}$ -Ricker ou $G_{g\acute{e}n}$ -aprioriCap) ou la cible de l'ERCFI (ERCFI).

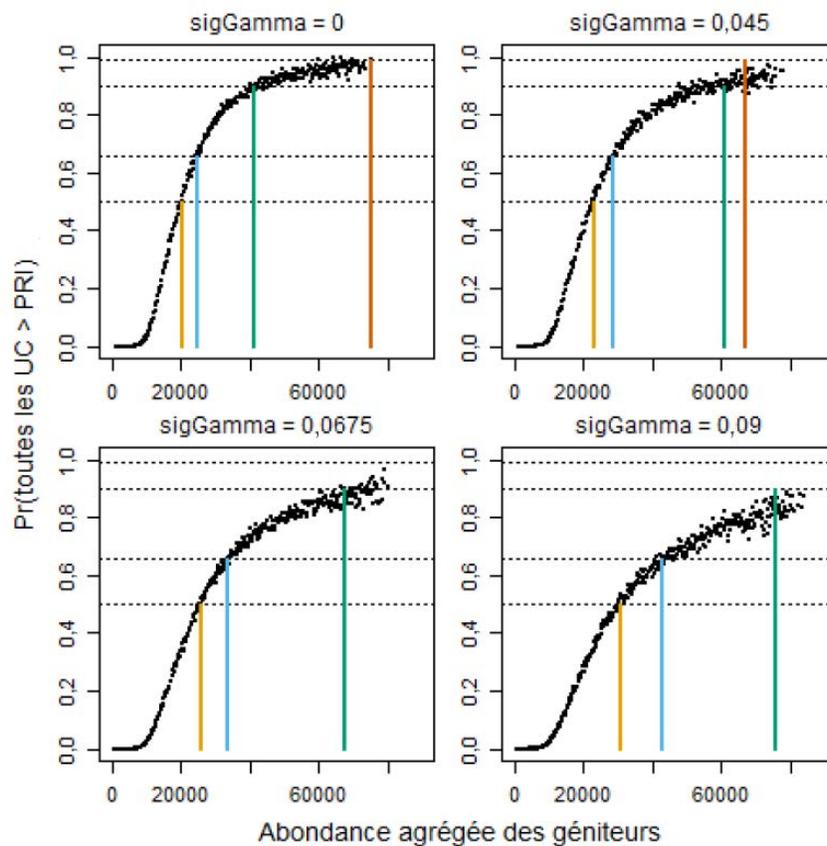


Figure 19. Probabilité que toutes les UC se trouvent au-dessus de leur PRI de $G_{g\acute{e}n}$ le long d'un gradient de l'abondance agrégée (dans les tranches de 200 poissons) pour d'autres scénarios sur la valeur de sigGamma . La valeur de référence utilisée pour les projections prospectives était $\text{sigGamma} = 0$. Les résultats sont calculés à partir de projections sur 30 ans et de 20 000 essais de simulation. Chaque point correspond à la proportion d'essais de simulation où toutes les UC étaient supérieures à $G_{g\acute{e}n}$. Les PRL possibles à $p = 0,5$ (jaune), 0,66 (bleu), 0,90 (vert) et 0,99 (orange) sont en surbrillance.

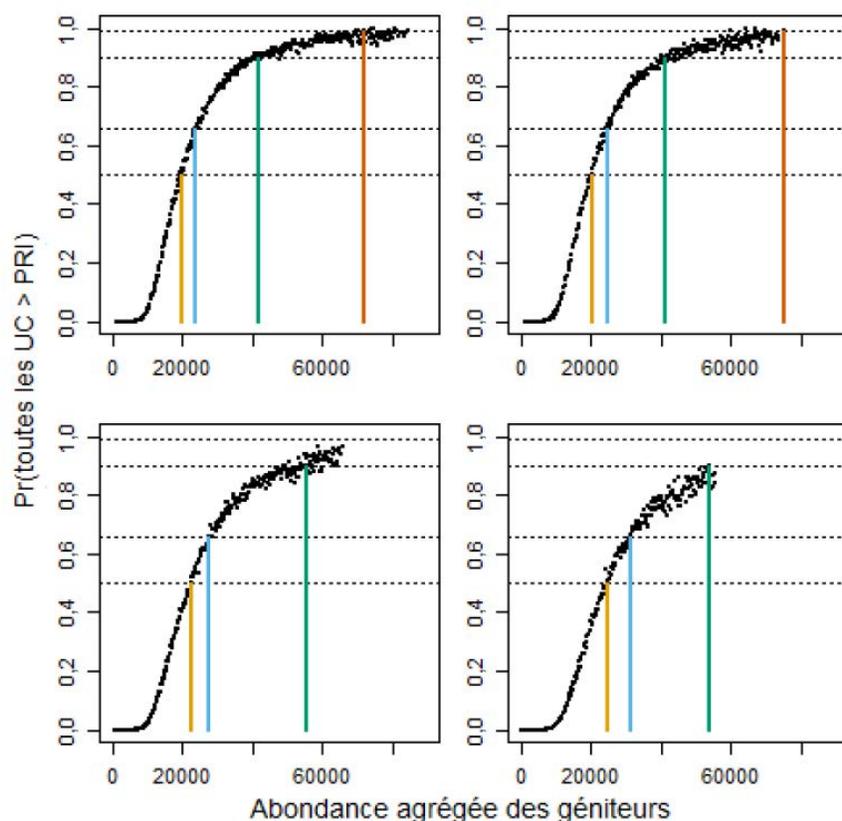


Figure 20. Probabilité que toutes les UC se trouvent au-dessus de leur PRI de $G_{g\acute{e}n}$ le long d'un gradient de l'abondance agrégée (dans les tranches de 200 poissons) pour d'autres scénarios sur le taux d'exploitation (TE) moyen des projections prospectives. La valeur de référence utilisée pour les projections prospectives était un TE de 12,5%. Les résultats sont calculés à partir de projections sur 30 ans et de 20 000 essais de simulation. Chaque point correspond à la proportion d'essais de simulation où toutes les UC étaient supérieures à $G_{g\acute{e}n}$. Les PRL possibles à $p = 0,5$ (jaune), $0,66$ (bleu), $0,90$ (vert) et $0,99$ (orange) sont en surbrillance.

Par exemple, lorsqu'on faisait référence à un PRL fondé sur l'abondance agrégée qui est estimé au moyen d'un ajustement de régression logistique à l'état historique des UC, l'état des UC étant estimé par rapport à $G_{g\acute{e}n}$ selon le modèle de Ricker de base, il était étiqueté comme suit : « Abond : Logistique : $G_{g\acute{e}n}$ _Ricker ». À l'avenir, 21 pourrait être élargi pour inclure le nombre d'UC dans la zone rouge ou les noms des UC dans la zone rouge. Ce type d'information peut aider à éclairer l'élaboration de plans de rétablissement en mettant en évidence les UC qui se trouvent constamment dans la zone rouge.

Nous présentons les résultats historiques pour trois types de méthodes relatives aux PRL fondés sur l'état des UC, en utilisant la proportion d'UC dont l'état selon l'Explorateur est supérieur à rouge (p. ex., ÉtatUC : Explorateur-Ricker), en utilisant la proportion d'UC ayant une abondance supérieure à $G_{g\acute{e}n}$ (p. ex., ÉtatUC : $G_{g\acute{e}n}$ -Ricker), et en utilisant l'état de cible de répartition de l'ERCFI (ÉtatUC : ERCFI). Holt et al. (2023) recommande que les états des UC soient calculés à partir d'une approche multidimensionnelle comme celle utilisée dans l'Explorateur ; cependant, nous montrons les résultats pour les approches à paramètre unique $G_{g\acute{e}n}$ et ERCFI afin de démontrer comment ces approches influent sur l'état à l'échelle de l'UGS. Cette comparaison

est intéressante parce que nos PRL fondés sur l'abondance agrégée utilisent des estimations de l'état fondées sur un seul paramètre plutôt qu'une approche multidimensionnelle.

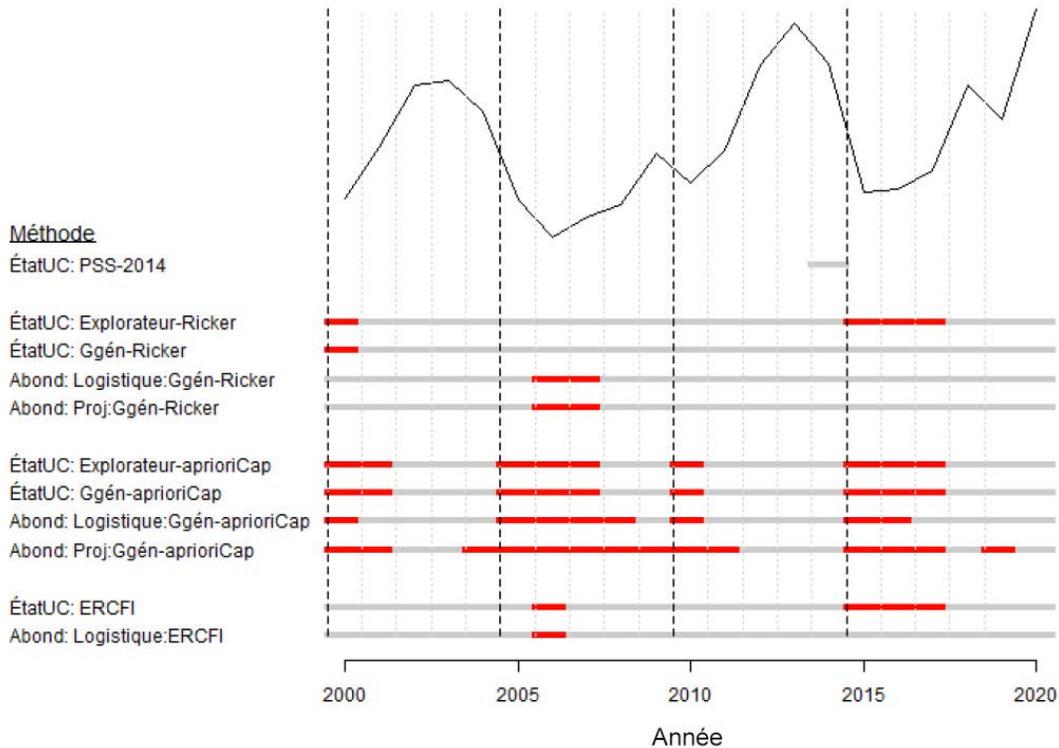


Figure 21. Évaluation historique de l'état par rapport aux options relatives aux PRL envisagées pour le saumon coho du Fraser intérieur. La ligne noire montre l'abondance agrégée moyenne générationnelle des géniteurs de 2000 à 2020 pour l'UGS. Les barres rouges indiquent les années au cours desquelles l'état à l'échelle de l'UGS aurait été évalué comme étant inférieur au PRL. Les estimations des points de référence $G_{gén}$ et le PRL fondé sur l'abondance agrégée étaient basées sur les données disponibles jusqu'en 2020.

En plus des méthodes d'estimation du PRL présentées jusqu'à maintenant dans cette étude de cas, nous incluons l'évaluation complète selon la PSS qui a été effectuée en 2014 comme option pour estimer l'état des UC à utiliser pour un PRL fondé sur l'état des UC. Nous désignons ce cas par « ÉtatUC : PSS-2014 ». L'état à l'échelle de l'UGS aurait été évalué comme étant au-dessus du PRL à ce moment-là, car toutes les UC ont été évaluées comme étant en zone ambre ou ambre/verte.

En général, les dépassements estimés du PRL coïncidaient avec les points bas de la série chronologique de l'abondance agrégée (2000, 2005 à 2007 et 2015 à 2017). Cependant, il y avait des différences entre les méthodes au cours des années où l'état à l'échelle de l'UGS a été estimé inférieur au PRL, ainsi que pour quelques méthodes pour lesquelles l'état n'a jamais été estimé comme étant inférieur au PRL (ÉtatUC : Ggén-Ricker et Abond : Logistique : ERCFI).

La comparaison des estimations de l'état à l'échelle de l'UGS au fil du temps pour toutes les méthodes d'estimation du PRL qui utilisaient $G_{gén}$ à partir du modèle Ricker de base a révélé

des différences dans les états entre les méthodes fondées sur l'état des UC et l'abondance agrégée (barres d'état 2 à 5 dans la figure 21). Selon la méthode « ÉtatUC : Explorateur-Ricker », le PRL a été dépassé en 2000 et de 2015 à 2017, mais pour la méthode « ÉtatUC : Ggén-Ricker », le PRL n'a été dépassé qu'en 2000. L'algorithme multidimensionnel de l'Explorateur comprend une étape au cours de laquelle l'état d'une UC est désigné comme étant en zone rouge lorsque l'abondance moyenne générationnelle des géniteurs est inférieure à 1 500 géniteurs (figure 1). Étant donné que l'estimation de $G_{\text{gén}}$ est inférieure à 1 500 géniteurs pour l'UC du canyon du Fraser, il est possible que les critères de moins de 1 500 géniteurs dans une UC soient enfreints même si l'abondance dépasse $G_{\text{gén}}$. Cette situation s'est produite pour l'UC du canyon du Fraser de 2015 à 2017. Par conséquent, les méthodes relatives aux PRL qui utilisent l'approche multidimensionnelle pour caractériser l'état à l'échelle de l'UC peuvent être plus prudentes que les méthodes qui reposent sur un seul point de référence $G_{\text{gén}}$.

Au cours des années 2005 et 2006, l'état à l'échelle de l'UGS pour les méthodes « Abond : Proj : Ggén-Ricker » et « Abond : Logistique : Ggén-Ricker » sont tombées au-dessous du PRL, tandis que les méthodes fondées sur l'état des UC (étiquetées « ÉtatUC ») ne l'ont pas été. Les diminutions de l'abondance à l'échelle de l'UGS en 2005 et 2006 ont été causées par des diminutions dans les quatre UC plus abondantes (qui sont demeurées au-dessus de leurs estimations de $G_{\text{gén}}$ particulières). La diminution de l'abondance de l'UC du canyon du Fraser n'a pas été aussi marquée. Par conséquent, bien que l'abondance agrégée à l'échelle de l'UGS ait chuté sous le PRL de l'abondance, l'état de l'UC du canyon du Fraser qui est passée à la zone rouge de 2015 à 2017 a dépassé 1 500 géniteurs et n'a pas dépassé la méthode « ÉtatUC : Explorateur-Ricker ». Le PRL fondé sur l'abondance agrégée de la méthode d'estimation « Abond : Proj : Ggén-Ricker » était plus élevé que celui de la méthode « Abond : Logistique : Ggén-Ricker », donc seule l'ancienne méthode a déclenché un dépassement du PRL.

Lorsque le modèle de Ricker-aprioriCap a été utilisé pour estimer $G_{\text{gén}}$ au lieu du modèle de Ricker de base, les estimations de $G_{\text{gén}}$ et du PRL étaient plus élevées que sous la formulation du modèle de Ricker de base. Par conséquent, les dépassements du PRL ont été plus fréquents lorsque le modèle Ricker-aprioriCap a été utilisé (barres d'état 6 à 9 dans la figure 21). Parmi les méthodes « aprioriCap », on a estimé le plus souvent que l'état était inférieur au PRL lorsque la méthode « Abond : Proj : Ggén-aprioriCap » a été utilisée ; pour cette méthode, le PRL a été déclenché pour 14 des 21 années entre 2000 et 2020. En comparaison, le PRL a été déclenché dans 9, 9 et 8 des 21 années pour les méthodes « ÉtatUC : Explorateur-aprioriCap », « ÉtatUC : Ggén-aprioriCap » et « Abond : Logistique : Ggén-aprioriCap », respectivement.

Enfin, l'état à l'échelle de l'UGS était au-dessous du PRL pour quatre ans (2006 et 2015 à 2017) sur les 21 ans pour la méthode « ÉtatUC : ERCFI », mais n'a été déclenché qu'en 2006 dans le cadre de la méthode « Abond : Logistique : ERCFI » (barres d'état 10 et 11 figure 21). La méthode « Abond : Logistique : ERCFI » a produit le PRL le plus bas de toutes les méthodes logistiques (figure 9 et tableau 3), de sorte que le PRL a eu tendance à être dépassé moins souvent.

Malgré les différences dans les estimations de l'état au cours de certaines années pour les PRL fondés sur l'état des UC et les PRL fondés sur l'abondance agrégée soulignées ci-dessus, l'état estimé tendait à correspondre dans plus d'années qu'autrement pour les méthodes fondées sur l'état des UC et l'abondance agrégée. Sur les 21 années disponibles à des fins de comparaison, le nombre d'années pour lesquelles les estimations de l'état étaient cohérentes pour les PRL fondés sur l'état des UC et les PRL fondés sur l'abondance agrégée variait de 15 à 18 ans (71 à 86 % des années), selon les méthodes exactes comparées. Pour les modèles de Ricker de

base, la proportion d'années avec des estimations d'état cohérentes était la plus faible lorsque l'on comparait la méthode « ÉtatUC : Explorateur-Ricker » aux méthodes « Abond : Logistique : Ggén-Ricker » et « Abond : Proj : Ggén-Ricker » (15/21 ans ; 72 % pour les deux comparaisons). Ces proportions étaient plus élevées lorsque l'on comparait les modèles Ricker_aprioriCap (86 % et 81 % pour les mêmes comparaisons).

3.8. DISCUSSION

L'UGS de saumon coho du Fraser intérieur est considérée comme une UGS riche en données parce qu'elle a des séries chronologiques de stock-recrutement pour les cinq UC qui la composent, ce qui a permis l'estimation de points de référence fondés sur le stock-recrutement ($G_{\text{gén}}$). Cependant, les séries chronologiques ont été limitées aux années après 1998, lorsque les données sur l'abondance des géniteurs ont été recueillies avec des méthodologies et une régularité plus uniformes. Cette période correspond également à la période de faible productivité (Decker et al. 2014) lorsque l'abondance de l'UGS est considérée comme en déclin par rapport aux niveaux historiques. Malgré ces courtes séries chronologiques, le saumon coho du Fraser intérieur convient bien à l'examen de l'application de PRL fondés sur l'abondance agrégée en raison de la longue utilisation des cibles de rétablissement de l'abondance agrégée et des points de référence pour les pêches (IFCRT 2006 ; Korman et al. 2019 ; Arbeider et al. 2020). Bien que nous ayons été en mesure d'estimer les PRL fondés sur l'abondance agrégée à l'aide d'une série de points de référence à l'échelle de l'UC et de méthodes d'estimation des PRL (régression logistique et projection), nos résultats mettent en évidence la variabilité de l'état par rapport aux PRL fondés sur l'abondance agrégée qui, dans certains cas, s'écartent de l'état par rapport à l'état des PRL fondés sur l'état des UC. Nos résultats soulignent également la sensibilité des PRL fondés sur la régression logistique à la disponibilité des données.

3.8.1. Méthode des PRL fondés sur l'état des UC par rapport à celle des PRL fondés sur l'abondance agrégée

Les comparaisons de l'état entre les méthodes fondées sur l'abondance et celles fondées sur l'état des UC ont donné des résultats mitigés. Bien qu'il y ait eu des différences dans les années où les méthodes fondées sur l'état des UC et celles fondées sur l'abondance agrégée sont tombées au-dessous des PRL, l'état a eu tendance à correspondre dans plus d'années que le contraire. Sur les 21 années disponibles aux fins de comparaison, le nombre d'années pour lesquelles les estimations de l'état étaient cohérentes pour les PRL fondés sur l'état des UC et les PRL fondés sur l'abondance agrégée variait de 15 à 18 ans (72 à 86 % des années), selon les méthodes exactes comparées.

La cohérence entre les PRL fondés sur l'état des UC et les PRL fondés sur l'abondance agrégée dépendait de la méthode utilisée pour évaluer l'état des UC. Pour les méthodes utilisant le modèle de Ricker de base, l'état a eu tendance à descendre sous les PRL fondés sur l'état des UC lorsque l'abondance des UC particulières était faible (2000, 2001 et 2015 à 2017) et à chuter sous les PRL fondés sur l'abondance agrégée lorsque l'abondance agrégée était faible (2006 et 2007). Par conséquent, les PRL fondés sur l'état des UC ont été dépassés au cours des années où l'abondance était faible dans une seule UC (p. ex., 2000 et 2015 à 2017), tandis que les méthodes fondées sur l'abondance agrégée ne l'ont pas été. En comparaison, l'état était généralement le même pour les scénarios dans lesquels le modèle Ricker_aprioriCap a été utilisé avec des dépassements du PRL au cours d'années similaires. Ce résultat s'explique par le fait que les estimations des PRL de $G_{\text{gén}}$ et de l'abondance agrégée étaient plus élevées

selon le modèle Ricker_aprioriCap, ce qui a entraîné une occurrence plus fréquente des années où l'abondance agrégée était inférieure au PRL et les UC individuelles étaient inférieures aux points de référence. Enfin, lorsque la cible de répartition de l'ERCFI a été utilisée, le PRL fondé sur l'état des UC a été dépassé pendant trois ans, alors que l'abondance agrégée ne l'était pas (2015 à 2017) en raison de la faible abondance dans une UC.

En ce qui concerne les PRL fondés sur l'état des UC, les comparaisons entre l'utilisation d'un point de référence à paramètre unique pour estimer l'état des UC (c'est-à-dire $G_{\text{gén}}$) et l'utilisation d'une approche multidimensionnelle ont donné des résultats semblables. Cela s'explique par le fait que l'algorithme multidimensionnel s'appuie sur des points de référence $G_{\text{gén}}$ lorsque ceux-ci sont disponibles. Des exceptions se produisent lorsqu'une estimation de $G_{\text{gén}}$ est inférieure au seuil absolu de 1 500 géniteurs, comme cela s'est produit pour l'UC du canyon du Fraser.

3.8.2. Incertitude structurelle de la dynamique géniteurs-recrutement

La plupart des méthodes évaluées pour l'étude de cas du saumon coho du Fraser intérieur reposaient sur l'évaluation de l'état des UC par rapport à $G_{\text{gén}}$. Par conséquent, la méthode utilisée pour estimer $G_{\text{gén}}$ avait une grande influence sur les résultats. Les estimations de $G_{\text{gén}}$ étaient plus élevées pour le modèle Ricker_aprioriCap que pour le modèle de Ricker de base, ce qui signifie que les PRL étaient plus fréquemment déclenchés dans le cadre de cette formulation. Cette tendance a été observée pour les quatre méthodes qui s'appuyaient sur les estimations de $G_{\text{gén}}$ selon Ricker_aprioriCap.

Nous avons envisagé deux modèles de Ricker de recharge pour le saumon coho du Fraser intérieur afin de représenter des hypothèses différentes concernant la capacité de charge, ce qui a eu une incidence sur la productivité. Cette approche a également été utilisée dans des analyses antérieures pour cette UGS. Arbeider et al. (2020) ont utilisé une approche de calcul de la moyenne des modèles avec trois modèles de stock-recrutement pondérés également pour évaluer le potentiel de rétablissement de l'UGS de saumon coho du Fraser intérieur (les modèles de Ricker de base et Ricker_aprioriCap que nous avons utilisés, ainsi qu'une troisième version intégrant la mortalité anticompensatoire que nous n'avons pas prise en considération). Korman et al. (2019) ont également tenu compte de plusieurs formulations du modèle de Ricker lorsqu'ils ont estimé les points de référence pour l'UGS de saumon coho du Fraser intérieur ; cependant, ils ont choisi de se concentrer sur les résultats pour le modèle de Ricker de base plutôt que d'utiliser des approches de calcul de la moyenne du modèle.

Les analyses futures visant à caractériser la dynamique du saumon coho du Fraser intérieur et à estimer les points de référence biologiques pourraient explorer davantage la structure du modèle en envisageant des approches plus variées. Par exemple, les modèles de cycle biologique qui répartissent le cycle biologique en composantes distinctes selon le milieu (marin ou dulcicole) permettent une représentation plus directe de l'abondance des smolts et de la survie subséquente en milieu marin que notre approche actuelle qui consiste à utiliser la survie du stade de smolt à celui d'adulte comme covariable dans les modèles de géniteurs-recrutement adultes à adultes. Traiter l'abondance des smolts comme une variable latente dans un modèle du cycle biologique permettrait d'appliquer directement l'indice du taux de survie de smolt à adulte à l'abondance des smolts (Ohlberger et al. 2018). On pourrait également envisager à l'avenir des cadres de modélisation qui intègrent la mise en valeur au moyen d'écloseries dans les modèles géniteurs-recrutement tout en permettant une productivité différentielle entre les géniteurs d'écloserie et d'origine naturelle (Falcu et Suring 2018).

La prise en compte de structures de modèles multiples nécessite une décision sur le ou les modèles qui doivent être utilisés pour évaluer l'état des stocks. Une approche pour tenir compte de l'incertitude dans la structure sous-jacente du modèle consiste à intégrer les estimations de l'état du PRL par rapport aux structures alternatives. Nous démontrons cette approche lorsque nous utilisons les estimations de projection des PRL fondés sur l'abondance agrégée, dans lesquels nous combinons les projections sous chaque scénario de modèle de stock-recrutement avant de calculer le PRL. Cette approche est essentiellement une approche de calcul de la moyenne des modèles dans laquelle les deux scénarios sont pondérés également. Cependant, d'autres méthodes d'attribution des pondérations entre les modèles sont possibles, comme la pondération fondée sur la capacité de prévision (Kell et al. 2021). Lors du calcul de la moyenne des modèles, il est important de tenir compte de la plausibilité de divers modèles et de la répartition des paramètres incertains (p. ex., leurs variances et leurs biais) (Millar et al. 2015 ; Dormann et al. 2018). Il peut être plus approprié de choisir un modèle plutôt que de faire le calcul de la moyenne des modèles lorsqu'ils fournissent des hypothèses concurrentes (c'est-à-dire des distributions bimodales) ayant des répercussions de gestion différentes (Millar et al. 2015).

3.8.3. PRL de régression logistique

Des analyses rétrospectives des options de PRL de régression logistique ont montré que les PRL étaient sensibles à la disponibilité des données, les estimations du PRL évoluant au fil du temps à mesure que d'autres données devenaient disponibles. De plus, des changements relativement petits dans l'estimation de $G_{\text{gén}}$ au fil du temps ont fait en sorte que les modèles logistiques fondés sur $G_{\text{gén}}$ étaient parfois incapables de converger vers une solution, même avec plus de données. Cette absence de convergence était le résultat d'un manque de chevauchement entre les niveaux d'abondance agrégés associés aux « réussites » et aux « échecs », ce qui est une exigence pour les modèles logistiques. Cette limitation ne s'est pas produite pour l'approche de régression logistique de l'ERCFI, dans laquelle le seuil absolu utilisé pour définir l'état des UC était constant au fil du temps.

Les scénarios de données manquantes, dans lesquels une ou deux UC ont été retirées de l'ensemble de données, ont encore mis en évidence les limites de la capacité des modèles de régression logistique à converger vers une solution compte tenu des petits changements dans le schéma des « réussites » et des « échecs ». De plus, nous avons constaté que le retrait des UC dans les PRL de régression logistique a entraîné une augmentation de l'incertitude de l'état estimé. Toutefois, malgré ces limites, les intervalles de confiance de 95 % pour les scénarios de données manquantes se chevauchaient habituellement avec l'état en fonction de l'inclusion de toutes les UC. Ce résultat donne à penser que notre hypothèse de représentativité de l'UC pour l'état des stocks dans l'UGS de saumon coho du Fraser intérieur, décrite à l'annexe C, peut être appuyée. Les travaux futurs sur cette UGS (ou d'autres UGS pour lesquelles on souhaite appliquer ces méthodes) pourraient faire appel à des analyses rétrospectives des approches fondées sur l'état des UC pour déterminer si les estimations de l'état demeurent stables lorsqu'une ou deux UC sont retirées de l'ensemble de données. La mesure dans laquelle ce résultat peut être appliqué à d'autres UGS devrait dépendre du niveau de covariation de l'état des UC entre les UC dans une UGS.

Pris ensemble, ces résultats rétrospectifs soulignent qu'il faut faire preuve de prudence lorsqu'on applique des PRL de régression logistique. Bien qu'ils aient fourni des estimations semblables de l'état de l'UGS comme méthodes fondées sur l'état des UC pour plusieurs années (mais pas toutes) dans la comparaison historique, ils étaient sensibles aux réductions de la disponibilité des données. Dans le cas particulier du saumon coho du Fraser intérieur, le rendement rétrospectif

pourrait s'améliorer à l'avenir à mesure que de plus en plus de données seront disponibles pour améliorer l'efficacité statistique des ajustements de régression logistique.

3.8.4. PRL de projection

Les PRL de projection ont l'avantage de pouvoir intégrer l'incertitude au sujet de la population actuelle (et future) ou de la dynamique des pêches dans les estimations du PRL, tandis que les PRL de régression logistique représentent des conditions qui ont déjà été rencontrées, qui peuvent ou non persister à l'avenir. Les PRL de projection permettent également d'intégrer les principales incertitudes structurelles dans les estimations du PRL en combinant plusieurs scénarios de projection. Par exemple, dans l'application actuelle, nous avons choisi de ne pas appliquer une troisième formulation du modèle de Ricker avec la mortalité anticompensatoire qui a été utilisée précédemment (Korman et al. 2019 ; Arbeider et al. 2020). Cependant, les applications futures des méthodes du PRL de projection pour le saumon coho du Fraser intérieur pourraient facilement intégrer l'anticompensation comme scénario supplémentaire dans une approche de moyenne du modèle si cela était considéré comme une incertitude principale à représenter.

La sensibilité des PRL de projection au taux d'exploitation signifie que ces PRL sont propres au contexte de gestion. Dans nos projections du saumon coho du Fraser intérieur, nous avons fixé les taux d'exploitation à la moyenne récente, car les restrictions de pêche sont stables depuis 1998. Dans ce cas, le PRL représente le niveau d'abondance agrégée qui serait nécessaire pour s'assurer que toutes les UC se situent au-dessus de $G_{\text{gén}}$ compte tenu de ce taux d'exploitation constant. Cependant, le saumon coho du Fraser intérieur n'est pas géré au moyen d'une politique fixe des taux d'exploitation. Bien que les prises soient relativement constantes depuis plusieurs années, les taux de prises cibles peuvent varier d'une année à l'autre pour plusieurs raisons, y compris les plans de pêche pour d'autres espèces (p. ex., le saumon rouge du Fraser). Pour les années au cours desquelles les taux d'exploitation cibles sont augmentés, le PRL devrait également être augmenté en conséquence pour s'assurer que l'objectif sous-jacent de toutes les UC se situant au-dessus de $G_{\text{gén}}$ puisse être atteint. Cette tendance est attribuable à la variabilité de la productivité entre les UC ; lorsque des taux d'exploitation plus élevés sont appliqués, certaines UC à faible productivité nécessiteront une abondance des géniteurs plus élevée pour s'assurer qu'elles demeurent au-dessus de $G_{\text{gén}}$. Cet effet est démontré à l'annexe D. Par conséquent, les PRL de projection ne sont pas des mesures statiques des dommages sérieux, comme celles qui sont couramment élaborées pour d'autres stocks et espèces.

Les PRL de projection étaient également sensibles au niveau de covariation de l'abondance des géniteurs entre les UC au fil du temps. La réduction de la covariance a entraîné une augmentation des estimations du PRL. Cette tendance se traduira par des PRL plus élevés, car la relation entre l'abondance agrégée et l'état des UC s'affaiblit parce que la dynamique aléatoire entre les UC augmentera la probabilité que l'état d'une UC soit en zone rouge. Nous recommandons que les instabilités possibles dans les projections soient évaluées pour cette UGS et pour d'autres applications pour les PRL de projection, qui pourraient survenir en raison des changements dans la covariation de l'abondance des géniteurs entre les UC en raison des UC dont les niveaux de productivité varient en fonction de l'exploitation.

3.8.5. Points de référence fondés sur la répartition

La répartition de l'abondance des géniteurs entre les petites populations ou sous-populations au sein d'une UC est reconnue comme une composante importante de l'état des UC (DFO

2005). Nous nous sommes appuyés sur des cibles de répartition établies antérieurement pour le saumon coho du Fraser intérieur afin de démontrer l'élaboration de PRL fondés sur des paramètres de répartition à plus petite échelle. Ces paramètres étaient fondés sur une cible de rétablissement à court terme de 1 000 géniteurs dans au moins 50 % des sous-populations (IFCRT 2006). Bien que ces cibles aient servi pour les récentes analyses de planification du rétablissement (Arbeider et al. 2020), elles n'ont pas été prises en compte dans le cadre de l'évaluation de l'état selon la PSS de 2015 pour le saumon coho du Fraser intérieur (DFO 2015) et sont incluses dans l'Explorateur parce que les points de référence de répartition officiels n'ont pas été déterminés dans le cadre de la PSS. Nous recommandons des recherches sur l'élaboration et l'évaluation de paramètres et de points de référence pour la répartition des géniteurs dans les UC, ainsi que l'élaboration de lignes directrices sur la façon de les intégrer dans les évaluations à l'échelle de l'UC dans le cadre de la PSS.

4. ÉTUDE DE CAS 2 : SAUMON CHINOOK DE LA CÔTE OUEST DE L'ÎLE DE VANCOUVER

4.1. CONTEXTE

L'UGS du saumon chinook de la côte ouest de l'île de Vancouver (COIV) est composée de trois UC (Holtby et Ciruna 2007 ; DFO 2013 ; Pacific Salmon Commission Sentinel Stocks Committee 2018), de sept populations de grands inlets et de 20 populations indicatrices d'échappée qui ont des séries chronologiques relativement complètes et une méthodologie d'observation uniforme (figure 22, tableau 7) (Riddell et al. 2002). Les écloséries produisent une part relativement importante de la production totale pour bon nombre de ces populations, où elles aident à atteindre les objectifs de récolte, de conservation et d'évaluation. Cependant, les écloséries sont également considérées comme un facteur de risque pour la durabilité à long terme des UC parce qu'elles peuvent réduire la diversité génétique et la valeur adaptative des populations sauvages (Withler et al. 2018). Comme il est décrit dans Holt et al. (2023), seules les populations indicatrices d'échappée sans mise en valeur importante (c'est-à-dire les populations dont la valeur de l'influence naturelle proportionnelle, $INP \geq 0,5$) ont été incluses dans cette analyse. Bien que la plupart des poissons de ces populations soient d'origine naturelle (c'est-à-dire qu'ils sont le résultats d'une fraie en milieu sauvage), les poissons « sauvages », définis dans la PSS comme étant des poissons d'origine naturelle de deuxième génération, peuvent être minoritaires (Withler et al. 2018).

Tableau 7. Aperçu de l'UGS de saumon chinook de la COIV. Les caractères en italique représentent les populations indicatrices d'échappée présentant des valeurs moyennes de l'INP < 0,5 qui sont exclues des analyses. Les inlets et les baies San Juan et Nitinat ne contiennent pas de populations indicatrices d'échappée ayant une INP $\geq 0,5$ et ne sont pas incluses dans les analyses.

UC	Inlets	Populations indicatrices
Ouest de l'île de Vancouver – sud (CK-31)	San Juan	<i>San Juan</i>
	Nitinat	<i>Nitinat</i>
	Barkley	Nahmint , <i>Sarita, Somass</i>
Ouest de l'île de Vancouver – Nootka & Kyuquot (CK-32)	Clayoquot	Bedwell/Ursus , Megin , Moyeha , <i>Tranquil</i>
	Nootka/Esperanza	<i>Burman, Conuma, Gold, Leiner, Tahsis</i>
Ouest de l'île de Vancouver – nord(CK-33)	Kyuquot	<i>Zeballos, Artlish, Kaouk, Tahsish</i>
	Quatsino	Cayeghle, Marble

Cette UGS a été incluse comme étude de cas en partie pour démontrer l'élaboration de PRL dans un contexte de données limitées, à savoir lorsque des données sur le recrutement ne sont pas disponibles pour établir des points de référence fondés sur le stock-recrutement, mais qu'il existe des points de référence fondés sur l'habitat, comme c'est souvent le cas pour le saumon chinook en Colombie-Britannique.

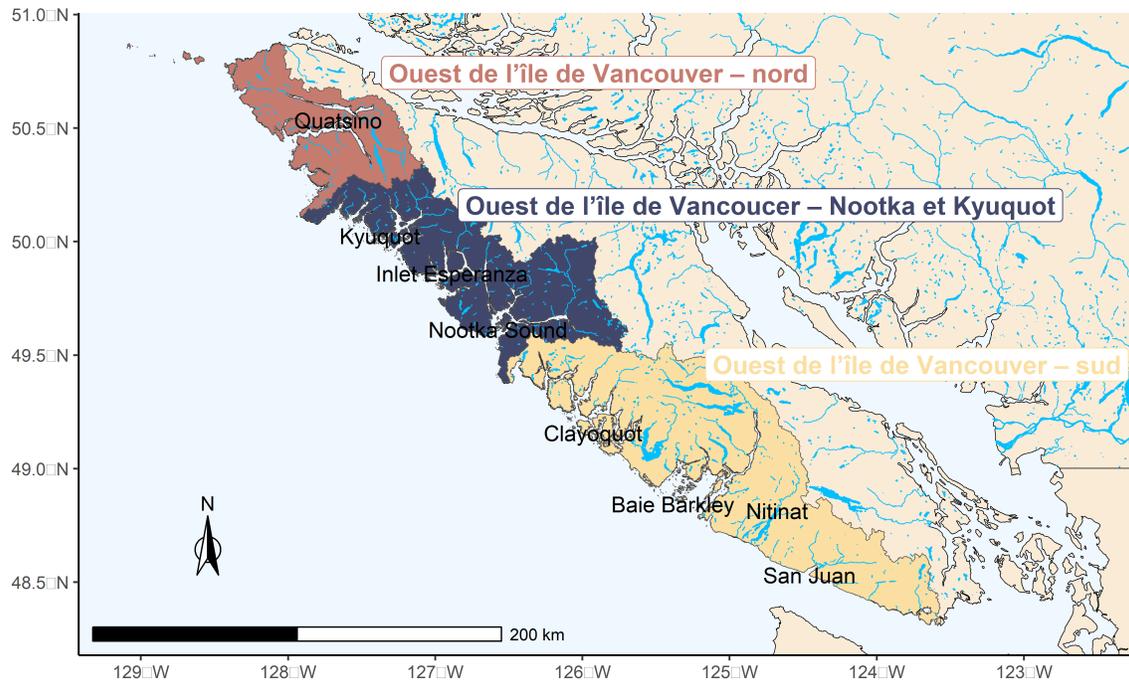


Figure 22. Carte de l'UGS de saumon chinook de la COIV, des UC qui la composent (en rouge, bleu et jaune) et des inlets (étiquetés en noir). Il est à noter que les unités désignables définies par le COSEPAC correspondent aux UC de l'UGS.

Le saumon chinook de la COIV est inclus dans le premier lot de grands stocks proposé aux fins de réglementation en vertu des dispositions sur les stocks de poissons ; des PRL doivent donc être établis pour cette UGS. De plus, la population de saumon chinook de la COIV est fortement mise en valeur, mais on ne dispose pas de données complètes sur la proportion de géniteurs issus d'écloseries contribuant à la production totale, comme c'est le cas pour de nombreuses autres UGS de saumon chinook. De plus, cette UGS était unique parmi les études de cas dans la prise en compte des inlets dans les UC au niveau de l'évaluation, démontrant diverses échelles spatiales qui peuvent être intégrées aux évaluations à l'échelle de l'UGS. Cette échelle est semblable à l'échelle des sous-populations utilisée dans les analyses de sensibilité pour l'étude de cas du saumon coho du Fraser intérieur.

Presque tous les saumons chinooks de cette UGS sont de type « océanique », entrant dans l'océan entre un et trois mois après leur émergence du gravier dans les frayères (DFO 2012). Les saumons chinooks de type « fluvial », ceux qui restent dans des cours d'eau pendant un an après leur émergence, sont rares dans cette UGS. Après être entré dans l'océan, le saumon chinook de la COIV migre généralement vers le nord de la Colombie-Britannique et le sud-est de

l'Alaska pour se développer pendant deux à six ans, et revient frayer principalement aux âges 3, 4 et 5 (DFO 2012).

4.1.1. Évaluations précédentes

L'état de deux des trois UC de cette UGS, celle de l'ouest de l'île de Vancouver – sud et celle de l'ouest de l'île de Vancouver – Nootka et Kyuquot, a été évalué comme étant en zone rouge dans une évaluation intégrée selon la PSS (DFO 2016). Dans le cas de ces UC, les évaluations étaient fondées sur des populations constituantes sans mise en valeur au moyen d'écloseries au cours des 12 dernières années, sans tenir compte des populations présentant une mise en valeur au cours de cette période. Pour l'UC de l'ouest de l'île de Vancouver – sud, l'état en zone rouge reposait principalement sur les menaces d'introgression génétique provenant des poissons échappés des écloseries à grande échelle situées à proximité. Pour l'UC de l'ouest de l'île de Vancouver – Nootka et Kyuquot, l'état en zone rouge était fondé sur un indice d'abondance très faible pour les populations non mises en valeur et les menaces d'introgression génétique provenant des poissons échappés des écloseries à grande échelle. La troisième UC, celle de l'ouest de l'île de Vancouver – nord, n'a pas été évaluée parce que son site indicateur a été mis en valeur au cours des 12 dernières années (d'autres paramètres de la mise en valeur au moyen d'écloseries, comme l'INP, n'ont pas été pris en compte). Une liste des populations indicatrices et des populations non indicatrices d'échappée dans chaque UC est disponible dans Brown et al. (2020).

Le saumon chinook de la COIV a été désigné comme un stock préoccupant dans le Plan de gestion intégrée des pêches (PGIP) de 2021 pour le saumon de la côte sud, et un plan de rétablissement est en cours d'élaboration (DFO 2021). Les faibles taux de survie des smolts d'âge 2 et les faibles niveaux de géniteurs au cours des deux dernières décennies sont des raisons de préoccupations en matière de conservation indiquées dans le PGIP (DFO 2021). Depuis le milieu des années 1990, divers paramètres de gestion ont été mis en œuvre pour restreindre les prises de saumon chinook de la COIV et répondre à ces préoccupations décrites dans le PGIP (DFO 2021).

Pour certaines populations de saumon chinook, y compris celles de la COIV, des points de référence fondés sur l'habitat ont été utilisés pour obtenir l'état de l'abondance des géniteurs (Parken et al. 2006). Ces points de référence sont estimés à l'aide d'une relation empirique entre la zone du bassin hydrographique où se trouve l'habitat de fraie et deux points de référence pour le stock-recrutement, l'abondance des géniteurs au moment du remplacement, G_{REM} (aussi appelés géniteurs à l'équilibre $G_{\text{éq}}$), et G_{RMD} , dans une méta-analyse de 25 populations de saumon chinook en Amérique du Nord (Parken et al. 2006 ; Liermann et al. 2010). À l'aide de cette relation, on peut alors prévoir des points de référence pour les populations sans données sur le stock-recrutement dans leur zone de bassin hydrographique.

En novembre 2020, COSEWIC (2020) a désigné les UD de l'ouest de l'île de Vancouver – sud et de l'ouest de l'île de Vancouver – Nootka et Kyuquot comme étant menacées, et l'UD de l'ouest de l'île de Vancouver – nord a été désigné comme ayant des données insuffisantes. Le statut d'espèce menacée reposait principalement sur les risques génétiques associés à la mise en valeur au moyen d'écloseries et les menaces pour l'habitat découlant de la foresterie. L'UD de l'ouest de l'île de Vancouver – nord a été désignée comme ayant des données insuffisantes parce qu'elle ne contient qu'une seule population indicatrice d'échappée.

4.2. DONNÉES

4.2.1. Échelle spatiale

En vertu de la PSS, les UC sont déterminées à une échelle spatiale qui permet la durabilité à long terme de l'espèce (Holtby et Ciruna 2007). Pour le saumon chinook de la COIV, les inlets situés dans l'aire de répartition des UC constituent une autre échelle spatiale importante de la diversité, compte tenu de la séparation géographique des habitats de fraie entre les inlets et de l'errance limitée entre les inlets (D. McHugh, comm. pers., Évaluation des stocks de la côte sud du MPO). Nous avons utilisé une approche hybride dans le cadre de laquelle des PRL ont été élaborés pour préserver la diversité à l'échelle des inlets des UC. Cependant, seulement cinq des sept inlets de la COIV contenaient des populations indicatrices sans influence importante d'écloseries. Les baies de Nitinat et de San Juan, qui sont les deux plus méridionales de l'UC de la COIV – sud, comptent des écloseries à grande échelle et font l'objet d'un suivi peu fréquent des sites de fraie naturels. Ces deux baies ne comportent pas de populations indicatrices d'échappée sans influence importante d'écloseries. Étant donné que les cinq autres inlets comportant d'importantes frayères naturelles sont situés dans les trois UC de saumon chinook de la COIV, la préservation de cette biodiversité à l'échelle des inlets (cinq comportant des données) permettra également de préserver la biodiversité à l'échelle de l'UC requise en vertu de la PSS. À l'avenir, les analyses pourraient limiter l'estimation des PRL à l'échelle de l'UC ou l'étendre aux sept inlets ayant des populations indicatrices d'échappée naturelle supplémentaires pour les baies Nitinat et San Juan, s'ils sont élaborés.

4.2.2. Zones du bassin hydrographique

Afin d'obtenir des points de référence fondés sur l'habitat, les zones du bassin hydrographique ont été mise à jour pour le saumon chinook de la COIV à l'aide des méthodes décrites dans Parken et al. (2006) en déterminant des zones de 3^e ordre qui contiennent un habitat de fraie et en omettant les zones en amont d'obstacles au passage du poisson selon le [[catalogue de données sur les obstacles provinciaux au passage du poisson](#) (en anglais seulement)]. Seules les zones du bassin hydrographique des populations indicatrices d'échappée ont été incluses dans l'analyse actuelle. Ces zones du bassin hydrographique ont ensuite été additionnées à l'intérieur des inlets pour obtenir des zones précises du bassin hydrographique (tableau 8). Par conséquent, les points de référence à l'échelle de l'inlet présentés dans cette étude de cas sont sur une échelle relative ; ils représentent l'abondance dans certains cours d'eau indicateurs.

Dans de futures analyses, les zones du bassin hydrographique de toutes les populations reproductrices connues pourraient être incluses (en omettant les zones en amont des obstacles au passage du poisson) afin d'obtenir des points de référence fondés sur l'habitat sur une échelle d'abondance absolue. Ces points de référence pourraient être comparés aux abondances totales de chaque inlet. Cette approche n'a pas été utilisée dans cette étude de cas en raison des grandes incertitudes quant à l'abondance des populations non indicatrices qui ont empêché l'élaboration d'estimations fiables de l'abondance absolue totale.

Tableau 8. Somme des zones du bassin hydrographique des populations indicatrices d'échappée dans les inlets, en km². Seules les populations indicatrices qui ne sont pas mises en valeur de façon importante (c'est-à-dire dont l'INP $\geq 0,5$) sont incluses.

inlets	zone du bassin hydrographique, km ²
Barkley	42
Clayoquot	460
Kyuquot	336
Nootka/Espanza	77
Quatsino	217

4.2.3. Abondance des géniteurs

Des données sur l'abondance des géniteurs ont été fournies pour 20 populations indicatrices d'échappée de la COIV (D. Dosbon et D. McHugh comm. pers. ; tableau 7 ; figure 23). Ces séries chronologiques sont compilées chaque année par le personnel de la région de la côte sud du MPO pour une évaluation et une gestion locales et internationales. Les valeurs manquantes n'ont pas fait l'objet d'un remplissage et, dans certains cas, les méthodes de suivi ont changé au fil du temps, ce qui a limité l'estimation de l'état historique de l'UGS. Bien que certaines séries chronologiques des échappées commencent en 1953, d'autres commencent aussi tard qu'en 1995, ce qui limite nos analyses à ces années les plus récentes qui sont fondées sur une méthodologie uniforme quant aux échappées (Pacific Salmon Commission Sentinel Stocks Committee 2018). Des séries chronologiques ayant fait l'objet de remplissage des populations indicatrices d'échappée des inlets pourraient être élaborées dans le cadre de travaux futurs. L'abondance des géniteurs pour les populations indicatrices d'échappée est estimée à partir d'une combinaison de relevés aériens, au tuba, par navire, de promenades sur les berges et de dénombrements aux barrières, qui varient en exactitude et en précision (se référer à DFO (2014) pour un résumé des méthodes de surveillance et d'évaluation). En particulier, les estimations des géniteurs à partir des relevés visuels sont une source d'incertitude pour cette UGS. L'abondance est généralement estimée à l'aide de la méthode de calcul de l'aire sous la courbe ou de la méthode du maximum de vraisemblance associée. Dans le cas des populations qui ne font pas l'objet d'un relevé continu pendant la saison de fraie, l'abondance est estimée à l'aide des dénombrements au moment du pic de migration ou d'une combinaison d'observations provenant de plusieurs relevés, ce qui ajoute de l'incertitude aux estimations annuelles de l'abondance.

4.2.4. Influence naturelle proportionnelle

Le paramètre de l'influence naturelle proportionnelle (INP) est utilisé pour estimer la force relative des pressions sélectives naturelles et celles des écloséries dans les populations influencées par les écloséries (Withler et al. 2018). Les valeurs de l'INP de 14 populations indicatrices d'échappée de la COIV ont été fournies pour l'évaluation des stocks de la côte sud du MPO par le Programme de mise en valeur des salmonidés du MPO (J. Bokvist, comm. pers., Évaluation du saumon de la côte sud du MPO). Les populations ont été considérées comme étant considérablement mises en valeur et exclues de nos analyses si les valeurs moyennes de l'INP au cours de la série chronologique disponible où les objectifs des écloséries sont demeurés constants étaient $< 0,5$.

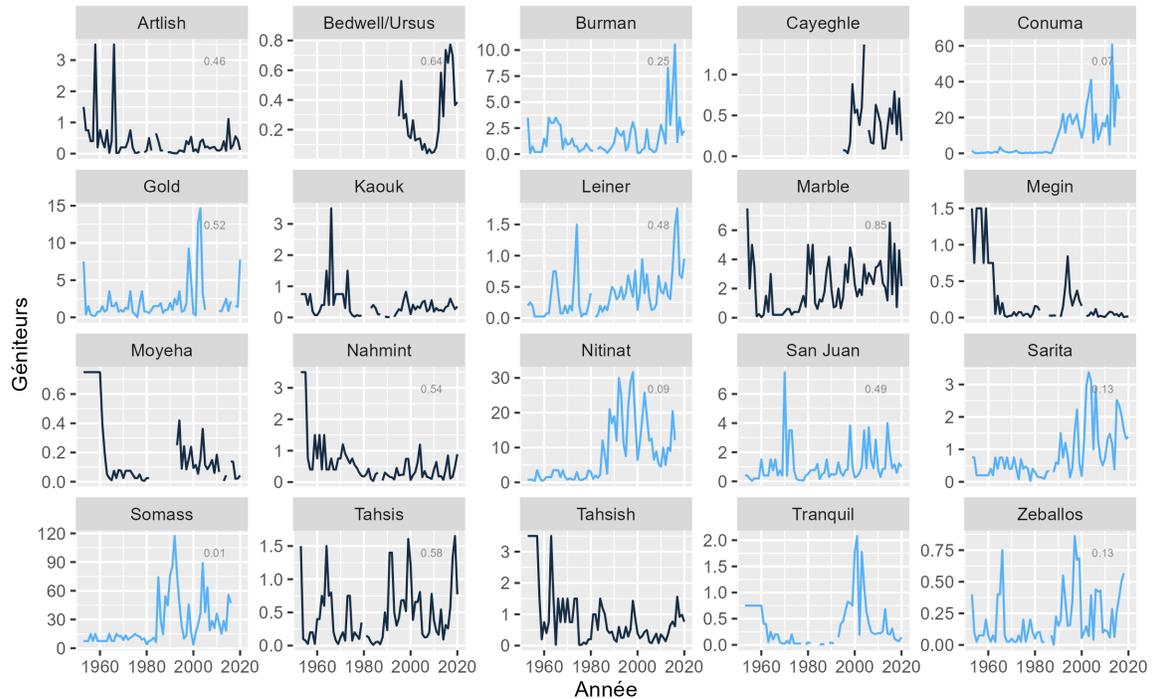


Figure 23. Séries chronologiques de l'abondance des géniteurs par population indicatrice d'échappée, en milliers. Les séries chronologiques en bleu foncé sont celles des populations indicatrices d'échappée où la plus grande partie de la production provient d'une fraie naturelle et dont les valeurs de l'influence naturelle proportionnelle (INP) sont généralement $\geq 0,5$; les séries chronologiques en bleu pâle sont celles des populations indicatrices d'échappée où les individus d'écloserie sont dominants et où les valeurs de l'INP sont généralement $< 0,5$ par rapport aux séries chronologiques disponibles. Les valeurs moyennes provisoires de l'INP sont fournies dans le coin supérieur droit de chaque panneau, lorsqu'elles sont disponibles.

Le marquage thermique a été utilisé pour déterminer la proportion de géniteurs issus d'écloseries dans les frayères afin de calculer les valeurs de l'INP. Lorsque les données sur le marquage thermique n'étaient pas disponibles, on a utilisé des micromarques magnétisées codées pour identifier les géniteurs issus d'écloseries. Bien que la population de la rivière Gold présente des valeurs moyennes de l'INP de $> 0,5$ (0,52), on pense que la plupart des géniteurs non marqués sont des poissons d'écloserie de deuxième génération (c'est-à-dire des descendants de poissons de l'écloserie du ruisseau Robertson). Ainsi, la rivière Gold a été exclue de nos analyses. De plus, même si l'INP moyenne de la population de la rivière Artlish était légèrement $< 0,5$ (0,46), les estimations de l'INP n'étaient disponibles que pour un an (2015) grâce aux micromarques magnétisées codées, ce qui a été jugé non représentatif de cette population, qui est relativement peu mise en valeur. Cette population a donc été retenue dans notre analyse. On ne croit pas que cinq des six populations indicatrices d'échappée restantes sans données sur l'INP soient considérablement mises en valeur : Cayeghle, Kaouk, Megin, Moyeha et Tasish (D. McHugh, comm. pers., Évaluation des stocks de la côte sud du MPO) et elles ont été retenues dans l'analyse. Une population indicatrice d'échappée sans données sur l'INP, celle de Tranquil, a été considérée comme considérablement mise en valeur et a été omise de nos analyses (D. McHugh, comm. pers., Évaluation des stocks de la côte sud du MPO).

Au départ, nous avons envisagé une définition plus stricte de la mise en valeur au moyen d'écloseries qui incluait seulement les populations dont les valeurs de l'INP $\geq 0,72$. Ce seuil plus strict a entraîné l'exclusion de la plupart des données, car des séries chronologiques fiables des valeurs de l'INP et de l'abondance des géniteurs ne sont disponibles que pour les populations indicatrices du taux d'exploitation où des micromarques magnétisées codées ont été appliquées et échantillonnées pour le rétablissement qui, dans la COIV, ont tendance à être des populations comportant des individus d'écloserie. Le seuil de l'INP de $\geq 0,5$, un niveau associé à une majorité de poissons d'origine naturelle, explique le compromis entre l'évaluation de la biodiversité à l'échelle de l'UC et l'exclusion des répercussions significatives des écloseries.

Le Programme de mise en valeur des salmonidés documente actuellement les lignes directrices et les méthodes d'estimation des valeurs de l'INP (MPO, en cours d'examen)². Les incertitudes quant aux valeurs de l'INP découlent de la faible taille des échantillons dans les frayères pour estimer la proportion de géniteurs issus d'écloseries, des incertitudes importantes découlant des estimations des micromarques magnétisées codées pour les géniteurs issus d'écloseries en raison du marquage insuffisant des poissons d'écloserie, et du manque de données sur les proportions de géniteurs d'écloseries d'origine naturelle (et l'hypothèse que les proportions de géniteurs d'écloseries d'origine naturelle soient égales aux proportions de géniteurs d'origine naturelle).

Étant donné que les séries chronologiques actuelles et historiques de la proportion de géniteurs issus d'écloseries n'étaient pas toujours disponibles pour les populations ayant une INP $\geq 0,5$, l'abondance totale de géniteurs (c'est-à-dire les géniteurs d'origine naturelle et issus d'écloseries combinés) a été utilisée dans l'évaluation des états à l'échelle de l'UC et de l'abondance agrégée à l'échelle de l'UGS. Cela pourrait donner lieu à des évaluations optimistes de l'état. Nous recommandons la conception de programmes de marquage dans les écloseries et d'échantillonnage dans les frayères pour recueillir des données afin d'estimer la contribution des géniteurs issus d'écloseries par rapport à la production totale pour ces populations indicatrices d'échappée. L'inclusion des poissons d'écloserie dans les estimations de l'état est une principale source d'incertitude pour cette UGS, et probablement de nombreuses autres dans la région du Pacifique.

4.3. ESTIMATION DE L'ÉTAT À L'ÉCHELLE DES INLETS ET DES UC

L'état à l'échelle des inlets a été obtenu en appliquant l'algorithme multidimensionnel de l'Explorateur à des inlets particuliers (Pestal et al., en préparation). Nous avons constaté que l'état estimé à l'aide de cet algorithme était équivalent à l'état sur un seul paramètre, l'abondance relative par rapport à un PRI estimé pour tous les inlets. Lorsque l'abondance n'est disponible qu'à une échelle relative et qu'il est possible d'estimer les points de référence de l'abondance, l'état dans l'algorithme multidimensionnel se réduit à l'abondance des géniteurs par rapport aux valeurs des points de référence fondés sur l'abondance (comme le montre la figure 1). Étant donné que les PRL résultants étaient équivalents, dans certains cas, nous ne présentons qu'un seul ensemble de résultats, étiquetés comme étant l'approche à paramètre unique qui représente également l'état en fonction de l'algorithme multidimensionnel dans ce cas. Holt et al. (2023) recommandent l'application de l'approche multidimensionnelle utilisée dans l'Explorateur pour calculer l'état des UC.

²MPO, en cours d'examen. Guidelines for Calculating the Proportionate Natural Influence Index as a Metric of the Genetic Influence of Enhanced Pacific Salmon on Wild Populations [lignes directrices pour le calcul de l'indice de l'influence naturelle proportionnelle comme mesure de l'influence génétique des saumons du Pacifique mis en valeur sur les populations sauvages]. Rapport du Programme de mise en valeur des salmonidés, Vancouver (C.-B.)

$G_{\text{gén}}$ est l'abondance des géniteurs nécessaire pour atteindre G_{RMD} en une génération sans pêche dans des conditions d'équilibre, et est le PRI de l'abondance appliqué dans le cadre de la PSS. Nous avons calculé $G_{\text{gén}}$ en optimisant l'équation de Ricker avec le recrutement réglé à G_{RMD} (l'équation 17 est répétée ici pour la transparence) :

$$G_{\text{RMD}} = a \cdot G_{gn} \cdot e^{-b \cdot G_{gn}} \quad (19)$$

où

$$b = \frac{\log(a)}{G_{\text{REM}}} \quad (20)$$

$$G_{\text{RMD}} = \frac{1 - W e^{1 - \log(a)}}{b} \quad (21)$$

et a représente des recrues par géniteur à faible productivité et W représente une fonction de Lambert (Scheuerell 2016). Les estimations du maximum de vraisemblance des valeurs G_{REM} (et des IC à 95 %) ont été obtenues à partir du modèle de la zone du bassin hydrographique adapté de Parken et al. (2006), qui incluait une structure hiérarchique dans la méta-analyse sous-jacente tenant compte des similitudes de la productivité entre le type océanique et le type dulcicole (Liermann et al. 2010, tableau 9).

Les valeurs de Ricker a ont été estimées à partir d'un modèle fondé sur le stade du cycle de vie qui répartit la survie entre les stades du cycle de vie en eau douce et en mer pour le saumon chinook de type océanique en fonction de données empiriques et de l'avis d'experts (W. Luedke, comm. pers. Évaluation des stocks de la côte sud du MPO). Les taux de survie propres au stade du cycle de vie ont ensuite été combinés pour calculer la survie globale des géniteurs au recrutement. Malgré les incertitudes relativement importantes concernant les taux de survie propres au stade du cycle de vie, cette approche fournit une approximation de la productivité qui est plus réaliste que l'estimation élevée précédemment calculée à partir du modèle de la zone du bassin hydrographique et déclarée pour de nombreuses autres populations de saumon chinook de type océanique (> 7 recrues/géniteur, Parken et al. (2006)). D'après le modèle fondé sur le stade du cycle de vie, les valeurs moyennes de a ont été estimées à 2,7 recrues par géniteur, les erreurs types variant de 1,6 à 4,5.

Notre approche pour estimer G_{RMD} (et $G_{\text{gén}}$) différerait de celle de Parken et al. (2006), parce que nous avons calculé la productivité indépendamment, alors que Parken et al. (2006) ont estimé G_{RMD} et G_{REM} à partir du modèle fondé sur le bassin hydrographique, ce qui a donné lieu à des estimations relativement élevées de la productivité, soit a . Ces estimations de la productivité ont été jugées irréalistes pour le saumon chinook de la COIV, d'où l'approche de recharge adoptée ici.

Les intervalles de confiance approximatifs de $G_{\text{gén}}$ ont été estimés par échantillonnage répété des distributions normales de G_{REM} et $\log(a)$, avec des écarts-types dans $\log(G_{\text{REM}})$ calculés à partir du modèle fondé sur la zone du bassin hydrographique. Cette méthode ne tient pas compte de la covariance entre la productivité et la capacité que l'on trouve habituellement dans la relation stock-recrutement, et surestimera l'incertitude dans les points de référence obtenus. Dans les analyses futures, nous recommandons l'estimation bayésienne des points de référence fondés sur l'habitat afin de faciliter l'intégration des incertitudes de diverses sources.

Tableau 9. Points de référence (en nombre de géniteurs) et limites approximatives de l'intervalle de confiance de 95 % (à la droite de chaque point de référence) pour cinq inlets, incluant seulement les populations indicatrices d'échappée qui ne sont pas mises en valeur de façon importante.

Population ou inlets	$G_{\text{gén}}$	Limite sup.	Limite inf.	G_{REM}	Limite sup.	Limite inf.
Barkley	120	28	430	640	290	1 400
Clayoquot	1 400	350	4 300	7 300	4 100	13 000
Kyuquot	1 000	240	3 200	5 300	2 900	9 600
Nootka/Esperanza	220	55	760	1 200	570	2 400
Quatsino	650	160	2 100	3 400	1 800	6 300

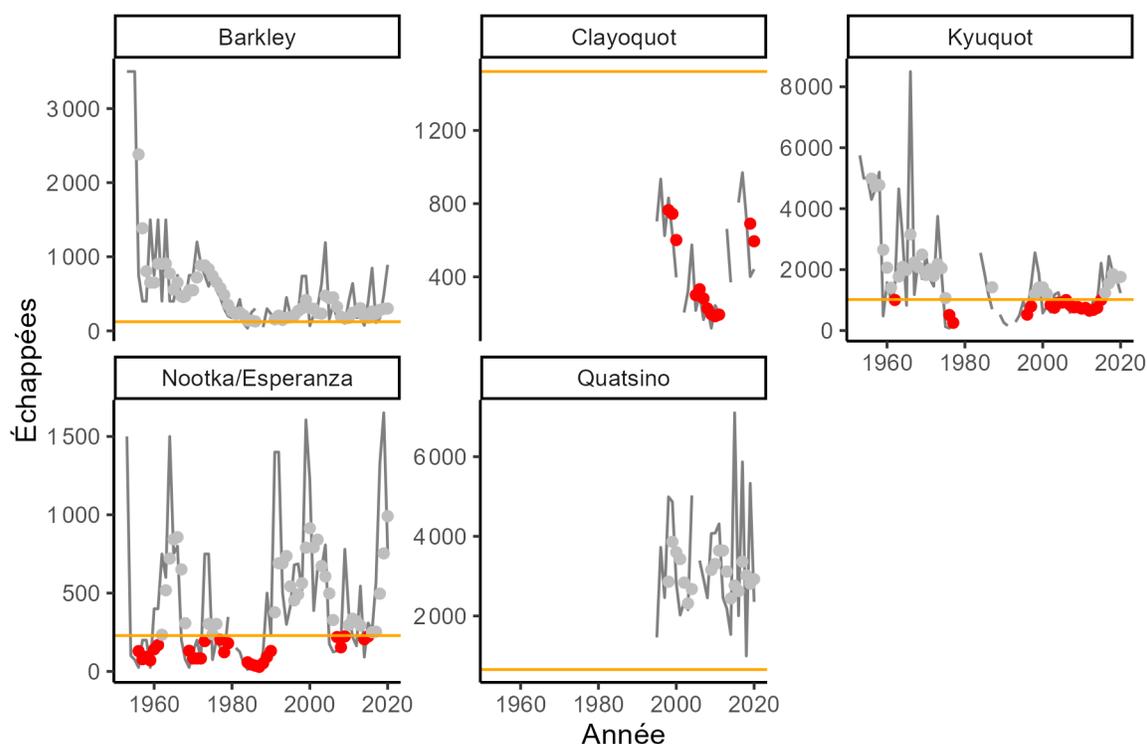


Figure 24. Séries chronologiques de l'abondance des géniteurs par inlet, seulement pour les populations indicatrices d'échappée qui ne sont pas mises en valeur de façon considérable. Les lignes jaunes horizontales représentent $G_{\text{gén}}$ et les points représentent les moyennes géométriques générationnelles de l'abondance des géniteurs (en rouge quand la valeur est inférieure à $G_{\text{gén}}$ et en gris quand la valeur est supérieure à $G_{\text{gén}}$).

L'état des UC a été calculé à partir de la proportion de populations d'inlet les composant qui sont au-dessus de leur PRI. On s'attend à ce qu'il y ait des dommages graves lorsque la population de n'importe quel inlet dans chacune des trois UC chute sous son PRI. Nous avons supposé ici que l'état de la population indicatrice d'échappée dans l'UC de l'ouest de l'île de Vancouver – nord (rivière Marble, dans le détroit Quatsino) n'est pas sensiblement mis en valeur et qu'il est

représentatif de l'UC. Toutefois, un examen plus approfondi de ces hypothèses par des experts locaux est justifié.

4.4. ESTIMATION DES PRL FONDÉS SUR L'ÉTAT DES UC

4.4.1. Méthodes

Le PRL fondé sur la proportion d'UC a été déterminé comme étant les trois UC contenant des populations d'inlet dont l'état actuel est exclusivement hors de la zone rouge. Étant donné que des populations d'inlet se trouvent au sein des UC, ce PRL tient compte de la répartition de la fraie entre les inlets dans les UC. Si une UC contenait une population d'inlet en zone rouge, le PRL était considéré comme dépassé. L'état des populations d'inlet constituantes a été calculé à partir de l'approche multidimensionnelle utilisée dans l'Explorateur, qui, pour cette UGS, a réduit à un seul paramètre l'abondance des géniteurs par rapport au PRI, $G_{\text{gén}}$.

Nous avons également envisagé un PRL fondé sur l'état des UC en fonction des états à l'échelle des UC obtenus d'une évaluation intégrée selon la PSS publiée antérieurement (état en 2014 seulement, DFO (2016)).

4.4.2. Résultats

Au cours de la dernière année pour laquelle des données ont été recueillies, 2020, les populations de quatre des cinq inlets affichaient une abondance supérieure à leur PRI fondé sur l'abondance, $G_{\text{gén}}$ (figure 24). Par conséquent, deux des trois UC contenaient des populations d'inlet dont l'état actuel dépassait exclusivement leur PRI. Une UC, dans le sud de l'île de Vancouver, contient une population d'inlet, Clayoquot, dont l'état a toujours été au-dessous de son PRI tout au long de la série chronologique disponible. Par conséquent, cette UGS est inférieure au PRL de 100 % des UC dont l'état se situe hors de la zone rouge.

Seulement deux des trois UC constituantes ont été évaluées dans le cadre de l'évaluation selon la PSS publiée précédemment, bien que l'état de ces UC ait été évalué comme étant en zone rouge en 2014. Pour cette année, le PRL serait considéré comme dépassé parce que l'état d'au moins une UC était en zone rouge.

4.5. ESTIMATION DES PRL FONDÉS SUR L'ABONDANCE AGRÉGÉE PAR RÉGRESSION LOGISTIQUE

La régression logistique des PRL n'a pas pu être déterminée pour le saumon chinook de la COIV parce qu'il n'y a pas d'années où toutes les populations d'inlet étaient au-dessus de leur PRI selon les données historiques (figure 24). Afin d'adapter un modèle de régression logistique aux données, il est nécessaire d'observer les réussites (années où toutes les populations d'inlet étaient $>$ à leurs points de référence) et les échecs (années où toutes les populations d'inlet étaient $>$ à leurs points de référence). L'estimation des PRL de régression logistique se limite aux UGS dont les données historiques montrent un contraste dans l'état au fil du temps.

4.6. ESTIMATION DES PRL FONDÉS SUR L'ABONDANCE AGRÉGÉE PAR PROJECTION

4.6.1. Méthodes

Les PRL de projection ont été calculées pour le saumon chinook de la COIV en projetant la dynamique de la population propre aux inlets à l'aide de l'outil de modélisation `samSim` (annexe B).

Nous avons choisi de projeter une dynamique de population propre aux inlets plutôt qu'à l'UC pour refléter l'isolement démographique relatif des populations d'inlet. La dynamique de la population et les paramètres d'exploitation ont été obtenus à partir d'une reconstitution des remontes propre à l'UC précédemment élaborée pour le saumon chinook de la COIV en fonction de l'abondance des géniteurs et de la composition par âge des populations indicatrices, ainsi que des taux d'exploitation de la population indicatrice de l'écloserie du ruisseau Robertson (D. Dobson et D. McHugh, comm. pers. Évaluation des stocks de la côte sud du MPO). Étant donné que cette reconstitution des remontes n'a pas fait l'objet d'un examen par les pairs, elle n'est pas utilisée pour élaborer des points de référence, mais peut fournir des distributions plausibles pour les paramètres des projections. Les paramètres propres à l'UC ont été appliqués à toutes les populations d'inlet constituantes. Les capacités de population propres aux inlets, G_{REM} , ont été estimées à partir du modèle fondé sur la zone du bassin hydrographique (Parken et al. 2006) (tableau 8) et appliquées dans les projections de recrutement à l'aide d'un modèle stock-recrutement de Ricker. Les paramètres du scénario de référence sont présentés au tableau 10 et les analyses de sensibilité sont décrites dans le texte ci-dessous.

Le modèle a été initialisé à des abondances d'équilibre propres aux inlets et projeté pour une période d'initialisation de 40 ans afin de stabiliser la distribution de l'abondance des géniteurs. Le modèle a ensuite été exécuté pour une période supplémentaire de 30 ans, et l'abondance agrégée annuelle et les états propres aux inlets ont été enregistrés. Étant donné que les projections déterminent l'abondance et les états d'équilibre à long terme, les résultats sont indépendants de l'abondance initiale. Les projections ont été résumées pour plus de 50 000 essais de simulation aléatoires (MCCM). Un nombre relativement élevé d'essais de simulation a été nécessaire pour l'estimation du PRL parce que l'algorithme exigeait une taille d'échantillon suffisante dans chaque tranche supplémentaire de 200 poissons d'abondance agrégée le long d'une gamme de niveaux d'abondance réalistes (de près de zéro à la capacité de charge). Les PRL de projection ont été déterminés à partir de l'abondance agrégée, avec des probabilités précises que toutes les populations d'inlet constituantes soient au-dessus des PRI. Nous recommandons un examen des hypothèses et des paramètres du modèle par des experts locaux avant l'adoption d'un PRL de projection pour cette UGS. Nous fournissons un exemple à des fins d'illustration.

Tableau 10. Paramètres utilisés pour les projections propres aux inlets de la dynamique des populations de saumon chinook de la COIV.

Paramètre	Valeur	Source
Ricker $\log(a)$ (moyenne)	COIV – sud = 1,14, COIV – Nootka & Kyuquot = 1,58, COIV – nord = 1,53	Reconstitution des remontes de saumon chinook de la COIV (de 1985 à 2019, D. Dobson et D. McHugh comm. pers.)
Ricker $\log(a)$ (ET)	0,5	IC d'environ 95% et limites du modèle propre à l'étape du cycle de vie (W. Luedke comm. pers.)
G_{REM} (Géniteurs au moment du remplacement, moyenne)	Barkley = 637, Clayoquot = 7879, Nootka/Esperanza = 1 184, Kyuquot = 5 273, Quatsino = 3 384	Estimation du maximum de vraisemblance à partir du modèle fondé sur la zone du bassin hydrographique

Paramètre	Valeur	Source
G _{REM} (ET) Calculé à partir de l'erreur-type de l'estimation du maximum de vraisemblance d'après le modèle fondé sur la zone du bassin hydrographique		
ET dans les résidus de Ricker (sigma)	COIV – sud = 0,80, COIV – Nootka & Kyuquot = 0,69, COIV – nord = 0,68,	Reconstitution des remontes de saumon chinook de la COIV (de 1985 à 2019, D. Dobson & D. McHugh comm. pers.)
Covariance des résidus de Ricker entre les inlets	Égal à la covariance dans la série chronologique des géniteurs entre les inlets	Covariance des géniteurs entre les inlets des populations indicatrices d'échappée de poissons sauvages (D. Dobson & D. McHugh, comm. pers.)
Proportions moyennes selon l'âge à la maturité (âges 2, 3, 4 et 5). Les âges 5 et 6 sont regroupés.	COIV – sud = 0,02, 0,14, 0,45, 0,38 ; COIV – Nootka & Kyuquot = 0,01, 0,10, 0,48, 0,40 ; COIV – nord = 0,02, 0,15, 0,47, 0,36	Proportions moyennes de la reconstitution des remontes (D. Dobson & D. McHugh comm. pers.)
Variabilité interannuelle des proportions selon l'âge (tau de la distribution logistique multivariée)	COIV – sud = 0,7, COIV – Nootka & Kyuquot = 0,6, COIV – nord = 0,7	Estimation à partir de séries chronologiques des proportions selon l'âge à la maturité de la reconstitution des remontes. Variabilité présumée entre les UC et les années.
Taux d'exploitation moyen	0,30	Moyenne des taux d'exploitation en zone pré-terminale de 2010 à 2019 pour l'indicateur de l'écloserie du ruisseau Robertson (D. Dobson & D. McHugh comm. pers.). Variable dans les analyses de sensibilité, de 0,05 à 0,45

Paramètre	Valeur	Source
Variabilité interannuelle des taux d'exploitation (CV)	0,17	Estimation à partir des taux d'exploitation en zone pré-terminale de 2010 à 2019 pour l'indicateur de l'écloserie du ruisseau Robertson. On suppose que c'est une distribution bêta, limitée entre 0 et 1.
Variabilité des taux d'exploitation entre les inlets (CV)	0,085	On suppose qu'il s'agit de la moitié de la variabilité interannuelle, variable dans une analyse de sensibilité (0 à 0,17). On suppose que c'est une distribution bêta, limitée entre 0 et 1.
Abondance initiale	G_{REM} (propre aux inlets)	Estimation du maximum de vraisemblance selon le modèle fondé sur la zone du bassin hydrographique

Nous avons choisi les paramètres de covariance de façon à ce que les projections résultantes de l'abondance des géniteurs propres aux inlets montrent des corrélations entre les inlets qui étaient semblables à celles observées (figure 25). Plus précisément, les paramètres du modèle ont été ajustés de façon à ce que les corrélations résultantes entre les inlets dans l'abondance projetée des géniteurs se rapprochent des corrélations observées dans l'abondance des géniteurs, décrites plus en détail ci-dessous.

Les corrélations par paires entre les séries chronologiques observées des géniteurs propres aux inlets étaient relativement fortes dans les années 1990 et au début des années 2000, et sont devenues légèrement plus faibles depuis 2015. Les corrélations entre les inlets pour les périodes de 20 ans sont présentées à la figure 25. À partir de 1995, le premier diagramme en boîte montre la répartition des corrélations en paires entre les cinq inlets pour la période de 1995 à 2015 ; le deuxième diagramme montre les corrélations entre 1996 et 2016, etc. Une diminution des corrélations est évidente au cours des deux dernières périodes. Le diagramme final montre la corrélation sur l'ensemble de la série chronologique.

Dans le modèle de projection prospective, les corrélations de l'abondance des géniteurs entre les inlets sont déterminées par trois composantes du modèle, chacune étant décrite plus en détail ci-dessous : 1) la covariance des taux d'exploitation entre les inlets, 2) la covariance des résidus du recrutement entre les inlets et 3) la covariance des proportions selon l'âge des recrues entre les inlets.

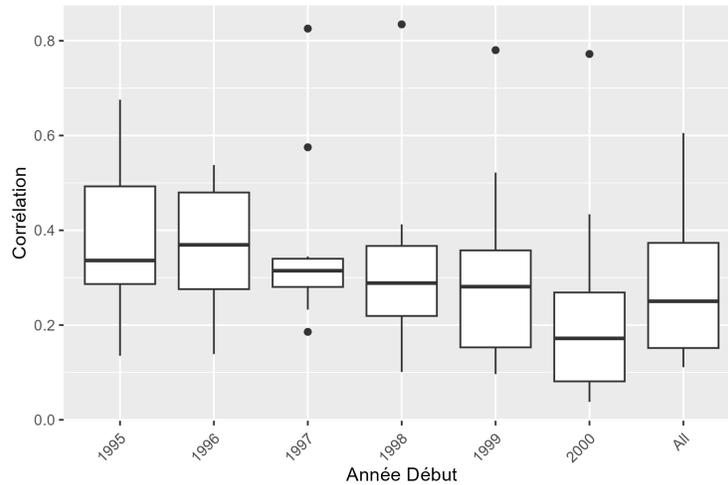


Figure 25. Corrélations constantes de l'abondance des géniteurs entre les inlets sur des périodes de 20 ans, avec l'année de début de la période de 20 ans sur l'axe des x. Chaque diagramme en boîte montre la répartition des corrélations par paires entre les cinq inlets ($n = 10$ corrélations par paires).

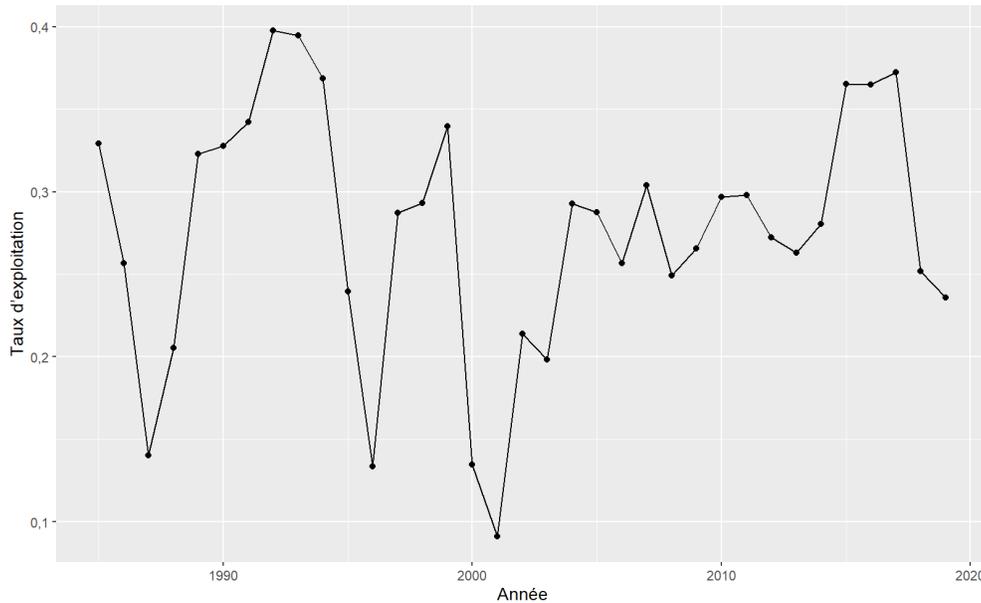


Figure 26. Taux d'exploitation en zone pré-terminale pour la population indicatrice dotée de micromarques magnétisées codées du ruisseau Robertson.

Covariance des taux d'exploitation

La covariance des taux d'exploitation entre les inlets est modélisée comme une exploitation interannuelle commune paramétrée à partir de l'exploitation en zone pré-terminale du saumon chinook de la COIV provenant de l'écloserie du ruisseau Robertson, avec une variabilité supplémentaire propre aux inlets. La variabilité commune se produit en raison du chevauchement de leur répartition dans les pêches hauturières, tandis que la variabilité propre aux inlets résulte de la vulnérabilité propre aux inlets à l'exploitation dans les eaux côtières et en zone terminale dans les inlets. Nous avons supposé un taux d'exploitation moyen observé pour le saumon chinook de la COIV au cours des dernières années (2010 à 2019, population indicatrice du ruisseau Robertson, 30 %, figure 26).

Dans les projections, on a supposé que la variabilité interannuelle des taux d'exploitation était une distribution bêta (limitée entre 0 et 1), paramétrée à partir des taux d'exploitation en zone pré-terminale estimés pour le ruisseau Robertson, avec un coefficient de variation (CV) de 0,17 (tableau 10). Sans données permettant de paramétrer la variabilité des taux d'exploitation propres aux inlets, nous avons supposé que la variabilité propre aux inlets était la moitié de la variabilité interannuelle commune (CV = 0,085, à l'échelle de l'UGS), et nous avons fait varier cette valeur dans les analyses de sensibilité de 0 et 0,17 pour couvrir les limites plausibles (figure 27). Nous avons supposé que les écarts propres aux inlets par rapport au taux d'exploitation moyen à l'échelle de l'UGS étaient constants au fil des ans (p. ex., en raison de la variabilité spatiale et temporelle des schémas de migration propres aux inlets qui ont une incidence sur la vulnérabilité aux pêches), mais que cet écart a changé au cours des essais de simulation. Les analyses futures pourraient inclure des biais cohérents dans l'exploitation de certains inlets (p. ex., des biais positifs pour les inlets du sud et des biais négatifs pour ceux du nord).

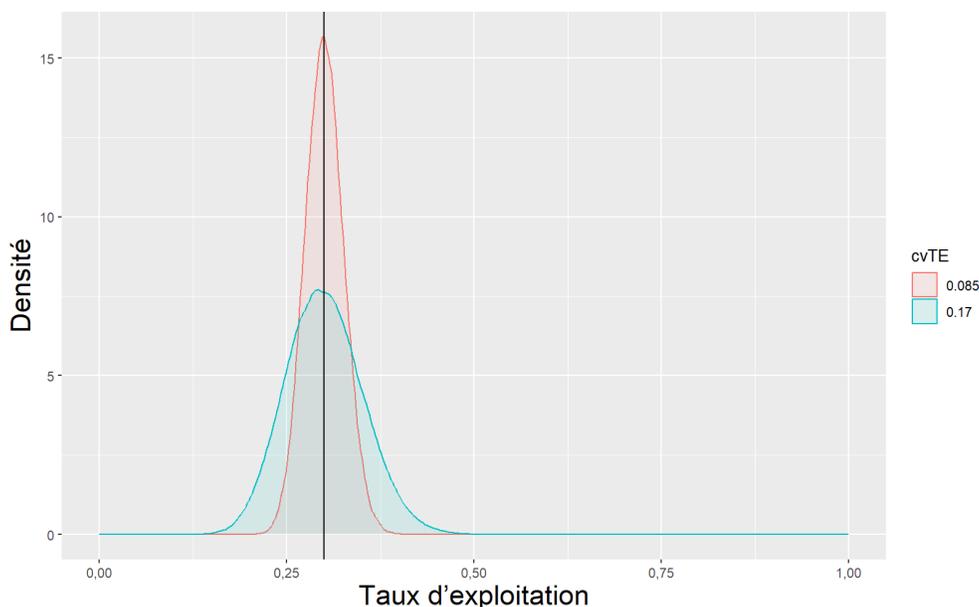


Figure 27. Variabilité des taux d'exploitation projetés au fil du temps (CV = 0,17) et entre les inlets (CV = 0,085), à partir d'une exploitation moyenne de 0,3.

Dans les projections prospectives, les corrélations par paires de l'abondance projetée des géniteurs entre les inlets étaient semblables aux corrélations par paires observées récemment dans l'abondance des géniteurs entre les inlets (figure 28). Les hypothèses variables au sujet de la variabilité de l'exploitation entre les inlets entre le CV de 0 et 0,17 n'ont pas eu d'incidence sur la distribution des corrélations de l'abondance des géniteurs dans les projections.

Covariance des résidus du recrutement

Nous avons paramétré les corrélations des résidus du recrutement entre les inlets à partir des corrélations observées dans l'abondance des géniteurs entre les inlets obtenue de la reconstitution des remontes de saumon chinook de la COIV (D. Dobson et D. McHugh, comm. pers. Évaluation des stocks de la côte sud du MPO, fig.29). Cependant, l'abondance des géniteurs peut être plus

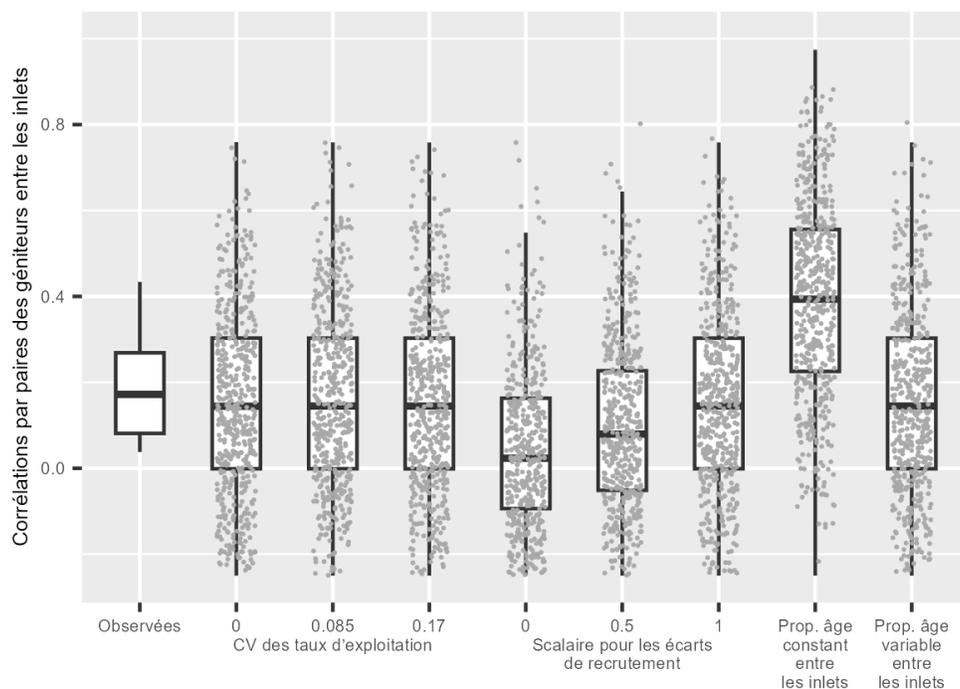


Figure 28. Distribution des corrélations de l'abondance des géniteurs entre les inlets pour les données observées au cours des 20 dernières années ($n = 10$ corrélations par paires, 1er diagramme en boîte) et séries chronologiques projetées selon diverses hypothèses : avec un CV des taux d'exploitation entre les inlets de 0, 0,085 ou 0,17 (0,85 est le scénario de référence ; du 2e au 4e diagramme en boîte), avec un scalaire sur la covariance des résidus du recrutement de 0 (aucune corrélation dans les résidus du recrutement), 0,5 et 1 (égal aux corrélations de géniteurs observées, scénario de référence ; du 5e au 7e diagramme en boîte), et des proportions selon l'âge variables ou constantes entre les inlets (le scénario de référence correspond aux proportions variables ; 8e et 9e diagrammes en boîte). Pour chaque ensemble d'hypothèses, les autres variables ont été maintenues constantes aux valeurs du scénario de référence.

faiblement corrélée que le recrutement en raison des différences d'exploitation entre les inlets et les sous-populations à l'intérieur de ceux-ci.

Dans les analyses de sensibilité, nous avons mis à l'échelle les corrélations par paires dans les résidus du recrutement entre les inlets par 0,5 et 0 des corrélations observées chez les géniteurs (0 représentant les résidus du recrutement qui n'étaient pas corrélés entre les inlets dans les projections). Nous avons ensuite comparé les corrélations résultantes de l'abondance projetée des géniteurs aux corrélations observées, afin d'évaluer dans quelle mesure le modèle fournissait des projections réalistes pour chaque hypothèse. Lorsque nous avons mis à l'échelle les corrélations des résidus du recrutement à des corrélations des géniteurs inférieures aux corrélations observées (c'est-à-dire scalaire < 1), les corrélations résultantes dans l'abondance des géniteurs à partir des projections étaient inférieures aux corrélations observées (figure 28, mais étaient à peu près semblables lorsque les résidus du recrutement ont été mis à l'échelle à 1. Donc, pour notre scénario de référence, nous avons supposé que les corrélations des résidus du recrutement entre les inlets étaient égales aux corrélations observées entre les inlets.

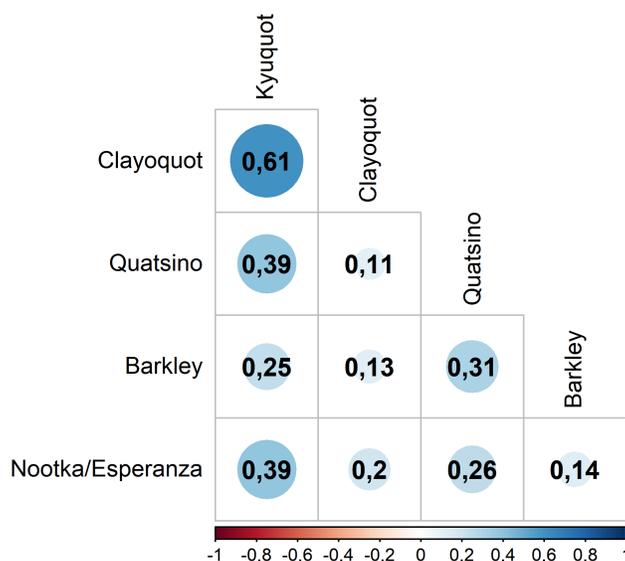


Figure 29. Graphique à bulles des corrélations de l'abondance des géniteurs entre les inlets au fil du temps, de 1994 à 2020.

Variabilité des proportions selon l'âge à la maturité entre les inlets

Pour le scénario de référence, nous avons supposé que les proportions selon l'âge à la maturité variaient au fil du temps et entre les inlets paramétrées à partir des proportions selon l'âge à la maturité calculées pour chaque UC dans la reconstitution des remontes de saumon chinook de la COIV (D. Dobson comm. pers., Secteur des sciences du MPO ; les proportions selon l'âge propres aux inlets n'étaient pas disponibles ; figure 30). Nous avons utilisé les proportions moyennes propres à l'UC à chaque âge de la reconstitution des remontes avec des écarts annuels de ces proportions en fonction d'une distribution logistique multivariée, paramétrée à partir des séries chronologiques estimées des proportions selon l'âge.

Pour ces analyses, le recrutement a été calculé à partir de l'abondance totale des géniteurs (c'est-à-dire les géniteurs d'origine naturelle et issus d'écloseries combinés) et des prises, ce qui peut donner des proportions biaisées pour les populations influencées par les écloseries si les adultes provenant d'écloseries reviennent à la frayère à des âges différents (plus jeunes) que les saumons d'origine naturelle (Larsen et al. 2019). Comme il a été mentionné précédemment, l'inclusion des poissons d'écloserie dans les estimations de l'état est une source principale d'incertitude pour cette UGS. Nous avons effectué une analyse de sensibilité selon une autre hypothèse où les proportions selon l'âge variaient au fil des ans, mais étaient constantes entre les UC. Selon cette hypothèse, nous avons constaté que les corrélations par paires de l'abondance des géniteurs dans les projections étaient beaucoup plus élevées que celles observées (figure 28), générant des séries chronologiques qui étaient irréalistes.

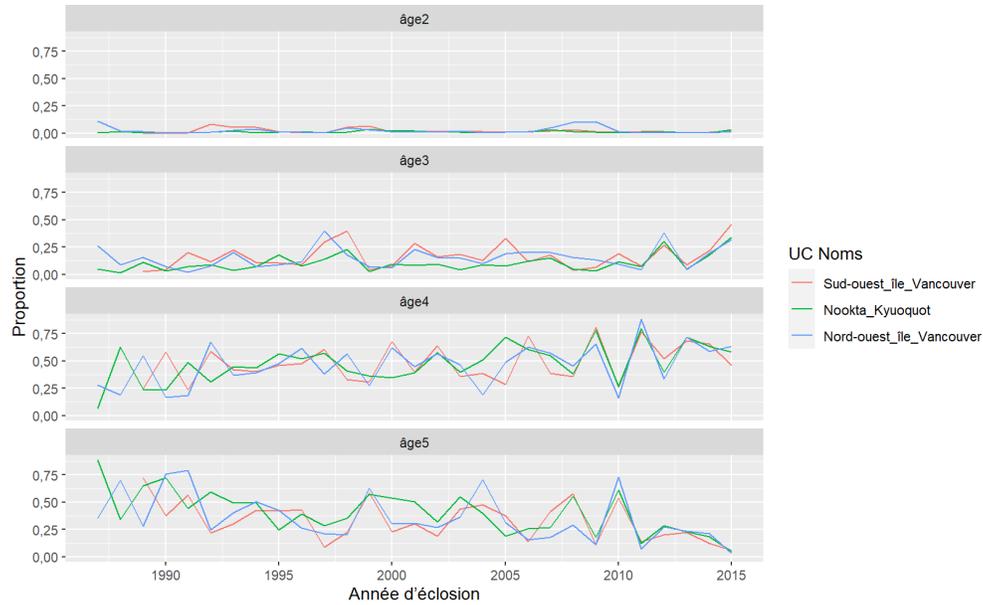


Figure 30. Séries chronologiques des proportions selon l'âge dans le recrutement harmonisées par année d'éclosion, calculée à partir de la reconstitution des remontes de saumon chinook de la COIV par UC.

4.6.2. Résultats

Les projections des PRL ont été élaborées selon les hypothèses du scénario de base de 1) variabilité interannuelle des taux d'exploitation entre les inlets avec un CV de 0,085, 2) corrélations dans les résidus du recrutement entre les inlets égales aux corrélations de géniteurs observées entre les inlets, et 3) la variabilité des proportions selon l'âge entre les UC et les années. Nous avons déterminé un PRL provisoire de l'abondance agrégée avec $p = 0,5$ (probabilité de 50 % que toutes les populations d'inlet se situent au-dessus de leur PRI) égal à 11300 (figure 31). Les PRL provisoires à $p = 0,66$ (« probable » que toutes les populations d'inlet soient au-dessus de leur PRI) sont également montrés, près de 20 000 (figure 31). Les probabilités que toutes les populations d'inlet soient situés au-dessus de leur PRI n'ont jamais dépassé 0,9, de sorte qu'il n'a pas été possible d'estimer les PRL à des valeurs p plus élevées. À noter que le PRL à $p = 0,66$ nécessitait plus d'essais de simulation pour une stabilisation complète et qu'il est présenté ici à des fins de démonstration seulement. Les projections de PRL possibles ont été comparées à des séries chronologiques de l'abondance agrégée observées pour le saumon chinook de la COIV (somme des populations indicatrices d'échappée avec une $INP > 0,5$), ce qui montre que l'abondance est actuellement inférieure à ces PRL et qu'elle a été proche ou inférieure au cours des séries chronologiques disponibles (figure 32).

4.6.3. Analyses de sensibilité

Nous avons examiné des analyses de sensibilité sur la variabilité interannuelle des taux d'exploitation entre les inlets ayant un CV de 0 et 0,17 (figure 33), et nous avons constaté que les PRL à 50 % de probabilité n'étaient pas sensibles à la variabilité interannuelle des taux d'exploitation sur la plage de valeurs que nous avons prise en compte. Nous avons également examiné les analyses de sensibilité des taux d'exploitation moyens de 5 à 45 % (figure 34), où le scénario de base était un taux d'exploitation de 30 %.

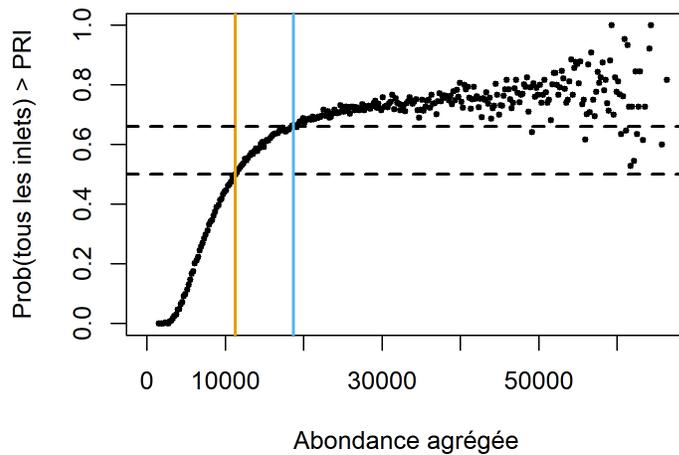


Figure 31. Probabilité que toutes les populations d'inlet se trouvent au-dessus de leur PRI le long d'un gradient de l'abondance agrégée dans les tranches de 200 poissons, obtenue des projections sur 30 ans et de 50 000 essais de simulation (MCCM). Chaque point correspond à la proportion d'essais de simulation où toutes les populations d'inlet se situaient au-dessus de leur PRI. Les PRL possibles à $p = 0,5$ (jaune) et $p = 0,66$ (bleu) sont mis en évidence, où p est la probabilité que toutes les populations d'inlet soient au-dessus de leur PRI.

À mesure que l'exploitation augmentait, le PRL associé à une probabilité donnée que toutes les populations d'inlet soient au-dessus de leur PRI augmentait également. À un taux d'exploitation élevé, des populations d'inlet individuelles tombaient plus fréquemment sous leur PRI, malgré une abondance agrégée souvent relativement élevée dans les autres populations. Pour expliquer le résultat initialement contre-intuitif de la sensibilité des PRL de projection aux taux d'exploitation, nous avons effectué des analyses supplémentaires pour une UGS hypothétique où les paramètres géniteurs-recrutement variaient ou demeuraient constants dans les populations d'inlet (ou les UC) constituantes et les essais de simulation MCCM, et une gamme de taux d'exploitation a été appliquée (annexe D). En nous basant sur ces analyses de sensibilité, nous avons constaté que les différences de productivité entre les populations d'inlet constituantes entraînent une variabilité propre aux inlets de la sensibilité aux taux d'exploitation. Les populations d'inlet dont la productivité est relativement faible tombent plus fréquemment sous les PRI. Cet effet est accentué lorsque les taux d'exploitation sont élevés, ce qui entraîne des divergences d'état entre les inlets et une augmentation de l'abondance agrégée requise pour que toutes les populations d'inlet dépassent leur PRI (c'est-à-dire un PRL plus élevé).

Compte tenu de l'incertitude de la productivité actuelle et prévue, les PRL de projection ont été évalués en fonction d'un éventail de productivités allant de 75 % à 150 % des estimations du scénario de référence, selon l'exploitation actuelle. Les scénarios où la productivité était plus faible ($< 0,75x$ estimations actuelles) présentaient une forte proportion de trajectoires où la productivité était inférieure au taux de remplacement, pour lesquelles les PRL n'ont pas pu être estimés.

Les PRL de projection avaient tendance à augmenter en cas de faible productivité et vice versa (figure 35), une tendance à laquelle on s'attendait en raison de la relation inverse entre la productivité et les valeurs G_{gen} propres aux inlets (Holt et Folkes 2015).

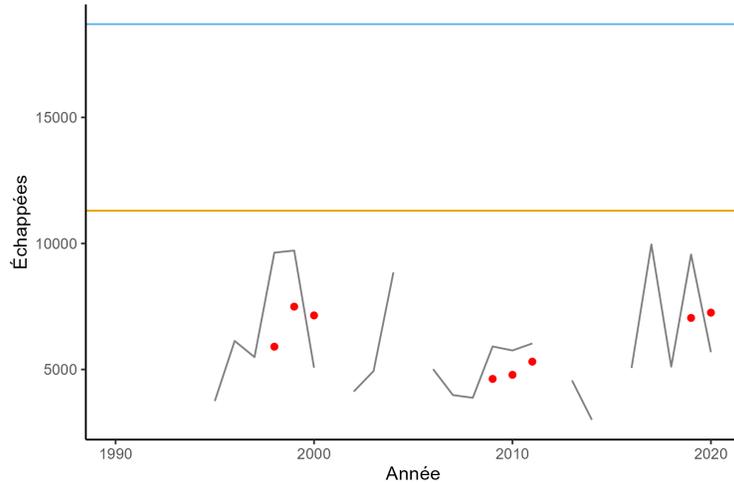


Figure 32. Série chronologique de l'échappée agrégée pour le saumon chinook de la COIV (populations indicatrices avec $IPN \geq 0,5$), avec projection des PRL associés aux populations d'inlet constituantes étant au-dessus de leur PRI à $p = 0,5$ (jaune) et $p = 0,66$ (bleu). Les points rouges représentent l'échappée moyenne générationnelle (moyenne géométrique), indiquant un état inférieur aux PRL.

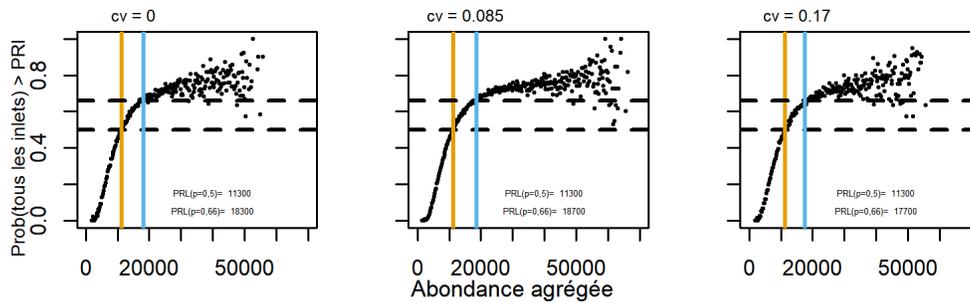


Figure 33. Probabilité que toutes les populations d'inlet se trouvent au-dessus de leur PRI le long d'un gradient de l'abondance agrégée dans les tranches de 200 poissons, obtenue des projections sur 30 ans et de 50 000 essais de simulation (MCCM). Les projections ont supposé une variabilité des taux d'exploitation entre les inlets ayant un CV de 0, 0,085 et 0,17.

À faible productivité, $G_{\text{gén}}$ tend à augmenter, devenant ainsi plus prudent. La sensibilité des PRL à la productivité met en évidence la valeur de la mise à jour des points de référence et des PRL de projection à mesure que la productivité change. Nos résultats montrent également que l'incertitude dans les projections a augmenté lorsque la productivité était faible, ce qui a probablement nécessité des essais de simulation plus aléatoires pour la stabilisation à $p = 0,5$. La probabilité que toutes les populations d'inlet soient au-dessus de leur PRI a rarement atteint ou dépassé 0,66 (catégorie « probable », Mastrandrea et al. (2010)) lorsque la productivité était faible, de sorte qu'il n'a pas été possible d'estimer les PRL à ce niveau. Lorsque la productivité était élevée, la probabilité que toutes les populations d'inlet soient au-dessus de leur PRI tombait rarement sous 0,66. À productivité élevée, les PRL au niveau $p = 0,5$ n'ont pas pu être estimés. Des analyses plus détaillées des PRL dans l'ensemble de la gamme des productivités et de l'exploitation dépassaient la portée de cette étude de cas.

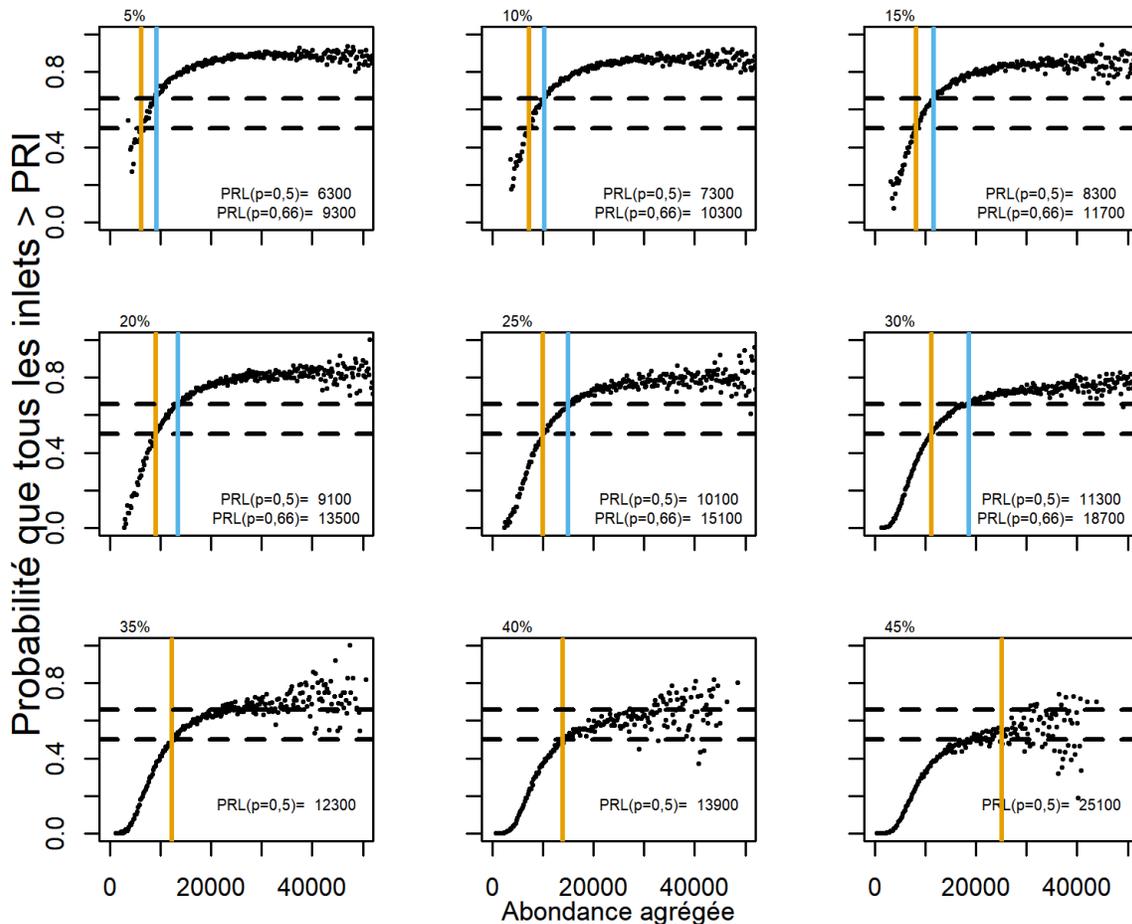


Figure 34. Probabilité que toutes les populations d'inlet se trouvent au-dessus de leur PRL le long d'un gradient de l'abondance agrégée dans les tranches de 200 poissons, obtenue des projections sur 30 ans et de 50 000 essais de simulation (MCCM) en fonction d'une gamme de taux d'exploitation moyens de 5 à 45%. Les PRL possibles à $p = 0,5$ (jaune) et $p = 0,66$ (bleu) sont en surbrillance.

4.7. ÉVALUATION HISTORIQUE DE L'ÉTAT SELON LES MÉTHODES RELATIVES AUX PRL

Nous avons évalué l'état du saumon chinook de la COIV au moyen des PRL estimés à l'aide de méthodes de projection et fondés sur l'état des UC. Nous montrons l'état par rapport à trois types de PRL fondés sur l'état des UC : un PRL fondé sur toutes les populations d'inlet constitutives dont l'état se trouve hors de la zone rouge à l'aide de l'algorithme multidimensionnel de l'Explorateur, un PRL fondé sur toutes les populations d'inlet constitutives ayant une abondance des géniteurs supérieure à $G_{\text{gén}}$, et l'état en fonction de l'évaluation intégrée des UC selon la PSS publiée précédemment (état en 2014 seulement, DFO (2016), figure 36). Les résultats de l'approche multidimensionnelle et l'abondance par rapport à $G_{\text{gén}}$ sont identiques, mais sont présentés séparément pour plus de clarté. Bien que l'Explorateur puisse également fournir un état pour un seul paramètre d'abondance, nous les avons différenciés ici pour mettre en évidence l'approche unique des évaluations multidimensionnelles selon l'Explorateur.

Toutes les méthodes indiquent que cette UGS se situe au-dessous de son PRL pour les années où des données sont disponibles. Nous utilisons la même nomenclature que pour le saumon coho du Fraser intérieur, où « ÉtatUC » indique des PRL fondés sur l'état des UC, « Abond

» indique des PRL fondés sur l'abondance agrégée, « Explorateur » indique des évaluations à l'échelle de l'UC dérivées d'une approche multidimensionnelle dans l'Explorateur de l'état des saumons du Pacifique, « Ggén » indique les évaluations de l'UC calculées à partir d'un seul paramètre (p. ex., abondance par rapport à l'indice de référence inférieur $G_{\text{gén}}$), et « Proj » indique les PRL de projection.

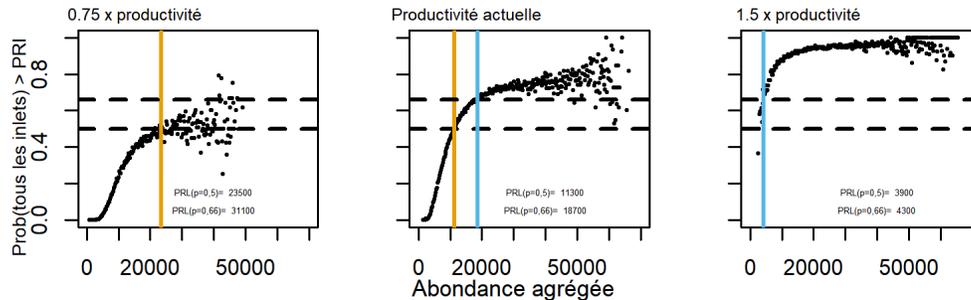


Figure 35. PRL de projection estimés selon des hypothèses de productivité réduite (0,75x niveaux actuels) et de productivité accrue (1,5x niveaux actuels). Les PRL possibles à $p = 0,5$ (jaune) et $p = 0,66$ (bleu) sont en surbrillance. Il faut davantage d'essais de simulation MCCM pour stabiliser les PRL à faible productivité. Les PRL à $p = 0,66$ n'ont pas pu être estimés à faible productivité, et les PRL à $p = 0,5$ n'ont pas pu être estimés à productivité élevée

4.8. DISCUSSION

Quelques conclusions principales de cette étude de cas sont mises en évidence pour une plus grande pertinence. L'état était le même dans l'ensemble des méthodes relatives aux PRL qui étaient disponibles et dans une évaluation publiée antérieurement. Cette UGS est généralement gérée à des échelles plus petites que celle de l'UGS qui appuie l'application de PRL fondés sur l'état des UC afin de permettre aux décisions de gestion d'être adaptées aux états des UC ou des populations d'inlet. Cependant, l'abondance agrégée et les PRL de projection ont également été estimés ici à des fins de démonstration. Il n'a pas été possible d'estimer une régression logistique du PRL en raison du manque de contraste dans la série chronologique.

Les PRL de projection étaient très sensibles à l'exploitation moyenne pour cette UGS. Les PRL sont calculés en supposant que les taux d'exploitation actuels ne peuvent pas être utilisés comme indicateur de préjudice grave si la procédure de gestion change. Les PRP de projection étaient également très sensibles aux productivités démographiques sous-jacentes. À mesure que la productivité diminuait, les PRL augmentaient, devenant plus prudents, reflétant les tendances des points de référence sous-jacents. Il n'a pas été possible d'estimer les PRL de projection à des niveaux de probabilité de 90 % et de 99 % pour cette UGS en raison de la covariation relativement faible de la dynamique de la population entre les UC. La probabilité que toutes les UC dépassent leurs points de référence inférieurs n'a jamais été élevée, même avec une abondance agrégée élevée.

La contribution des poissons d'écloserie aux abondances totales constitue une incertitude principale pour cette UGS. Bien que seules les populations indicatrices d'échappée où la plus grande partie de la production provenait d'une fraie naturelle aient été incluses, les poissons d'écloserie faussent probablement les estimations de l'abondance à la hausse, ce qui donne une caractérisation optimiste de l'état comparativement à l'élimination de la contribution des éclosiers. De plus, les poissons d'écloserie peuvent donner lieu à des estimations optimistes du recrutement et de la productivité, ce qui donne des PRL qui sont biaisés et faibles.

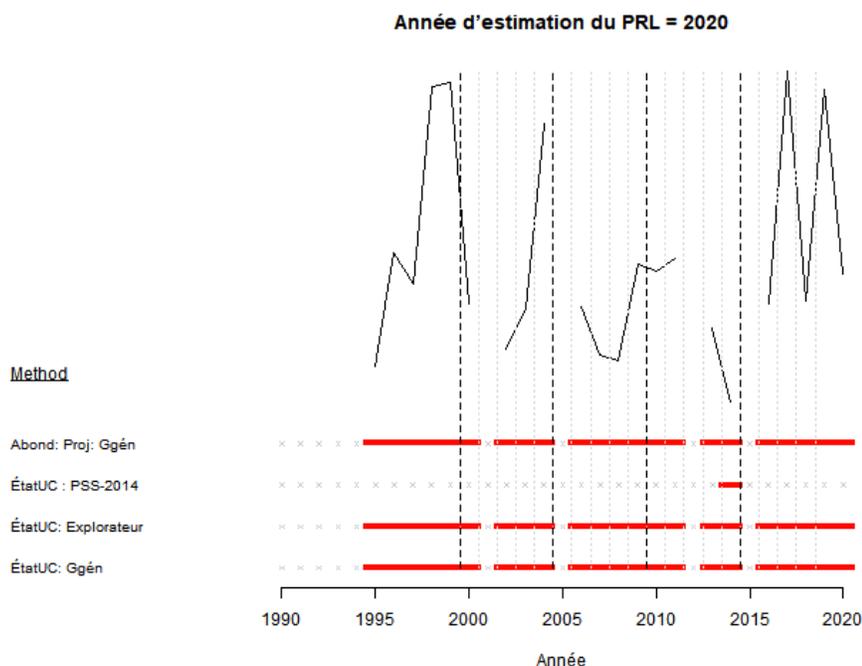


Figure 36. Évaluation historique de l'état à l'aide des méthodes disponibles pour estimer les PRL. Les barres rouges indiquent des états sous le PRL ; les x gris indiquent des états non disponibles.

Les séries chronologiques des géniteurs d'écloserie n'étaient pas disponibles pour la plupart des populations que nous avons examinées, ce qui empêchait la capacité de tenir compte de la mise en valeur quantitative des estimations de l'abondance.

Nous recommandons quelques domaines de recherche supplémentaire pertinents pour cette UGS.

- Les PRL de projection illustrés ici doivent être évalués davantage sur le plan de la sensibilité aux principales hypothèses structurelles, comme le modèle de stock-recrutement, et la présence et l'ampleur de l'anticompensation, entre autres hypothèses. Cette évaluation est particulièrement importante pour cette UGS en raison de l'absence de modèles de stock-recrutement évalués par les pairs. Nous avons fondé notre hypothèse d'une forme de Ricker de relation stock-recrutement à partir de son application à d'autres populations de saumon chinook en Colombie-Britannique (Parken et al. 2006), mais cette forme pourrait ne pas représenter la variabilité élevée observée et la baisse de productivité qui sont maintenant courantes pour le saumon chinook.
- Dans le cadre de l'élaboration de PRL fondés sur l'état des UC par projection, les inlets ont été choisis comme l'échelle spatiale de la biodiversité requise pour la durabilité à l'échelle de l'UGS. Dans les analyses futures, d'autres hypothèses pourraient être envisagées, y compris les PRL calculés pour maintenir la diversité à l'échelle de l'UC en projetant les abondances à l'échelle de l'UC. De plus, nous recommandons des recherches sur l'élaboration et l'évaluation de paramètres et de points de référence pour la répartition de l'abondance

des géniteurs dans les UC, et de lignes directrices sur la façon de les intégrer dans les évaluations à l'échelle de l'UC dans le cadre de la PSS.

- Les futures itérations des évaluations multidimensionnelles de l'état utilisées dans l'Explorateur pourraient comprendre des renseignements sur la répartition des géniteurs dans les inlets compris dans les UC afin d'intégrer cette plus petite échelle de la biodiversité.
- Une évaluation plus poussée de l'influence des poissons d'écloserie sur l'abondance des géniteurs, y compris l'étendue et l'ampleur de l'errance entre les bassins hydrographiques, est justifiée pour cette UGS, ainsi que pour d'autres UGS de saumon chinook.

5. ÉTUDE DE CAS 3 : SAUMON KÉTA DE LA CÔTE SUD INTÉRIURE, À L'EXCLUSION DES UC DU FLEUVE FRASER

5.1. CONTEXTE

L'UGS de saumon kéta de la côte sud intérieure à l'exclusion des UC du fleuve Fraser (ci-après appelé «~saumon kéta de la CSI~») comprend sept UC de saumon kéta provenant de rivières qui se déversent dans le détroit de Johnstone et la mer des Salish le long de la partie continentale de la Colombie-Britannique et de la côte est de l'île de Vancouver (figure 37 ; Holtby et Ciruna (2007)). Cette zone comprend des fjords profonds, des glaciers, de grandes rivières et de petits cours d'eau côtiers. Les UC de saumon kéta frayant dans le bassin hydrographique du fleuve Fraser ne sont pas incluses dans cette UGS. Elles ont été classées comme appartenant à une UGS particulière appelée «~UGS de saumon kéta de la côte sud intérieure – Fraser~». Bien que ces deux UGS présentent un chevauchement important dans les pêches en mer, elles ont été séparées en fonction des différences relatives aux répercussions de la pêche en zone terminale et aux habitats d'eau douce.

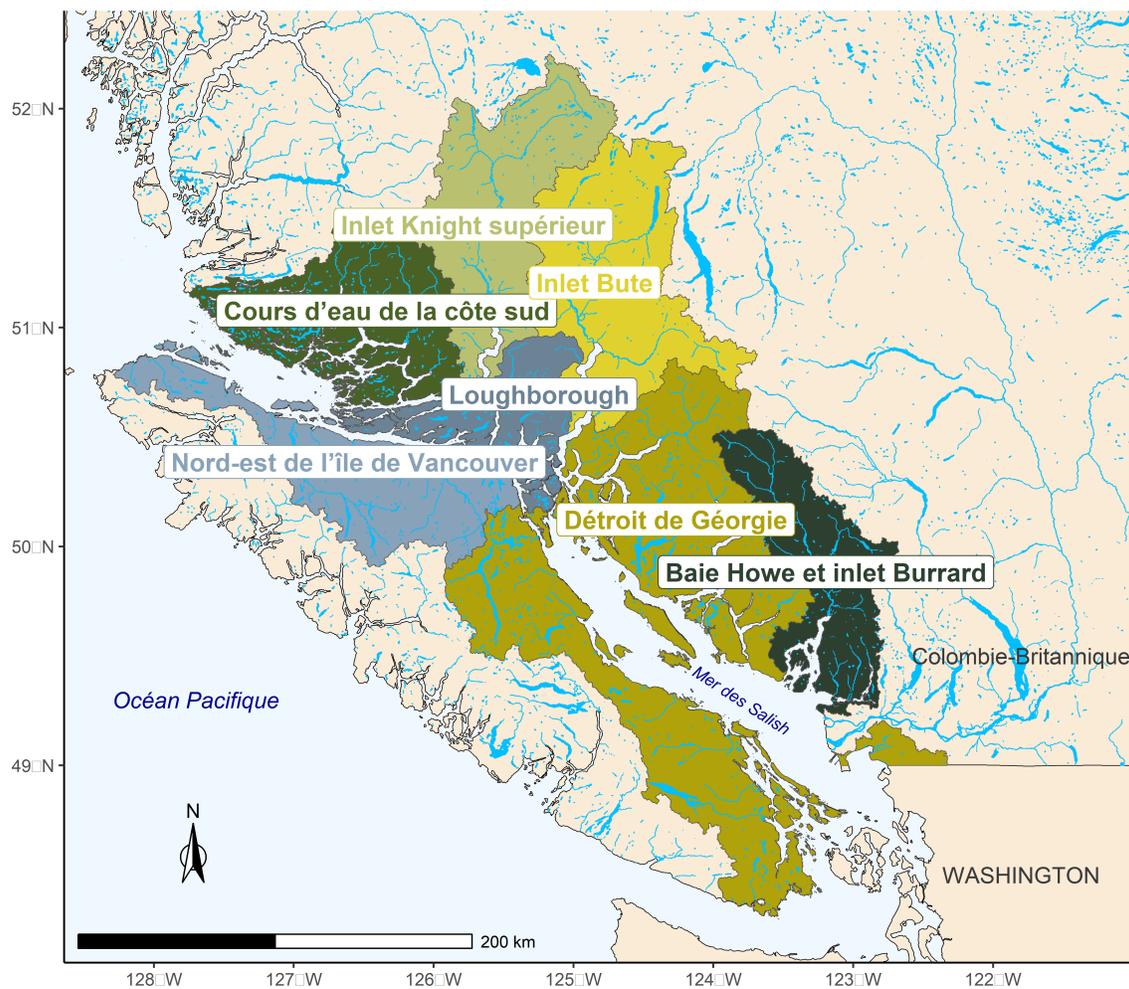


Figure 37. Les sept unités de conservation qui composent l'unité de gestion des stocks de saumon kéta de la côte sud intérieure (à l'exclusion des unités de conservation du bas Fraser et du canyon du Fraser).

L'UGS de saumon kéta de la CSI est considérée comme ayant des données limitées. Bien que des séries chronologiques sur les échappées soient disponibles pour de nombreux cours d'eau à partir de 1953, plusieurs séries sont incomplètes et nécessitent des hypothèses de remplissage (c'est-à-dire qu'il n'y a pas de dénombrement dans tous les cours d'eau chaque année et que certaines UC n'ont pas été l'objet d'un dénombrement certaines années). De plus, les reconstitutions des remontes et du recrutement sont incertaines, ce qui rend problématique l'élaboration de points de référence fondés sur les données sur les géniteurs et le recrutement. Il n'y a pas non plus de données sur la survie en mer (mais il y a des données sur l'échelle/la croissance dans Debertin et al. (2017)). Les autres caractéristiques uniques de cette UGS comprennent un contraste élevé de l'abondance entre les UC et une corrélation relativement faible de l'abondance entre les UC au fil du temps. L'UGS couvre une vaste zone comprenant de nombreux bassins hydrographiques, régimes d'écoulement et points d'entrée dans l'océan. Aucune évaluation de l'état selon la PSS n'a été effectuée pour les UC du saumon kéta de la CSI. Godbout et al. (2004) ont recensé des augmentations ou une abondance variable à long terme dans le détroit de Géorgie et la baie Howe et l'inlet Burrard et des déclinés dans le nord-est de l'île de Vancouver et en particulier dans l'UC des cours d'eau de la côte sud (de 1953 à 2002). Holt et al. (2018) sont arrivés à des résultats similaires dans une évaluation provisoire de l'état. À l'heure actuelle, aucune évaluation de l'état selon la PSS examinée par des pairs n'a été élaborée pour le saumon kéta de la CSI.

Holt et al. (2023) indiquent les étapes à suivre pour appliquer les PRL aux UGS de saumon, dont l'une consiste à déterminer si l'état des UC pour lesquelles les données sont insuffisantes peut être représenté par d'autres UC pour lesquelles les données sont abondantes. Cela est pertinent pour l'étude de cas du saumon kéta de la CSI parce que deux UC n'ont fait l'objet d'aucune observation certaines années (inlet Knight supérieur et inlet Bute). Pour inférer l'état des UC pour lesquelles les données sont insuffisantes à partir d'UC pour lesquelles les données sont abondantes, Holt et al. (2023) recommandent de fournir des éléments de preuve sur les menaces, les facteurs environnementaux, les caractéristiques biologiques et la capacité de populations semblables parmi les UC.

Les UC de l'inlet Knight supérieur et l'inlet Bute sont toutes deux associées à de longs fjords partant de l'archipel Broughton et traversant la chaîne Côtière. Ils comprennent les rivières dont le cours supérieur se trouve dans la région de Cariboo, plus à l'intérieur des terres que les autres UC de l'UGS (figure 37). Les UC des cours d'eau de la côte sud, du détroit de Géorgie et de la baie Howe et l'inlet Burrard comprennent également des parties de la chaîne Côtière et certains glaciers, mais dans une moindre mesure, leurs bras de mer sont plus courts et leurs bassins hydrographiques ne vont pas aussi loin à l'intérieur des terres. Les UC de l'inlet Knight supérieur et de l'inlet Bute sont uniques en ce sens qu'elles sont les seules UC de l'UGS qui ne comprennent que des bassins hydrographiques qui se déversent dans l'extrémité supérieure de longs bras de mer. Elles sont toutes deux plus éloignées que les autres UC, ce qui explique en partie pourquoi il y a moins d'observations effectuées au fil du temps au moment de la montaison automnale pour le saumon kéta.

Les UC de saumon kéta de l'inlet Knight supérieur et de l'inlet Bute sont exposés à des menaces différentes concernant l'habitat, la survie et la productivité que les cinq autres UC lors de la phase en eau douce et au début de la phase marine. Bien que ces deux UC subissent, en moyenne, des répercussions moins importantes causées par la récolte forestière, les zones imperméables et les routes, elles subissent des répercussions plus importantes causées par la

défoliation des forêts et les ravageurs (Pacific Salmon Foundation 2021). Elles peuvent également être exposées à des niveaux de risque différents en raison de perturbations comme la fonte des glaciers, les avalanches, les coulées de débris et les inondations, car leurs aires de répartition comprennent de grands glaciers en fonte associés à des lacs, des pentes abruptes et des terrains instables. Dans l'aire de répartition de l'UC de l'inlet Bute, l'inondation de débordement du lac glaciaire qui a causé une coulée de débris dans la rivière Southgate en novembre 2020 est un exemple d'un tel événement. Ces événements peuvent tuer tous les œufs et les alevins d'une année d'éclosion et remodeler l'habitat, ce qui a des répercussions sur l'habitat de fraie et les écosystèmes des cours d'eau pendant de nombreuses années. Ils peuvent également modifier la qualité de l'eau dans les habitats marins à proximité du littoral. Ces événements catastrophiques sont peut-être moins probables dans les bassins hydrographiques dont la topographie est plus douce et qui ne présentent pas de glaciers ni de lacs glaciaires.

Les facteurs environnementaux, les caractéristiques biologiques et la capacité de population des UC de l'inlet Knight supérieur et de l'inlet Bute diffèrent également des cinq autres UC. L'hydrologie de ces deux UC diffère probablement de celle des autres UC dont la topographie est plus basse. Les deux plus grands bassins hydrographiques de ces UC (Homathko et Klinaklini) se trouvent dans leur propre zone adaptative d'eau douce, qui indique des conditions uniques d'habitat d'eau douce (figure 76 et tableau 52 dans Holtby et Ciruna (2007)). Ces bassins hydrographiques présentent de grands glaciers et de grandes quantités d'eau de fonte, comparativement à des bassins hydrographiques côtiers à plus faible altitude ayant des hydrogrammes à plus forte prédominance de pluie. Les conditions marines que rencontrent les saumoneaux qui pénètrent dans l'océan dans ces réseaux peuvent varier de celles des cinq autres UC, car ils pénètrent dans les extrémités supérieures des grands fjords. La concurrence avec d'autres saumons dans l'océan et les conditions océaniques ont une incidence sur le saumon kéta dans cette UGS (Debertin et al. 2017 ; Litz et al. 2021), bien que les déclin des populations de saumon rose dans cette région générale puissent laisser croire que ces facteurs n'ont pas d'incidence uniquement sur ces UC. En ce qui concerne les caractéristiques biologiques, les populations de saumon kéta de l'inlet Bute et de l'inlet Knight supérieur sont proportionnellement plus élevées en été (tableau 11). Les recrues par géniteur des UC de l'inlet Knight supérieur et de l'inlet Bute (estimées à l'aide du remplissage à l'échelle de l'UC, ce qui introduit une erreur) sont plus variables que pour les autres UC de cette UGS, et présentent des années très productives (>100 recrues par géniteur) et des années de très faible productivité. Ces UC ont également une capacité d'habitat plus faible, puisqu'il y a moins de cours d'eau où les saumons kéta fraient à l'automne que dans les autres UC (tableau 11). Compte tenu de ces différences, nous ne pouvons pas déduire l'état de l'inlet Bute et de l'inlet Knight supérieur à partir des autres UC. Il convient de noter que ces critères utilisés pour évaluer si l'état peut être inféré pour ces UC s'étendent à la question de savoir si des données fiables sur l'échappée des géniteurs peuvent faire l'objet d'un remplissage à l'aide des données sur l'échappée des autres UC. Par conséquent, ces UC sont éliminées pendant les années sans données sur les géniteurs dans cette étude de cas.

Tableau 11. Les sept unités de conservation dans l'UGS de saumon kéta de la CSI (autre que les UC du Fraser), et le nombre de cours d'eau empruntés lors des montaisons d'automne et d'été. À noter que seuls les cours d'eau de montaison d'automne ont été utilisés dans cette étude en raison des méthodes de reconstitution des montaisons. PRI = point de référence inférieur, PRS = point de référence supérieur obtenu au moyen de la méthode fondée sur le centile.

UC	montaison d'automne	montaison d'été	PRI	PRS
Cours d'eau de la côte sud	23	8	NA	NA
Nord-est de l'île de Vancouver	17	0	50 %	50 %
Knight supérieur	3	2	50 %	50 %
Loughborough	37	0	50 %	50 %
Inlet Bute	4	1	NA	NA
Détroit de Géorgie	125	1	25 %	50 %
Baie Howe et inlet Burrard	66	0	25 %	50 %

Des évaluations antérieures selon la PSS des points de référence pour le saumon kéta de la côte sud ont montré que les points de référence fondés sur le centile peuvent être comparables à ceux fondés sur les relations stock-recrutement lorsque la productivité est relativement élevée et la récolte, relativement faible (Holt et al. 2018). Cependant, dans certains cas, les points de référence fondés sur le centile peuvent être inappropriés en raison d'une faible productivité ou d'une récolte élevée, ce qui entraîne une base de référence changeante (Holt et al. 2018).

Nous avons choisi l'UGS de saumon kéta de la CSI pour une étude de cas parce que nous souhaitions explorer les options de PRL pour une UGS à données limitées sans points de référence fondés sur le stock-recrutement ou l'habitat. Nous avons appliqué les PRL en fonction de deux méthodes : les proportions d'UC dont l'état se trouve au-dessus de la zone rouge et les PRL fondés sur l'abondance agrégée estimés au moyen de l'approche de régression logistique.

5.2. DONNÉES

Nous avons utilisé les mêmes données utilisées dans Holt et al. (2018), mais mises à jour avec cinq années supplémentaires de données. Les données disponibles comprenaient des séries chronologiques sur l'abondance des géniteurs de 1959 à 2018 et le recrutement correspondant à l'échelle de l'UC estimées à partir de la reconstitution des remontes. Les séries chronologiques sur l'abondance des géniteurs dépendent fortement du remplissage ; 60 % des observations (dénombrement des géniteurs pour un cours d'eau donné, au cours d'une année donnée) manquaient et devaient faire l'objet d'un remplissage. Dans la mesure du possible, nous avons choisi d'appliquer des procédures de remplissage pour cette UGS afin d'élaborer des paramètres de l'abondance des géniteurs sauvages, puisque les méthodes de remplissage pour cette UGS ont déjà fait l'objet d'un examen par les pairs (Holt et al. 2018). Cela diffère de l'approche adoptée pour le saumon chinook de la COIV, où les méthodes de remplissage n'ont pas été mises en œuvre en raison des influences élevées et variables des poissons d'éclosion. Les données de recrutement sont considérées comme très incertaines pour toutes les UC du saumon kéta de la CSI en raison des hypothèses incertaines requises pour attribuer les prises de pêche mixte aux UC

dans le modèle de reconstitution des remontes. Par conséquent, nous n'avons pas considéré que les séries chronologiques du recrutement étaient suffisamment fiables pour estimer les points de référence fondés sur le stock-recrutement comme G_{RMD} et $G_{gén}$. Nous avons toutefois utilisé les ajustements du modèle fondé sur le recrutement par géniteur pour fournir des estimations approximatives de la productivité à l'échelle de l'UC, qui sont utilisées pour éclairer l'application de points de référence fondés sur le centile.

Van Will (2014) fournissent plus de détails sur les sources de données, les procédures de remplissage et la reconstitution des remontes, qui ont été reproduites pour cette étude. Nous n'avons pas inclus les UC du saumon kéta du bas Fraser et du canyon du Fraser. Vous trouverez de plus amples renseignements à l'annexe E. Nous avons retiré trois réseaux présentant des mises en valeur importantes (la rivière Qualicum et la rivière Little Qualicum à partir des chenaux de pont, et la rivière Puntledge à partir d'écloseries, le tout dans l'UC du détroit de Géorgie). On suppose que la contribution des poissons mis en valeur à la fraie était proche de 100 % pour ces réseaux.

5.3. ESTIMATION DE L'ÉTAT DES UC

Pour cette étude de cas, nous examinons deux approches pour caractériser l'état des UC : 1) algorithme multidimensionnel de l'Explorateur (Pestal et al., en préparation) ; 2) abondance à l'échelle de l'UC par rapport à un PRI en centile.

La première approche est une approche multidimensionnelle conforme à la PSS, comme l'a recommandé Holt et al. (2023) pour estimer l'état des UC lorsqu'on utilise l'approche du PRL fondé sur l'état des UC. La deuxième approche est présentée à des fins de comparaison avec l'approche multidimensionnelle.

Lorsque nous avons appliqué l'algorithme multidimensionnel de l'Explorateur au saumon kéta de la CSI, nous avons utilisé des points de référence fondés sur le centile lorsqu'ils étaient disponibles pour une UC. Pour les UC pour lesquelles les points de référence fondés sur le centile n'étaient pas appropriés, l'algorithme multidimensionnel a utilisé les tendances de l'abondance des géniteurs comme base pour évaluer l'état des UC (figure 1). Par conséquent, nos deux approches de l'estimation de l'état des UC dépendent au moins en partie des points de référence fondés sur le centile.

Des points de référence fondés sur le centile peuvent être appliqués pour évaluer l'état des UC lorsque d'autres données – comme des points de référence fondés sur la productivité ou l'habitat – ne sont pas disponibles ou fiables (Clark et al. 2014 ; Holt et al. 2018). La pertinence des points de référence fondés sur le centile a été évaluée pour le saumon kéta de la CSI par Holt et al. (2018), qui ont testé la mesure dans laquelle les points de référence fondés sur le centile correspondaient aux points de référence des paramètres de stock-recrutement, à l'aide d'analyses rétrospectives et de simulations. Holt et al. (2018) ont également calculé des points de référence en fonction des paramètres du modèle de stock-recrutement pour les UC de saumon kéta de la CSI, mais ne les ont pas recommandés en raison de l'incertitude des données sur les géniteurs et le recrutement. Ils ont évalué la mesure dans laquelle un point de référence fondé sur le centile de 25 % (et des valeurs supérieures jusqu'à 50 %) se comparait aux estimations de $G_{gén}$ pour ces UC. Ils ont constaté que les points de référence fondés sur le centile (de 25 % à 50 %) sous des taux de récolte modérés à élevés et une productivité faible à modérée avaient tendance à sous-estimer les valeurs « réelles » de $G_{gén}$ (estimées à partir des mêmes données), ce qui mènerait à des évaluations optimistes et erronées de l'état. Plus de travaux portant sur les solutions de rechange aux points de référence fondés sur le centile étaient nécessaires dans ce cas.

Pour cette étude de cas, les points de référence fondés sur le centile ont été calculés à l'aide de la série chronologique brute (c'est-à-dire non lissée) n'ayant pas fait l'objet d'un remplissage de l'échappée annuelle. En revanche, l'état pour l'année i a été déterminé en comparant l'abondance moyenne générationnelle (moyenne géométrique sur une période de quatre ans, se terminant par l'année i) des géniteurs avec le point de référence. Cette approche qui consiste à utiliser les échappées brutes (non lissées) pour calculer les points de référence, et les échappées générationnelles lissées pour estimer l'état des UC par rapport aux points de référence, est conforme aux approches adoptées pour nos deux autres études de cas pour les PRL fondés sur l'abondance proportionnelle.

Tableau 12. Certains PRI et PRS fondés sur le centile ont été déterminés comme ayant une valeur semblable ou supérieure aux points de référence fondés sur le stock-recrutement selon la PSS, ainsi que des gradients de productivité (Ricker α) et des taux de récolte moyens. * Désigne le scénario de faible productivité où les PRI et PRS fondés sur le modèle de Ricker sont très proches les uns des autres, ce qui donne des PRI et PRS fondés sur le centile qui sont les mêmes. Adapté du tableau 6, Holt et al. 2018.

		Taux d'exploitation		
		< 20 %	20-40 %	40-60 %
Productivité (Ricker α)	>4	25 (inférieur) 50 (supérieur)	25 (inférieur) 50 (supérieur)	25 (inférieur) 50 (supérieur)
	2,5-4	25 (inférieur) 50 (supérieur)	25 (inférieur) 50 (supérieur)	Évaluation plus poussée requise
	1,5-2,5	*50 (inférieur et supérieur))	Évaluation plus poussée requise	Évaluation plus poussée requise

D'après les recommandations formulées dans Holt *et al.* (2018) (tableau 12), les UC du détroit de Géorgie et de la baie Howe et de l'inlet Burrard entrent dans la catégorie de l'utilisation de 25 % comme PRI et de 50 % comme PRS (Ricker α 2,5 à 4, taux de récolte 20 à 40 %). Les UC de Loughborough, du nord-est de l'île de Vancouver et de l'inlet Knight supérieur (α 1,5 à 2,5 et taux de récolte de 0 à 20 %) affichaient un PRI et PRS recommandés de 50 %. L'UC de l'inlet Bute (α 1,5 à 2,5, taux de récolte de 20 à 40 %) a dû faire l'objet d'une évaluation plus poussée et des points de référence fondés sur le centile n'ont pas été recommandés. Les points de référence fondés sur le centile n'ont pas été recommandés pour l'UC des cours d'eau de la côte sud en raison d'une faible productivité ($\alpha < 1,5$; tableau 11).

Les méthodes d'évaluation multidimensionnelles de l'Explorateur sont décrites à la section 2. En appliquant l'approche multidimensionnelle au saumon kéta de la CSI, nous avons utilisé des points de référence fondés sur le centile, comme il est recommandé dans Holt *et al.* (2018), pour le PRI et le PRS des cinq UC qui ont des points de référence en fondés sur le centile appropriés (comme décrit ci-dessus). Les points de référence fondés sur le centile n'étaient pas disponibles pour les UC de l'inlet Bute et des cours d'eau de la côte sud, auquel cas l'algorithme multidimensionnel a utilisé des tendances pour évaluer l'état des UC (figure 1).

5.4. ESTIMATION DES PRL FONDÉS SUR L'ÉTAT DES UC

5.4.1. Méthodes

Pour obtenir les PRL fondés sur l'état des UC, nous avons calculé la proportion d'UC dont l'estimation de l'état se situait au-dessus de la zone rouge (ou au-dessus des PRL fondés sur le centile). Comme pour les études de cas du saumon coho du Fraser intérieur et du saumon chinook de la COIV, nous avons exigé que toutes les UC se situent au-dessus de la zone rouge pour que l'UGS de saumon kéta de la CSI soit classée au-dessus du PRL.

L'approche à paramètre unique pour évaluer l'état des UC fondé sur le centile comporte des exigences particulières en matière de données (Holt *et al.* 2018) tandis que l'approche multidimensionnelle peut être appliquée à n'importe quelle UC ayant au moins une série chronologique cohérente de l'abondance des géniteurs. Pour comparer les PRL en fonction de l'évaluation de l'UC à partir de ces deux approches, nous avons comparé les sous-ensembles de données, y compris ceux qui utilisaient les mêmes données pour chaque méthode, et toutes les données appropriées pour chaque méthode. Nous avons évalué six combinaisons différentes de données et de méthodes relatives aux PRL (tableau 13).

Tableau 13. Scénarios utilisant différents sous-ensembles de données (noms des UC abrégés) et méthodes de détermination de l'état du PRL. « Y » indique une série chronologique complète, « YP » indique qu'une série chronologique a été incluse, mais qu'elle est partielle (années manquantes qui nécessitaient un remplissage à l'échelle de l'UC qui ont été omises). Les UC de l'inlet Bute et des cours d'eau de la côte sud n'ont pas de points de référence fondés sur le centile appropriés. Les scénarios « complets » utilisent seulement les années ayant des séries chronologiques ayant fait l'objet d'un remplissage (pas d'UC ayant fait l'objet d'un remplissage à l'échelle de l'UC) et les scénarios « partiels » comprennent les UC ayant fait l'objet d'un remplissage à l'échelle de l'UC, mais ils laissent tomber les années avec un remplissage à l'échelle de l'UC pour ces UC.

Nom du scénario	Cours d'eau de la côte sud	Nord-est de l'île de Vancouver	Inlet Knight supérieur	Loughborough	Inlet Bute	Détroit de Géorgie	Bate Howe et inlet Burrard
1. ÉtatUC : Explorateur : 4UC complètes	-	Y	-	Y	-	Y	Y
2. ÉtatUC : Centile : 4UC	-	Y	-	Y	-	Y	Y
3. ÉtatUC : Explorateur : 5UC partielles	-	Y	YP	Y	-	Y	Y
4. ÉtatUC : Centile : 5UC partielles	-	Y	YP	Y	-	Y	Y
5. ÉtatUC : Explorateur : 5UC complètes	Y	Y	-	Y	-	Y	Y
6. ÉtatUC : Explorateur : 7UC partielles	Y	Y	YP	Y	YP	Y	Y

Lorsque nous décrivons les scénarios de PRL pour le saumon kéta de la CSI dans le tableau 13 et tout au long de cette étude de cas, nous utilisons la convention d'étiquetage suivante : * Paramètre : Méthode pour déterminer l'état des UC : Scénario de données*. « Paramètre » désigne le choix de baser tous les PRL du saumon kéta de la CSI sur la proportion d'UC dont l'état se situe au-dessus de la zone rouge de l'UC (ÉtatUC). La « méthode pour déterminer l'état des UC » peut être fondée sur l'algorithme multidimensionnel de l'Explorateur ou sur un point de référence unique fondé sur le centile utilisé pour caractériser l'état des UC (centile). Enfin, le « scénario de données » indique à la fois le nombre d'UC représentées (4, 5 ou 7) et l'intégralité de la série chronologique (complète ou partielle). Les scénarios complets ne comprenaient que les UC dotés de séries chronologiques complètes (aucune UC ayant des années manquantes). Les scénarios partiels comprenaient des UC dont les séries chronologiques étaient incomplètes (les années pour lesquelles il n'y avait pas d'observations dans ces UC ont été omises). Lorsque nous avons utilisé des points de référence fondés sur le centile dans ces scénarios, nous avons utilisé des centiles fondés sur Holt *et al.* (2018). Les points de référence ont été estimés à l'aide de la série chronologique complète.

Pour les scénarios 2 et 4 du tableau 13, nous avons utilisé l'état des UC en fonction des points de référence fondés sur le centile qui sont déterminés par la productivité et l'exploitation historique, comme indiqué dans Holt *et al.* (2018). Cette méthode a utilisé les valeurs annuelles des échappées pour calculer les points de référence et la moyenne générationnelle des échappées (moyenne géométrique sur quatre ans) pour évaluer l'état chaque année. Le scénario 2 comprend les quatre UC qui comportaient des séries chronologiques complètes (observations chaque année, pas de remplissage à l'échelle de l'UC) et qui avaient également des points de référence fondés sur le centile appropriés (tableau 13). Par exemple, l'UC de l'inlet Knight supérieur a été exclue parce que sa série chronologique était incomplète, l'UC des cours d'eau de la côte sud a été exclue parce qu'elle n'avait pas de point de référence fondé sur le centile approprié, et l'UC de l'inlet Bute a été exclue pour ces deux raisons. Nous avons ensuite assoupli cette exigence pour que toutes les UC aient des données pour toutes les années et nous avons inclus toutes les UC qui respectent les contraintes de Holt *et al.* (2018), même si elles avaient des données manquantes pour certaines années (scénario 4). Ce scénario incluait l'UC de l'inlet Knight supérieur au cours de certaines années, ce qui signifie qu'il y avait cinq UC certaines années et quatre dans d'autres. Ainsi, la puissance de détection d'un état en zone rouge a varié d'une année à l'autre dans le scénario 4, en utilisant plus de données disponibles que dans le scénario 2.

Pour les scénarios 1, 3, 5 et 6 dans le tableau 13, nous avons utilisé l'état basé sur l'algorithme multidimensionnel de l'Explorateur. Pour comparer les résultats entre l'état d'un seul paramètre (abondance par rapport aux points de référence fondés sur le centile) et l'approche multidimensionnelle, nous avons appliqué l'algorithme multidimensionnel aux deux mêmes ensembles de données utilisés pour les centiles, c'est-à-dire en utilisant les mêmes UC et années. Par exemple, les scénarios 1 et 2 utilisent les mêmes données, et les scénarios 3 et 4 utilisent les mêmes données. Étant donné que les évaluations multidimensionnelles n'exigent pas de points de référence fondés sur l'abondance pour attribuer l'état, cette méthode pourrait également être utilisée pour les UC qui n'avaient pas de points de référence fondés sur le centile appropriés (UC des cours d'eau de la côte sud et de l'inlet Bute). Le scénario 5 ne comprenait que des UC avec une série chronologique complète, et le scénario 6 comprenait les UC de l'inlet Knight supérieur et de l'inlet Bute, dont certaines années manquaient.

5.4.2. Résultats

État des UC fondé sur l'approche multidimensionnelle de l'Explorateur de l'état des saumons

Si l'on utilise l'état des UC en fonction de l'approche multidimensionnelle de l'Explorateur, deux des cinq UC ayant des données pour l'année la plus récente (2018) seraient au-dessus de leur PRI (zone ambre ou verte) et trois seraient au-dessous (zone rouge ; figure 38). Au cours de la série chronologique, l'état de l'UC de la baie Howe et de l'inlet Burrard et de l'UC du détroit de Géorgie s'est amélioré, tandis que celui des autres UC a décliné ou est passé du vert au rouge à plusieurs reprises.

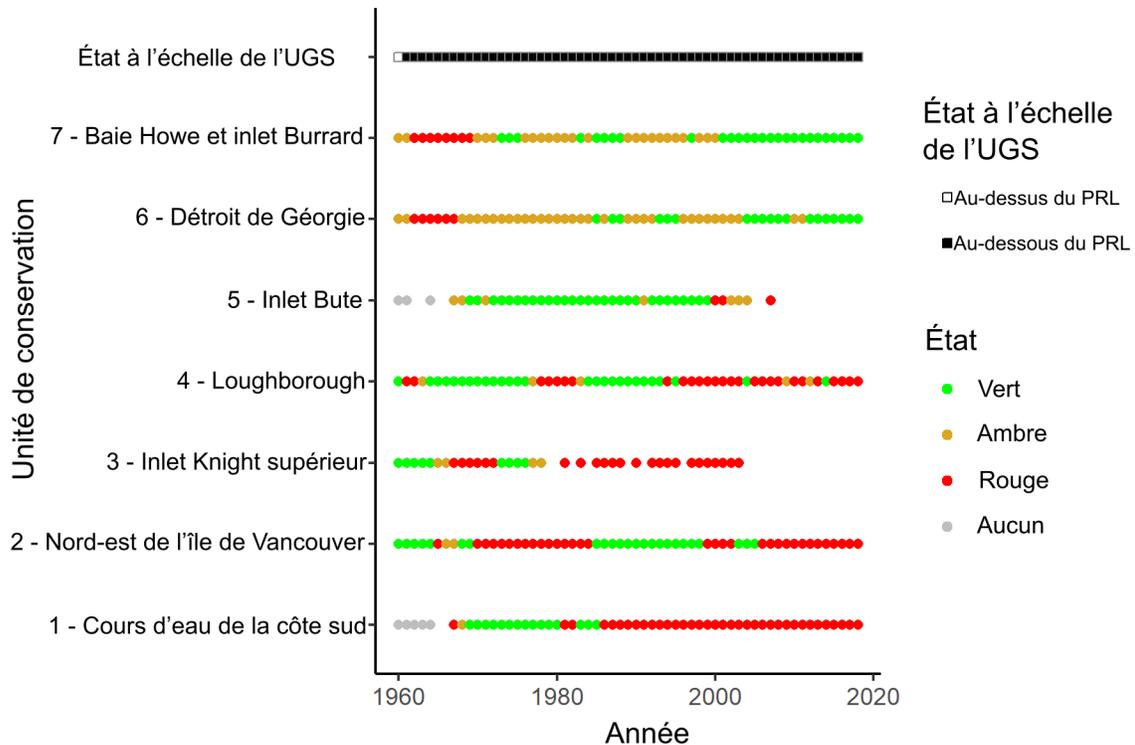


Figure 38. État des UC fondé sur l'approche multidimensionnelle de l'Explorateur. Les années avec remplissage à l'échelle de l'UC n'ont pas été incluses. La ligne du haut indique l'état global de l'UGS en fonction de l'état du PRL fondé sur l'état des UC de toutes les UC dont l'état se trouve au-dessus de la zone rouge.

État des UC en fonction des points de référence fondés sur le centile

Deux UC sur quatre se trouvaient au-dessous de leur PRI fondé sur le centile en 2018 (figure 39). L'état des UC de la baie Howe-inlet Burrard et du détroit de Géorgie se situait au-dessus du PRI, et l'UC de l'inlet Knight supérieur n'avait pas fait l'objet d'observations en 2018. L'état des UC du nord-est de l'île de Vancouver et de Loughborough était à l'occasion au-dessus de la zone rouge avant les années 2000, mais il a été principalement en zone rouge au cours des ~ 20 dernières années. L'état des UC du détroit de Géorgie et de la baie Howe et de l'inlet Burrard est au-dessus de la zone rouge chaque année depuis ~ 1970. L'état de l'UC de l'inlet Knight supérieur a été principalement classé en zone rouge, sauf pendant deux courtes périodes dans les années 1960 et 1970, et il n'y a eu aucune observation depuis 2004. Dans des analyses

supplémentaires, nous avons évalué rétrospectivement les points de référence fondés sur le centile pour chaque année de la série chronologique en utilisant uniquement les données antérieures à cette année-là. À mesure que d'autres années de données étaient incluses, les points de référence fondés sur le centile ont augmenté au fil du temps pour l'UC du détroit de Géorgie (en particulier le 50^e centile) et ont connu des augmentations modestes pour l'UC de la baie Howe et de l'inlet Burrard (figure E.5). Les points de référence fondés sur le centile ont un peu diminué pour les UC de Loughborough et du nord-est de l'île de Vancouver. L'UC des cours d'eau côtiers du sud montrent des signes de bases de référence changeante, car les centiles diminuent au fil du temps à la suite d'une diminution générale de l'abondance (figure E.5). L'UC de l'inlet Knight supérieur montre également cette tendance, mais dans une moindre mesure.

5.5. ESTIMATION DES PRL FONDÉS SUR L'ABONDANCE AGRÉGÉE PAR RÉGRESSION LOGISTIQUE

5.5.1. Méthodes

Nous avons évalué si la proportion d'UC au-dessus de leur PRI pouvait être prédite par l'abondance agrégée au moyen de modèles de régression logistique. Nous l'avons testé à l'aide de points de référence fondés sur le centile. Bien que nous ayons initialement considéré les PRL de régression logistique qui utilisaient $G_{\text{gén}}$ comme PRI de l'UC plutôt que des centiles, nous avons décidé d'abandonner cette approche en raison de données de stock-recrutement peu fiables. L'utilisation des données de recrutement ne respecterait pas les principes de fiabilité dans Holt et al. (2023). Ces méthodes ont utilisé quatre UC comportant plus de 50 années de données et des points de référence fondés sur le centile appropriés (nord-est de l'île de Vancouver, Loughborough, détroit de Géorgie et baie Howe et inlet Burrard). L'abondance agrégée (variable explicative) a été calculée en n'utilisant que ces quatre UC. Nous avons omis les UC de l'inlet Bute et de l'inlet Knight supérieur (toutes deux ont fait l'objet d'un remplissage à l'échelle de l'UC au cours des dernières années) et l'UC des cours d'eau de la côte sud (aucun point de référence fondé sur le centile approprié). Voir la section 2 pour obtenir de plus amples détails.

En raison de mauvais ajustements des modèles logistiques utilisant l'ensemble de la série chronologique de 1953 à 2018, nous n'avons pas effectué d'analyses rétrospectives des PRL de régression logistique pour cette UGS, comme nous l'avons fait pour l'étude de cas du saumon coho du Fraser intérieur. Les caractéristiques des données qui ont entraîné de mauvais ajustements des modèles logistiques sont mises en évidence dans la section des résultats ci-dessous.

Les PRL de projection sont des PRL fondés sur l'abondance agrégée de recharge que nous n'avons pas pris en compte pour cette UGS en raison du manque d'estimations fiables des paramètres de stock-recrutement pour les UC constituantes. Toutefois, cette approche pourrait être envisagée dans les analyses futures, étant donné le consensus sur la structure du modèle et le paramétrage qui fournissent des incertitudes réalistes dans les projections de la dynamique de la population.

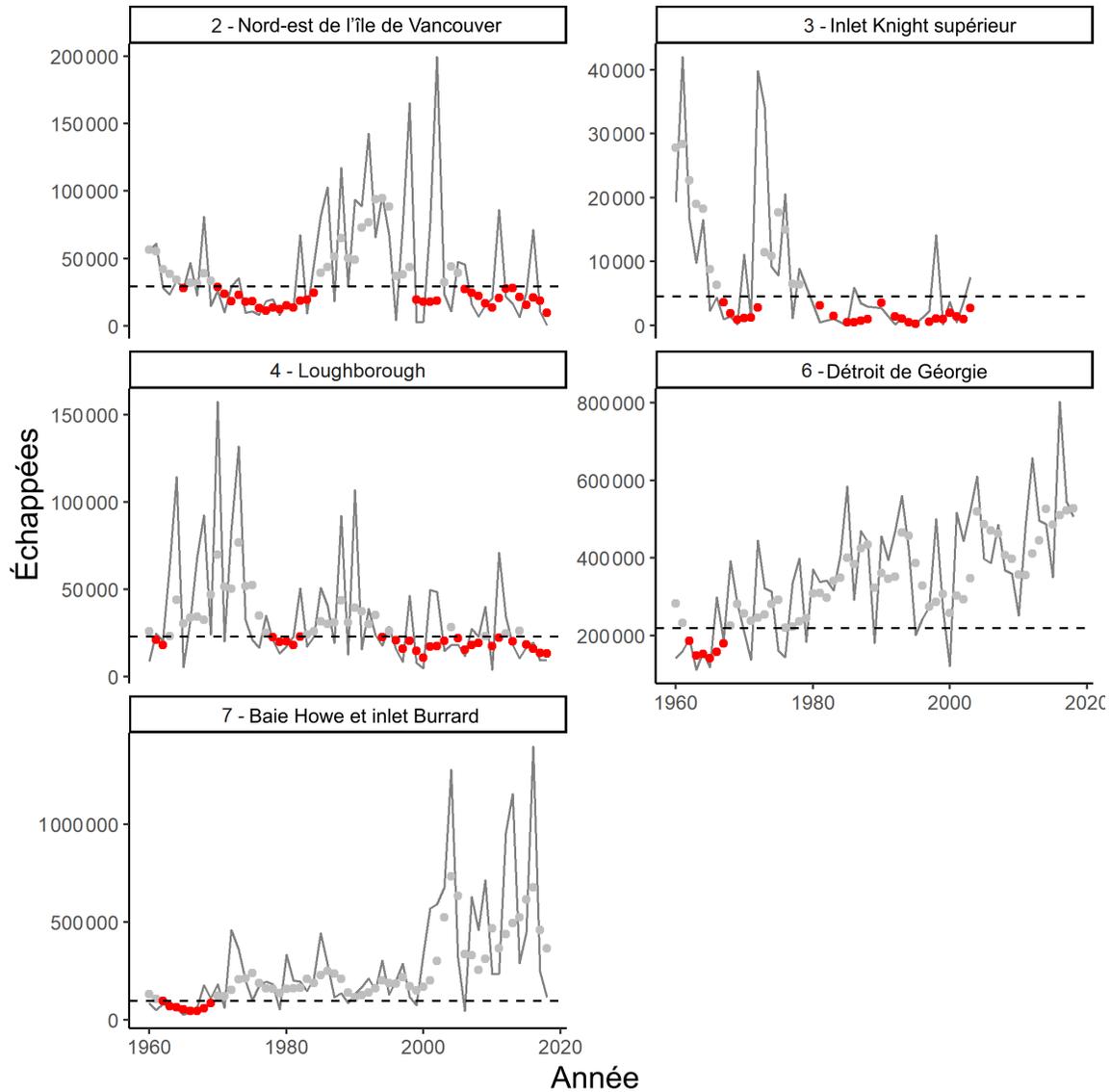


Figure 39. Échappées de géniteurs (ligne noire pleine) avec la moyenne générationnelle (moyenne géométrique mobile sur quatre ans) des échappées représentée par des points. Les lignes pointillées indiquent des PRI fondés sur le centile. Les points rouges indiquent les années où la moyenne générationnelle de l'abondance était inférieure au PRI, et les points gris indiquent le moment où elle était supérieure. Les UC des cours d'eau de la côte sud et de l'inlet Bute sont omises parce qu'elles n'ont pas de points de référence fondés sur le centile appropriés en raison d'une faible productivité et d'une récolte modérée à élevée. À noter que des observations sont manquantes pour l'UC de l'inlet Knight supérieur en 1979, 1980, 1982, 1984, 1989, 1991, 1996 et 2004 à 2018.

5.5.2. Résultats

Le modèle logistique prédisant si toutes les UC étaient au-dessus de leur point de référence en fonction de l'abondance agrégée correspond mal aux données (figure 40). La somme de l'abondance de toutes les UC au cours d'une année donnée n'était pas un bon indicateur pour déterminer si ces UC se situaient au-dessus de leurs points de référence cette année-là. Les années où l'abondance agrégée est élevée, mais où certaines UC se situent au-dessous de leur point de référence font qu'un modèle logistique ne convient pas pour estimer quelle abondance agrégée est liée à une forte probabilité que chaque UC constituante soit au-dessus de son PRI.

Les diagnostics de la régression logistique ont indiqué que l'ajustement du modèle était mauvais (tableau 14, figure 40). Pseudo R² était faible (0,03), ce qui indique un mauvais ajustement. Le test Box-Tidwell a indiqué un manque important de linéarité dans la relation entre l'abondance agrégée et les logarithmes du rapport des cotes (valeur p = 0,02), ce qui signifie que l'hypothèse selon laquelle la relation entre l'abondance des agrégats et les logarithmes du rapport des cotes est linéaire n'a pas été respectée. L'inclusion de l'abondance agrégée dans le modèle n'a pas amélioré l'ajustement par rapport au modèle nul en fonction d'une valeur p de la qualité d'ajustement de 0,13 (> 0,05). Le ratio des bonnes classifications (ci-dessus inférieur au PRL) par rapport à toutes les classifications était de 0,7 selon le PRL à p=0,5. À noter que cette méthode a tendance à présenter des valeurs trop optimistes lorsque les données utilisées pour ajuster le modèle logistique et pour évaluer l'exactitude de la classification sont les mêmes. La valeur p de Wald n'était pas significative pour B1 (p = 0,19, le coefficient de l'abondance agrégée). Il n'y avait aucun signe de valeurs aberrantes ou d'autocorrélation dans les écarts résiduels. Bien qu'elles satisfaisaient aux deux dernières hypothèses (pas d'autocorrélation ni de valeurs aberrantes), elles n'étaient pas suffisantes pour combler les lacunes relevées par les autres critères de diagnostic. Par conséquent, les PRL de régression logistique ne sont pas présentés ici.

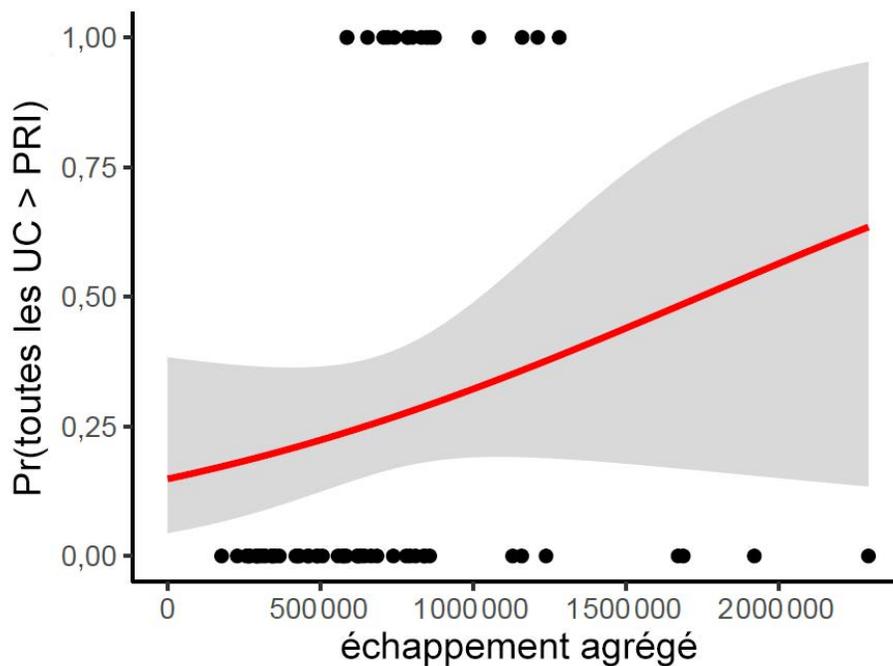


Figure 40. Régression logistique de la question de savoir si les échappées de toutes les UC constituanes étaient supérieures à leurs points de référence fondés sur le centile en fonction de l'abondance agrégée, pour l'UGS de saumon kéta de la CSI. Comprend les UC pour lesquelles des points de référence fondés sur le centile étaient appropriés (sans les UC de l'inlet Bute, de l'inlet Knight supérieur et des cours d'eau de la côte sud).

Tableau 14. Statistiques diagnostiques modèles à partir du PRL de régression logistique à l'aide de points de référence fondés sur le centile. Une description des tests de diagnostic est fournie à la section 2. Les taux de réussite sont indiqués pour $p = 0,5$.

Test de diagnostic	Valeur
Valeur p de Box-Tidwell	0,02
Valeur résiduelle maximale	1,69
AR-1	0,14
Valeur p de Wald	0,19
Valeur p de la qualité d'ajustement	0,13
Pseudo- R^2	0,03
Taux de réussite ($p = 50 \%$)	0,7

Plusieurs facteurs ont mené à ces mauvais ajustements du modèle. L'UGS de saumon kéta de la CSI est composée de sept UC dont l'abondance des échappées varie. Depuis de nombreuses années, les échappées dans le détroit de Géorgie et dans la baie Howe et l'inlet Burrard sont de deux ordres de grandeur supérieure à celles des autres UC (figure E.2). De plus, la corrélation des échappées entre ces sept UC est faible (figure 41). Ces caractéristiques signifient que l'abondance agrégée peut être élevée en raison d'une ou de plusieurs UC ayant des échappées élevées, tandis qu'une UC plus petite si située au-dessous de son point de référence. Les échappées agrégées élevées ne signifient pas que toutes les UC sont au-dessus de leur point de référence.

Les faibles corrélations par paires dans les échappées des UC sont probablement dues au fait que l'UGS couvre une vaste zone, avec des nombres variables de populations touchées par des facteurs locaux et régionaux, comme décrit dans section 5.1.

Dans une analyse rétrospective préliminaire, les ajustements du modèle logistique étaient plus appropriés en utilisant une partie tronquée des données qui ont pris fin dans les années 1980. Bien que la régression logistique puisse être utilisée pour estimer les PRL en fonction de l'abondance agrégée dans les UGS où l'abondance est plus égale entre les UC et où les échappées sont plus corrélées, ces relations peuvent ne pas demeurer statiques et pourraient se rompre au fil du temps.

5.6. ÉVALUATION HISTORIQUE DE L'ÉTAT SELON LES MÉTHODES RELATIVES AUX PRL

L'UGS de saumon kéta de la CSI se situait constamment au-dessous du PRL pour de grandes parties de la série chronologique historique, peu importe la méthode d'estimation du PRL (figure 42). Bien que l'abondance agrégée à l'échelle de l'UGS ait augmenté au fil du temps, l'état à l'échelle de l'UGS est demeuré inférieur au PRL chaque année au cours des deux dernières décennies, à l'exception de 2004 pour toutes les méthodes d'estimation. Ces résultats étaient principalement attribuables à la tendance des UC du détroit de Géorgie et de l'inlet Burrard et de la baie Howe d'avoir des abondances élevées et croissantes, tandis que les UC plus petites, comme celles du nord-est de l'île de Vancouver, de Loughborough et des cours d'eau de la côte sud, sont demeurées faibles (figures 39, E.1).

Lorsqu'on utilise les mêmes données, l'état du PRL fondé sur un seul paramètre de l'abondance par rapport aux points de référence fondés sur le centile et celui de l'approche multidimensionnelle de l'Explorateur étaient identiques (figure 42). On peut voir ce résultat en comparant les scénarios 1 et 2 et les scénarios 3 et 4. Ces résultats sont identiques parce que toutes les UC des scénarios 1 à 4 ont des points de référence fondés sur le centile et ne chutent jamais sous 1 500 poissons, ce qui signifie que l'approche multidimensionnelle repose sur des points de référence fondés sur le centile pour évaluer l'état des UC pour toutes les UC pour toutes les années. Si certaines UC n'avaient pas de points de référence fondés sur le centile, ce qui nécessitait d'utiliser plutôt des tendances, ou si leur abondance absolue avait chuté sous 1 500 géniteurs, les deux approches auraient pu donner des résultats différents.

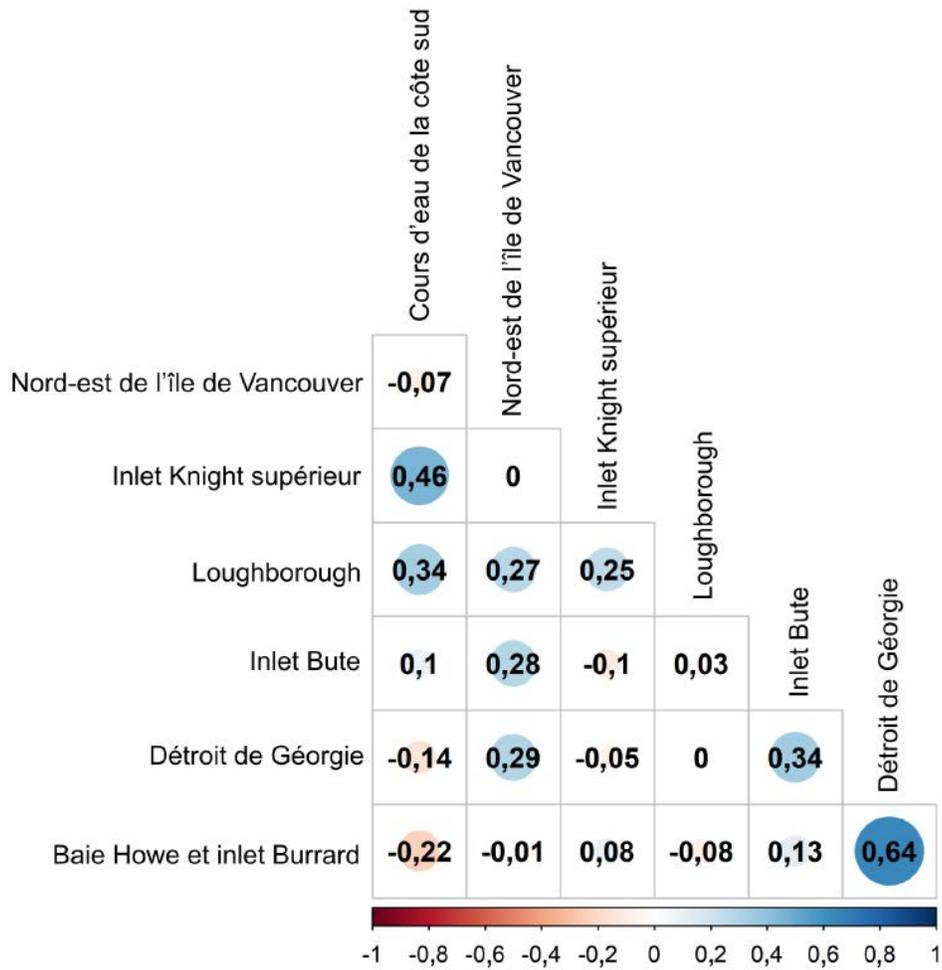


Figure 41. Corrélations par paires de l'abondance des géniteurs entre les unités de conservation du saumon kéta de la CSI.

Année d'estimation du PRL = 2018

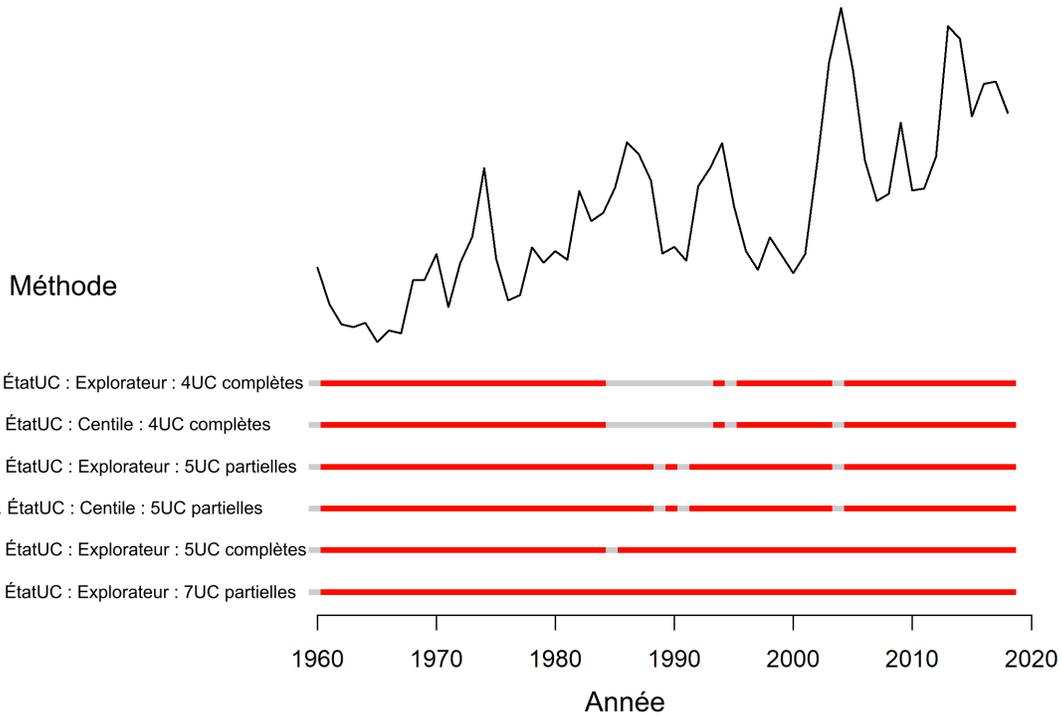


Figure 42. Comparaison de l'état fondé sur le PRL (rouge = inférieur au PRL, gris = supérieur au PRL) pour six scénarios. La ligne noire montre l'abondance agrégée. Les scénarios 1 à 3 et 6 ne comprennent pas les UC de l'inlet Bute ou des cours d'eau de la côte sud (aucun point de référence fondé sur le centile approprié). Les scénarios « complets » utilisent seulement les années avec des séries chronologiques ayant fait l'objet d'un remplissage (pas d'UC ayant fait l'objet d'un remplissage à l'échelle de l'UC) et les scénarios « partiels » comprennent les UC ayant fait l'objet d'un remplissage à l'échelle de l'UC, mais ils laissent tomber les années avec un remplissage à l'échelle de l'UC pour ces UC.

Dans cette étude de cas, l'ajout de données supplémentaires a modifié le nombre d'années pendant lesquelles l'UGS était sous le PRL. Le scénario 6 (la plupart des données) affichait le plus grand nombre d'années se situant sous le PRL, chaque année après la première étant au-dessous du PRL (figure 42, tableau 13). Une comparaison des scénarios 2 et 4, qui sont tous deux basés sur des points de référence fondés sur le centile, montre que l'inclusion d'un plus grand nombre de données (scénario 4) se traduit par un plus grand nombre d'années se situant sous le PRL. Une comparaison des scénarios 5 et 6 (Explorateur) montre que l'inclusion d'un plus grand nombre d'observations fait qu'une année est passée d'un niveau supérieur au PRL à un niveau inférieur, avec l'ajout de données provenant de deux UC ayant une série chronologique partielle. Enfin, une comparaison des scénarios 4 et 6 (où le scénario 6 comportait deux UC de plus que le scénario 4) montre que trois années sont passées d'un niveau supérieur au PRL à un niveau inférieur, alors que les deux UC sans points de référence fondés sur le centile sont ajoutés.

Nous avons constaté que l'état à l'échelle de l'UGS peut être inférieur au PRL même si l'abondance agrégée augmente (figure 42). Dans le cas du saumon kéta de la CSI, cela est principalement attribuable aux années où il y avait de fortes abondances dans le détroit de Géorgie et dans la baie Howe et l'inlet Burrard, et de faibles abondances et un état en zone rouge dans d'autres UC plus petites, comme l'UC des cours d'eau de la côte sud. La corrélation modérée de l'abondance des géniteurs dans les UC du détroit de Géorgie et de la baie Howe et de l'inlet Burrard exacerbe cette tendance (figure 41). Cela souligne l'importance d'inclure des paramètres de l'état à l'échelle de l'UC, qui influent sur l'état global de l'UGS.

5.7. DISCUSSION

Comme elle concernait une UGS pour laquelle les données étaient limitées, l'étude de cas sur le saumon kéta de la CSI présentait des caractéristiques uniques pour éclairer les lignes directrices visant l'élaboration du PRL. Nous avons constaté que seul le PRL fondé sur l'état des UC s'appliquait à cette UGS, qui est fondé sur l'état de chaque UC. Comme il n'y avait pas d'estimations fiables des paramètres de stock-recrutement, nous nous sommes basés sur des méthodes appropriées en cas de données limitées pour estimer l'état des UC. Nous avons évalué l'état des UC en fonction de l'abondance par rapport aux points de référence fondés sur le centile seulement, ou d'une combinaison de centiles et de tendances à l'aide de l'algorithme multidimensionnel de l'Explorateur. L'utilisation de l'algorithme multidimensionnel a été particulièrement utile parce que les points de référence fondés sur le centile n'étaient pas appropriés pour deux des UC (inlet Bute et cours d'eau de la côte sud, tableau 11). Les données manquantes nécessitaient également que des décisions soient prises au sujet des UC à inclure dans quelles années. Nous avons utilisé cette étude de cas pour déterminer dans quelle mesure les PRL fondés sur l'état des UC étaient sensibles aux décisions relatives au nombre d'UC et aux années de données à inclure dans l'analyse.

L'utilisation d'une approche multidimensionnelle nous a permis d'inclure deux UC qui n'avaient pas de points de référence fondés sur le centile appropriés (inlet Bute et cours d'eau de la côte sud). Cela a permis d'inclure les sept UC dans l'évaluation de l'état à l'échelle de l'UGS en permettant d'envisager d'autres paramètres fondés sur les tendances. Le cas des sept UC à données partielles a fourni l'état le plus pessimiste des scénarios envisagés, car cette approche utilisait le plus de données. Le résultat est que l'UGS a été au-dessous du PRL pendant le plus grand nombre d'années (figure 42). Cette approche multidimensionnelle est particulièrement utile pour les UGS sur lesquelles on dispose d'une variété de qualités de données et de types de points de référence, y compris celles qui ont et n'ont pas de points de référence pour l'abondance relative. Comme toute approche d'évaluation des PRL, les données sous-jacentes et les points de référence appliqués (si des points de référence sur l'abondance peuvent être utilisés) doivent être vérifiés par des experts. Dans sa forme actuelle, l'algorithme multidimensionnel de l'Explorateur repose sur la question de savoir si l'abondance est $< 0,79 \times$ la moyenne géométrique à long terme et si les abondances sont $> 1\,500$ en l'absence de points de référence fondés sur l'abondance. Il convient de noter que cette moyenne géométrique à long terme peut également être sensible aux bases de référence changeantes. C'est une autre raison pour laquelle les experts doivent examiner attentivement les données avant de procéder à une évaluation de l'état.

Cette étude de cas a mis en évidence les exigences et les limites des points de référence fondés sur le centile pour les UC sur lesquelles les données sont limitées. Les bases de référence changeantes représentent l'un des défis liés à l'application de cette méthode. Si l'abondance a diminué au fil du temps, le point de référence fondé sur le centile qui en résulte diminuera également à mesure que d'autres données seront incluses (figure E.5). Cela peut découler d'une diminution de l'abondance au cours de la période de données ou d'un niveau élevé d'abondance non consigné avant la période de données, suivi d'une diminution avant que les données soient disponibles. Par conséquent, l'état d'une UC ayant une faible abondance pourrait être en zone verte en fonction du point de référence actuel, mais il serait en zone rouge en fonction d'un point de référence ayant des données recueillies avant que l'abondance diminue. Il en résulte une vision trop optimiste de l'état actuel qui ne reflète pas la réalité des déclin à long terme. Deux UC (cours d'eau de la côte sud et inlet Knight supérieur) ont montré que les bases de référence

changeaient à mesure que l'abondance diminuait au cours des dernières décennies (figure E.5). La baisse de la productivité peut exacerber cette tendance. À mesure que la productivité diminue, il faudrait une plus grande abondance des géniteurs pour produire le même nombre de recrues. Les experts doivent examiner attentivement les données historiques sur l'abondance et déterminer où les bases de référence peuvent changer, et ils peuvent rajuster les points de référence en conséquence. Dans certains cas, il peut être approprié de choisir des points de référence fondés sur des données ou des renseignements historiques recueillis avant les déclin afin d'éviter les bases de référence changeantes (Holt et Folkes 2015). Ainsi, bien qu'ils soient utiles pour les UC sur lesquelles on n'a pas de données fiables sur le stock-recrutement, ils ne peuvent pas être utilisés universellement pour les UC sur lesquelles les données sont limitées.

Les lignes directrices et les mises en garde existantes doivent être intégrées à toute analyse du PRL au moyen de points de référence fondés sur le centile. Nous avons suivi les lignes directrices de Holt *et al.* (2018) et n'avons pas utilisé de points de référence fondés sur le centile pour les UC à faible productivité et à taux d'exploitation élevé (tableaux 11, 12). Dans leur étude de simulation, les points de référence fondés sur le centile ont surestimé l'état avec des taux de récolte de plus de 40 % et $\alpha < 4$, ou des taux de récolte de 20 % à 40 % et $\alpha < 2,5$. Dans ces cas de faible productivité et de taux de récolte élevés, on pourrait explorer davantage les points de référence de recharge. Il pourrait s'agir de points de référence fondés sur le savoir écologique traditionnel, la disponibilité de l'habitat ou d'autres renseignements. Si la productivité ou les récoltes sont inconnues, un faible contraste dans les séries chronologiques des échappées pourrait être un indicateur de cas où les points de référence fondés sur le centile pourraient ne pas être appropriés (Holt *et al.* 2018). Nous remarquons également que les cas comportant des PRI et PRS identiques présentent le risque de passer immédiatement de la zone verte à la zone rouge avec une période dans la zone ambre (nord-est de l'île de Vancouver, inlet Knight supérieur, Loughborough ; tableau 11). Les UC ayant des séries chronologiques plus courtes présentent également le risque de points de référence fondés sur le centile non fiables. Les intervalles de confiance pour les points de référence fondés sur le centile peuvent également être obtenus en appliquant la méthode bootstrap aux données sur les échappées, en tenant compte de l'autocorrélation dans les séries chronologiques (Holt *et al.* 2018 ; Peacock *et al.* 2020).

Clark *et al.* (2014) ont appliqué une approche semblable fondée sur le centile pour les populations de saumon de l'Alaska, où l'applicabilité de centiles a été classée en trois niveaux en fonction du contraste entre l'abondance des géniteurs, le taux de récolte et la précision des données sur les échappées. Ils ont testé la pertinence de cette approche à plusieurs niveaux avec des méthodes théoriques, de simulation et de méta-analyse utilisant 76 ensembles de données sur le stock-recrutement en Alaska couvrant les cinq espèces de saumons du Pacifique. L'objectif de ces niveaux était de choisir un objectif d'échappée durable (un centile supérieur et un centile inférieur) comme substitut pour maintenir l'échappée dans une fourchette qui comprend les G_{RMD} (Clark *et al.* 2014). En Colombie-Britannique, Hilborn *et al.* (2012) ont adopté des seuils fondés sur le centile pour évaluer l'état du saumon kéta de la CSI en Colombie-Britannique aux fins de certification auprès du Marine Stewardship Council (Hilborn *et al.* 2012).

Les points de référence fondés sur le centile sont utilisés différemment en Alaska et en Colombie-Britannique. En Colombie-Britannique, les centiles sont utilisés à l'échelle de l'UC, tandis qu'en Alaska, ils sont appliqués à chaque rivière (McKinley *et al.* 2020). Le stock de saumon kéta de la CSI est présent dans 296 cours d'eau parmi les sept UC, dont 126 dans le détroit de Géorgie seulement. L'agrégation au sein des réseaux hydrographiques des UC ne tient pas compte de la répartition des géniteurs à l'intérieur de l'UC et pourrait ne pas tenir compte de la perte de

certaines ruisseaux, rivières ou sous-populations moins productifs au sein de l'UC. Ce risque est particulièrement pertinent dans cette étude de cas parce que les données font l'objet d'un remplissage en supposant une corrélation dans l'échappée des géniteurs dans les UC.

Une autre source d'incertitude découle des séries chronologiques sur les géniteurs, qui peuvent comprendre l'influence de la mise en valeur, ce qui introduit le risque de gonfler le nombre de géniteurs sauvages et de fournir des évaluations de l'état trop optimistes. Nous avons retiré trois réseaux présentant une mise en valeur importante (la rivière Qualicum et la rivière Little Qualicum à partir des chenaux de pont, et la rivière Puntledge à partir des écloséries) avant de compléter les données sur les échappées des cours d'eau, mais l'influence des poissons d'écloserie peut avoir une incidence sur les séries chronologiques pour les réseaux restants par l'entremise de la production ou de l'errance. (Lynch *et al.* 2020).

Nous avons montré que l'augmentation du nombre d'UC incluses dans l'évaluation de l'état du PRL fondé sur l'état des UC donnait un état plus pessimiste. Cela n'est pas surprenant étant donné la faible corrélation des UC au sein de cette UGS; nous ne nous attendons pas à ce que les UC soient interchangeable. Par conséquent, l'utilisation du plus de données possible permettra d'obtenir des évaluations plus réalistes de l'état, lorsque ces données sont fiables. Pour cette UGS où l'état de deux UC à données limitées, celles de l'inlet Knight supérieur et de l'inlet Bute, ne peut pas être inféré à partir d'UC à données abondantes (voir la section 5.1), le fait d'omettre les UC à données limitées des analyses peut entraîner un état à l'échelle de l'UGS dont les données sont insuffisantes ou qui est inférieur au PRL, selon l'état des UC à données abondantes. Lorsque l'état d'au moins une des UC à données abondantes se trouve en zone rouge, le PRL fondé sur l'état des UC de 100 % des UC au-dessus de la zone rouge est considéré comme un dépassement. Toutefois, si l'état de toutes les UC à données abondantes se situe au-dessus de la zone rouge, l'UGS est considérée comme ayant des données insuffisantes si l'état des UC à données limitées est inconnu parce qu'il ne peut être inféré. Dans notre cas, nous pourrions évaluer l'état en fonction des tendances pour ces UC à données limitées, tel qu'elles sont appliquées dans l'Explorateur. Cependant, dans d'autres UGS, il peut y avoir des cas où les données pour estimer les tendances ne sont pas disponibles.

Nous n'avons pas été en mesure d'estimer les PRL de régression logistique de l'abondance agrégée pour le saumon kéta de la CSI en raison des mauvais ajustements du modèle des données sous-jacentes. Les données n'étaient pas adaptées à la régression logistique, et l'abondance agrégée n'était pas un bon prédicteur de l'état des UC constituantes. L'abondance de deux UC était régulièrement de deux ordres de grandeur plus grande que celle des UC plus petites (figure E.2), et la corrélation de l'abondance entre les UC était généralement faible (figure 41). Par conséquent, l'abondance agrégée peut être élevée principalement en raison des UC à abondance élevée, tandis que l'état des UC à faible abondance est en zone rouge, et l'UGS se situe donc au-dessous du PRL. Cette tendance est exacerbée parce que les deux UC les plus abondantes présentent la plus forte corrélation des échappées entre elles, et généralement une faible corrélation avec les autres UC (figure 41). Cette tendance est également la raison pour laquelle l'état de l'UGS peut être inférieur au PRL, même si l'abondance agrégée augmente (figure 42). La vaste étendue géographique de l'UGS, le nombre différent de populations dans chaque UC et la variation de la productivité, des menaces et des conditions de l'écosystème aident à expliquer ces caractéristiques des données.

Les UC dont des observations étaient manquantes certaines années et qui nécessitaient un remplissage à l'échelle de l'UC (inlet Knight supérieur et inlet Bute) n'ont pas été utilisés dans l'analyse du PRL fondé sur l'abondance agrégée parce que l'hypothèse selon laquelle les échappées

sont corrélées entre les UC ne tient pas compte de la diversité entre les UC et du potentiel d'échappées non corrélées. Contrairement aux PRL fondés sur l'état des UC, nous n'avons pas tenu compte de l'état fondé sur l'algorithme multidimensionnel de l'Explorateur pour les PRL fondés sur l'abondance agrégée. Il convient également de noter que les UC de l'inlet Knight supérieur et de l'inlet Bute ne représentent pas un sous-ensemble aléatoire des sept UC de l'UGS de saumon kéta de la CSI en raison de leur emplacement, des caractéristiques du bassin hydrographique, du milieu marin à proximité du littoral, des menaces et des conditions environnementales (section 5.1).

6. LEÇONS APPRISSES DES APPLICATIONS DANS LE CADRE DES ÉTUDES DE CAS

Les trois UGS qui ont servi comme études de cas ont été sélectionnées pour représenter un éventail de niveaux de disponibilité des données, allant d'abondantes à limitées. Pour chaque étude de cas, l'ensemble des méthodes d'estimation des PRL considérées (tableau 1) dépendait des données disponibles et des méthodes d'évaluation déjà mises au point pour l'UGS. Chaque étude de cas comprend sa propre section de discussion mettant en évidence les conclusions qui lui sont propres. Dans la présente section, nous présentons un résumé des principales leçons apprises lors de l'examen des trois études de cas. Ces leçons ont servi à éclairer l'élaboration de lignes directrices visant la définition des PRL pour les UGS de saumons du Pacifique, comme décrit dans Holt *et al.* (2023).

Leçon 1 : les PRL fondés sur l'état des UC d'après l'algorithme multidimensionnel de l'Explorateur pouvaient être facilement estimés pour toutes les UGS sur un large éventail de disponibilités de données, et ils étaient conformes à l'approche multidimensionnelle qui a été élaborée pour les évaluations selon la PSS. Ce n'était pas le cas pour les PRL fondés sur l'abondance agrégée.

Les PRL fondés sur l'état des UC d'après l'Explorateur ont pu être appliqués aux trois études de cas, tandis que les méthodes fondées sur l'abondance agrégée exigeaient une forte relation positive entre l'abondance agrégée observée et les logarithmes du rapport des cotes que toutes les UC se trouvent au-dessus de leur PRI (PRL de régression logistique) ou qu'il y ait assez de données sur les UC pour paramétrer un modèle de dynamique de la population (PRL de projection). Bien que l'étude de cas sur le saumon coho du Fraser intérieur satisfaisait à ces deux exigences, celle qui portait sur le saumon chinook de la COIV ne pouvait répondre qu'à la deuxième, et celle sur le saumon kéta de la CSI ne pouvait satisfaire à aucune de ces exigences. L'utilisation de l'Explorateur pour estimer les états multidimensionnels des PRL fondés sur l'état des UC a été particulièrement utile pour les UGS à données limitées, car elle a permis d'appliquer une combinaison de la qualité des données et des types de points de référence, selon ce qui était disponible pour une UC donnée au cours d'une année donnée. Par exemple, dans l'étude de cas sur le saumon kéta de la CSI, l'application de l'Explorateur pour élaborer des PRL fondés sur l'état des UC a permis d'inclure les sept UC au moment d'évaluer l'état à l'échelle de l'UGS en utilisant d'autres paramètres fondés sur les tendances pour les UC sans points de référence fondés sur le centile. La capacité d'évaluer les UC sans PRI fondé sur l'abondance est particulièrement importante lorsqu'une UGS est composée d'UC ayant de faibles niveaux de synchronie dans lesquels les UC présentant des lacunes en matière de données ne peuvent être représentées par substitution, comme ce fut le cas pour le saumon kéta de la CSI.

Leçon 2 : l'élaboration de paramètres et de points de référence sur la répartition des géniteurs d'une UC est une priorité élevée pour faciliter les évaluations de l'état selon la PSS qui, à leur tour, appuieront l'élaboration de PRL fondés sur l'état des UC à l'échelle de l'UGS.

Les études de cas sur le saumon coho du Fraser intérieur et sur le saumon chinook de la COIV ont appliqué des méthodes d'estimation du PRL qui tenaient compte de la répartition de l'abondance des géniteurs entre les petites sous-unités au sein des UC ; cependant, différentes approches ont été utilisées dans chaque cas. Pour le saumon coho du Fraser intérieur, nous nous sommes

appuyés sur des cibles de répartition établies antérieurement qui reconnaissaient l'importance biologique du maintien de l'abondance des géniteurs dans onze sous-populations recensées nichant dans les cinq UC. Dans le cas du saumon chinook de la COIV, l'avis d'experts pris en compte dans l'élaboration de l'étude de cas a déterminé que les inlets constituaient une importante échelle spatiale de diversité pour l'UGS (D. McHugh, comm. pers., Évaluation des stocks de la côte sud du MPO). Par conséquent, les PRL ont été établis de manière préserver la diversité à l'échelle des inlets plutôt qu'à l'échelle de l'UC pour cette étude de cas.

Des recherches futures sont nécessaires pour élaborer et évaluer des paramètres de répartition et des points de référence connexes qui délimitent les zones d'état selon la PSS. L'établissement de points de référence distributionnels permettrait d'intégrer directement la répartition de l'abondance des géniteurs au sein d'une UC dans les évaluations multidimensionnelles de l'état selon la PSS, ce qui permettrait à son tour d'adopter une approche normalisée pour considérer la répartition des géniteurs à une échelle plus petite lors de la détermination des PRL à l'échelle de l'UGS.

Leçon 3 : dans certains cas, les estimations annuelles de l'état des PRL fondés sur l'abondance agrégée et des PRL fondés sur l'état des UC seront différentes les unes des autres.

Bien que les estimations annuelles de l'état obtenues des méthodes fondées sur l'abondance agrégée étaient généralement cohérentes avec les estimations des méthodes fondées sur l'état des UC à l'aide de l'Explorateur recommandé, elles ne concordaient pas toujours. Pour l'étude de cas sur le saumon coho du Fraser intérieur, l'état a eu tendance à chuter sous le PRL fondé sur l'état des UC lorsque l'abondance des UC individuelles était faible, et à descendre sous le PRL fondé sur l'abondance agrégée lorsque l'abondance agrégée était faible. Bien que ces conditions aient correspondu la plupart des années, cela n'a pas toujours été le cas. Dans le cadre de notre étude de cas sur le saumon coho du Fraser intérieur, nous avons constaté que la proportion d'années pour lesquelles les estimations de l'état correspondaient aux PRL fondés sur l'état des UC et sur l'abondance agrégée variait de 72 à 86 %, selon la méthode utilisée pour estimer l'état des UC.

Leçon 4 : dans la mesure du possible, il faut utiliser les données de toutes les UC constituantes. Lorsqu'il manque des données sur une ou plusieurs UC, il faut examiner attentivement s'il est possible de déduire l'état à partir d'autres UC de l'UGS. Bien qu'il puisse y avoir des cas où cette déduction est possible, l'incertitude entourant les évaluations de l'état ainsi obtenues sera plus grande et il faudra clairement indiquer cette incertitude dans les évaluations de l'état.

Dans le cas du saumon kéta de la CSI, l'utilisation des données des sept UC lorsqu'elles étaient disponibles (même s'il ne s'agissait que d'un sous-ensemble d'années) a entraîné une chute de l'état sous le PRL plus fréquemment que lorsqu'un sous-ensemble d'UC seulement était utilisé pour toutes les années. Ce résultat s'explique par le fait que, dans le cas des PRL fondés sur l'état des UC, il y a une asymétrie dans la façon dont les UC manquantes peuvent avoir une incidence sur l'état à l'échelle de l'UGS par rapport au PRL. L'ajout d'UC peut faire passer l'état des UC d'au-dessus à au-dessous du PRL si l'état d'une UC supplémentaire est en zone rouge et que l'état de toutes les autres UC est en zone ambre ou verte. Toutefois, l'ajout d'une UC ne fera jamais passer l'état d'au-dessous à au-dessus du PRL, car si l'état d'une UC est déjà en zone rouge, le seuil de 100 % de toutes les UC dont l'état se trouve au-dessus de la zone rouge ne peut pas être atteint dans ce cas. Étant donné que les UC de saumon kéta de

la CSI présentent de faibles corrélations entre l'abondance des géniteurs au fil du temps et qu'elles présentent différents facteurs environnementaux dans leurs habitats d'eau douce, il n'est pas recommandé de déduire l'état des UC manquantes à partir d'autres UC comportant des données. Par conséquent, les estimations de l'état qui comprennent seulement une partie des UC sont potentiellement biaisées.

Dans le cas du saumon coho du Fraser intérieur, les résultats des scénarios de données manquantes pour l'approche de régression logistique ont montré qu'il pourrait être possible d'utiliser des UC à données abondantes comme indicateurs pour les UC pour lesquelles il manque des données. Cependant, les PRL fondés sur la régression logistique étaient plus incertains lorsque plus d'une UC manquait, et le modèle de régression logistique ne convergerait souvent pas ; il faut donc faire preuve de prudence lorsqu'on applique cette méthode aux UGS pour lesquelles il manque de données. De plus, le saumon coho du Fraser intérieur affiche des niveaux plus élevés de corrélation entre les UC dans l'abondance des géniteurs au fil du temps que le saumon kéta de la CSI, de sorte que la mesure dans laquelle ce résultat peut être appliqué à d'autres UGS devrait dépendre du niveau de covariance de l'état entre les UC au sein d'une UGS.

Leçon 5 : les PRL de régression logistique comportent plusieurs limites et ne doivent être utilisés que lorsque (i) des PRL fondés sur l'abondance agrégée sont nécessaires et (ii) toutes les hypothèses du modèle de régression logistique peuvent être respectées.

Les PRL de régression logistique sont calculés empiriquement à partir des observations antérieures de l'abondance à l'échelle de l'UGS et des états des UC. En ajustant une régression logistique aux données historiques, nous avons déterminé les niveaux d'abondance historiques associés aux probabilités que toutes les UC constituantes aient des états se trouvant au-dessus de leur PRI. À l'instar du PRL fondé sur l'état des UC, cette méthode fondée sur l'abondance agrégée dépend des résultats des évaluations d'UC individuelles, qui sont sensibles aux hypothèses structurelles sous-jacentes aux points de référence à l'échelle de l'UC et à la disponibilité des données.

Les PRL de régression logistique n'ont pu être estimés que pour l'une des UGS étudiées, ce qui donne à penser qu'ils pourraient ne constituer une option que pour une petite proportion d'UGS. Même pour le saumon coho du Fraser intérieur, où un ajustement de régression logistique était possible, les estimations ne convergeraient pas pour toutes les années rétrospectives, et les estimations de l'état étaient sensibles aux données manquantes. Dans l'ensemble, notre examen des PRL de régression logistique pour nos trois études de cas a mis en évidence certaines limites de cette approche.

Premièrement, les PRL de régression logistique se limitent aux conditions qui ont été observées par le passé. Cela peut poser un problème lorsqu'il y a un faible contraste dans les données historiques, comme ce fut le cas pour le saumon chinook de la COIV. Dans ce cas, il n'y a pas eu d'année où toutes les populations d'inlet constituantes ont dépassé leur PRI. Toutefois, des difficultés semblables pourraient survenir dans les cas où aucune UC ne chute au-dessous de son PRI. La dépendance aux conditions observées par le passé constitue une autre limite lorsqu'il y a eu des changements dans la corrélation de la dynamique de la population entre les UC au fil du temps, de sorte que les corrélations actuelles (ou futures) ne sont pas représentées par des données historiques.

Deuxièmement, les diagnostics du modèle ne prennent pas en charge les régressions logistiques et leurs PRL associés lorsque les abondances à l'échelle de l'UC ne sont pas corrélées ou

qu'elles le sont seulement faiblement. Ici, nous avons constaté que les PRL de régression logistique pouvaient être estimés pour le saumon coho du Fraser intérieur (corrélation moyenne de 0,56 pour l'abondance des géniteurs entre les UC), mais pas pour le saumon kéta de la CSI (corrélation moyenne de 0,12 entre les UC). De plus, la vaste gamme de productivités et de capacités entre les UC pour l'étude de cas sur le saumon kéta de la CSI a contribué à la faible relation entre l'abondance agrégée et les états à l'échelle de l'UC. En général, les diagnostics de modèle décrits à la section 2 peuvent être utilisés pour soutenir ou rejeter les PRL de régression logistique. Nous illustrons comment ces diagnostics sont utilisés pour évaluer l'adéquation du modèle aux sections 3 et 5.

Enfin, des analyses préliminaires des PRL de régression logistique pour le saumon rouge du Fraser (non présentées dans le présent document) ont montré que la méthode n'était pas facilement appliquée aux stocks cycliques.

Leçon 6 : on peut recourir à des projections stochastiques pour estimer les PRL fondés sur l'abondance agrégée selon diverses hypothèses sur la dynamique de la population et la covariance de la dynamique entre les UC. Cette approche permet de représenter de façon plus exhaustive les incertitudes dans notre compréhension de la dynamique des populations que les autres méthodes de PRL.

Les PRL de projection s'appuient sur des modèles de simulation en boucle fermée pour quantifier la relation émergente entre les abondances agrégées à l'échelle de l'UGS et les probabilités que toutes les UC dépassent leur PRI, compte tenu d'un niveau d'exploitation prédéfini. Les exigences les plus importantes pour cette approche sont les estimations propres à l'UC des paramètres de stock-recrutement (productivité et capacité) et la covariance dans le recrutement entre les UC. Les estimations des paramètres pour la productivité et la capacité peuvent être fondées sur les distributions a posteriori à partir des analyses du stock-recrutement (voir l'étude de cas sur le saumon coho du Fraser intérieur, à la section 3) ou plus qualitativement à partir des commentaires d'experts, des modèles de l'étape du cycle de vie ou des estimations des modèles de la zone du bassin hydrographique (voir l'étude de cas sur le saumon chinook de la COIV, à la section 4).

De plus, nous avons démontré une approche servant à choisir les paramètres et les hypothèses de modèle utilisés dans les projections de sorte que les corrélations dans l'abondance des géniteurs dans les projections étaient semblables aux corrélations observées. Nous recommandons que les corrélations entre les UC dans les projections soient explorées dans le cadre de diverses hypothèses de modèle, et que les paramètres du modèle soient ajustés pour calculer des corrélations réalistes.

L'approche des PRL de projection est souple, car elle permet de tenir compte de l'incertitude structurelle dans la dynamique des populations de l'UGS en tenant compte de scénarios de rechange. Par exemple, pour l'étude de cas sur le saumon chinook de la COIV, des analyses de sensibilité ont été effectuées pour évaluer les répercussions des corrélations dans les résidus du recrutement et la variabilité de l'exploitation entre les populations d'inlet. Dans le cas de l'étude sur le saumon coho du Fraser intérieur, l'incertitude structurelle dans la formulation du modèle de stock-recrutement a été prise en compte dans d'autres scénarios de projection. Dans ce cas, nous avons démontré comment une approche de calcul de la moyenne des modèles pourrait être utilisée pour combiner les projections de ces deux scénarios en un seul PRL.

Les futures mises en œuvre des PRL de projection pourraient également tenir compte des changements temporels dans les paramètres de stock-recrutement, de la possibilité d'une dynamique anticompensatoire pour une population de petite taille et de la variabilité future des taux d'exploitation des pêches. Les décisions sur les scénarios à prendre en considération doivent être prises au cas par cas et dépendre de la compréhension actuelle des principales incertitudes pour chaque UGS.

Leçon 7 : les PRL de projection sont très sensibles aux taux d'exploitation.

Les analyses de sensibilité ont montré que les PRL de projection sont sensibles aux niveaux d'exploitation supposés dans les projections. Des taux d'exploitation plus élevés ont donné lieu à une abondance agrégée requise plus élevée à l'échelle de l'UGS pour veiller à ce que toutes les UC demeurent au-dessus de leur PRI. La sensibilité au taux d'exploitation augmente à mesure que la variabilité des paramètres de stock-recrutement entre les UC augmente et que l'incertitude dans les estimations des paramètres augmente. Cette propriété des PRL de projection est explorée à l'annexe D. Par conséquent, les PRL de projection établis en fonction des taux d'exploitation historiques et actuels ne peuvent pas nécessairement servir de base à l'évaluation de procédures de gestion de rechange. Toutefois, le fait de démontrer que les changements dans l'abondance agrégée requise pour que toutes les UC dépassent les PRI (c'est-à-dire les changements dans le PRL projeté) selon différents scénarios d'exploitation peut aider les analystes et les gestionnaires à comprendre les répercussions de l'évolution des taux d'exploitation sur la capacité d'atteindre les objectifs de la PSS.

7. REMERCIEMENTS

Nous sommes reconnaissants du soutien considérable qu'ont fourni les membres du groupe de travail technique sur les PRL pour les saumons au cours des trois années qui ont précédé cet examen, c'est-à-dire (par ordre alphabétique de nom de famille, à l'exclusion des coauteurs) : Nicholas Brown, Charmaine Carr-Harris, Kelsey Campbell, Brendan Connors, Steve Cox-Rogers, Shaun Davies, Diana Dobson, Michael Folkes Aaron Foos, Nicole Frederickson, Ann-Marie Huang, Pete Nicklin, Chuck Parken, Mike Staley, Pieter Van Will, Antonio Velez-Espino et Ryan Whitmore.

Le programme sur l'état des saumons du MPO, dirigé par Sue Grant, a fourni des conseils utiles sur l'Explorateur de l'état des saumons du Pacifique. Merci à Bronwyn MacDonald et à Gottfried Pestal pour leur travail d'analyse sur cet outil et pour avoir répondu à nos questions à son sujet.

Nous remercions également Chuck Parken, Brendan Connors et Mary Thiess pour leurs commentaires utiles sur les versions préliminaires de ce document. Enfin, nous remercions Mike Bradford (MPO) et Will Atlas (Wild Salmon Center) pour les commentaires détaillés qu'ils ont fournis dans le cadre du processus d'examen du Secrétariat canadien des avis scientifiques, lesquels ont contribué à améliorer le présent document de recherche.

8. RÉFÉRENCES CITÉES

- Ahmad, S. 2011. [Diagnostic for residual outliers using deviance component in binary logistic regression](#). World Applied Sciences Journal 14(8) : 1125-1130.
- Arbeider, M., Ritchie, L., Braun, D., Jenewein, B., Rickards, K., Dionne, K., Holt, C., Labelle, M., Nicklin, P., Mozin, P., Grant, P., Parken, C., et Bailey, R. 2020. [Évaluation du potentiel de rétablissement du saumon coho du Fraser intérieur](#). Secr. can. de consult. sci. du MPO. Doc. de rech. 2020/025. xii + 231 p.
- Brown, G.S., Thiess, M.E., Wor, C., Holt, C.A., Patten, B., Bailey, R.E., Parken, C.K., Baillie, S.J., Candy, J.R., Willis, D.M., Hertz, E., Connors, B., et Pestal, G.P. 2020. [2020 Summary of Abundance Data for Chinook Salmon \(*Oncorhynchus tshawytscha*\) in Southern British Columbia, Canada](#). Can. Tech. Rep. Fish. Aquat. Sci. 3401 : xiii + 214 p.
- Clark, R.A., Eggers, D.M., Munro, A.R., Fleischman, S.J., Bue, B.G., et Hasbrouck, J.J. 2014. [An evaluation of the percentile approach for establishing sustainable escapement goals in lieu of stock productivity information](#). Alaska Department of Fish ; Game, Fishery Manuscript No. 14-06, Anchorage.
- COSEPAC. 2016. [COSEWIC assessment and status report on the Coho Salmon *Oncorhynchus kisutch*, Interior Fraser population, in Canada](#). Committee on the Status of Endangered Wildlife in Canada, Ottawa. xi + 50 p.
- COSEPAC. 2020. [COSEWIC assessment and status report on the Chinook Salmon *Oncorhynchus tshawytscha*, Designatable Units in Southern British Columbia \(Part Two – Designatable Units with High Levels of Artificial Releases in the Last 12 Years\), in Canada](#). Committee on the Status of Endangered Wildlife in Canada, Ottawa. xxxv + 203 pp.
- Cox, S.P., Benson, A.J., Cleary, J.S., et Taylor, N.G. 2019. [Points de référence limites potentiels comme base pour choisir parmi les autres règles de contrôle des prises pour le hareng du Pacifique \(*Clupea pallasii*\) en Colombie-Britannique](#). Secr. can. de consult. sci. du MPO. Doc. de rech. 2019/050. viii + 52 p.
- Debertin, A.J., Irvine, J.R., Holt, C.A., Oka, G., et Trudel, M. 2017. [Marine growth patterns of southern British Columbia chum salmon explained by interactions between density-dependent competition and changing climate](#). Can. J. Fish. Aquat. Sci. 74(7) : 1077-1087.
- Decker, A.S., Hawkshaw, M.A., Patten, B.A., Sawada, J., et Jantz, A.L. 2014. [Assessment of the Interior Fraser Coho Salmon \(*Oncorhynchus kisutch*\) Management Unit Relative to the 2006 Conservation Strategy Recovery Objectives](#). DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2014/086. xi + 64 p.

-
- Dobson, A., et Barnett, A.G. 2018. An introduction to generalized linear models. CRC press.
- Dormann, C.F., Calabrese, J.M., Guillera-Arroita, G., Matechou, E., Bahn, V., Barton, K., Beale, C.M., Ciuti, S., Elith, J., Gerstner, K., Guelat, J., Keil, P., Lahoz-Monfort, J.J., Pollock, L.J., Reineking, B., Roberts, D.R., Schröder, B., Thuiller, W., Warton, D.I., Wintle, B.A., Wood, S.N., Wüest, R.O., et Hartig, F. 2018. [Model averaging in ecology: a review of Bayesian, information-theoretic, and tactical approaches for predictive inference](#). *Ecol Monogr* 88(4) : 485-504.
- Falcy, M.R., et Suring, E. 2018. [Detecting the effects of management regime shifts in dynamic environments using multi-population state-space models](#). *Biological Conservation* 221 : 34-43.
- Forrest, R.E., Anderson, S.C., Grandin, C.J., and Starr, P.J. 2020. [Évaluation de la morue du Pacifique \(*Gadus macrocephalus*\) pour le détroit d'Hécate et le bassin de la Reine-Charlotte \(zone 5ABCD\), ainsi que pour la côte ouest de l'île de Vancouver \(zone 3CD\) en 2018](#). Secr. can. de consult. sci. du MPO. Doc. de rech. 2020/070. v + 226 p.
- Fox, J. 2016. Applied Regression Analysis and Generalized Linear Models. *Dans* Third Ed. Sage Publications Inc.
- Freshwater, C., Holt, K.R., Huang, A.-M., et Holt, C.A. 2020. [Benefits and limitations of increasing the stock-selectivity of Pacific salmon fisheries](#). *Fisheries Research* 226.
- Godbout, L., Irvine, J.R., Bailey, D., Van Will, P., et McConnell, C. 2004. [Stock Status of Wild Chum Salmon \(*Oncorhynchus keta* Walbaum\) Returning to British Columbia's Central Coast and Johnstone and Georgia Straits \(excluding the Fraser River\)](#). DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2004/007. vi + 45 p.
- Grant, S.C.H., Holt, C.A., Pestal, G., Davis, B.M. et MacDonald, B.L. 2020. [Réévaluation de 2017 de l'état biologique intégré du saumon rouge du fleuve Fraser \(*Oncorhynchus nerka*\) selon la Politique concernant le saumon sauvage, au moyen de paramètres normalisés et d'avis d'experts](#). Secr. can. de consult. sci. du MPO. Doc. de rech. 2020/035. ix + 232 p.
- Hilborn, R., Schmidt, D., English, K., et Devitt, S. 2012. [British Columbia chum salmon \(*Oncorhynchus keta*\) fisheries: British Columbia coastal and adjacent Canadian Pacific EEZ waters, final certification report](#). Submitted to Canadian Pacific Sustainable Fisheries Society.
- Holt, C., Cass, A., Holtby, B., and Riddell, B. 2009. [Indicators of status and benchmarks for conservation units in Canada's Wild Salmon Policy](#). DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2009/058. viii + 74 p.
- Holt, C.A., et Folkes, M.J.P. 2015. [Cautions on using percentile-based benchmarks of status for data-limited populations of Pacific salmon under persistent trends in productivity and uncertain outcomes from harvest management](#). *Fisheries Research* 171 : 188-200.
- Holt, C.A., Freshwater, C., Holt, K.R., et Huang, A.-M. 2020. [A quantitative tool for evaluating rebuilding plans for Pacific salmon](#). *Can. Tech. Rep. Fish. Aquat. Sci.* 3402 : v + 26 p.
-

-
- Holt, C.A., Holt, K., Warkentin, L., Wor, C., Connors, B., Grant, S., Huang, A.-M., et Marentette, J. 2023. [Lignes directrices pour la définition des points de référence limites pour les unités de gestion des stocks de saumons du Pacifique](#). Secr. can. des avis sci. du MPO. Doc. de rech. 2023/009. iv + 79 p.
- Holt, C.A., Davis, B., Dobson, D., Godbout, L., Luedke, W., Tadey, J., et Van Will, P. 2018. [Évaluation des points de référence biologiques pour les unités de conservation du saumon du Pacifique pour lesquelles les données sont limitées, mettant l'accent sur le saumon kéta du sud de la Colombie-Britannique](#). Secr. can. de consult. sci. du MPO. Doc. de rech. 2018/011. ix + 87 p.
- Holtby, L.B., et Ciruna, K.A. 2007. [Conservation Units for Pacific Salmon under the Wild Salmon Policy](#). DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2007/070. viii + 350 p.
- IFCRT. 2006. [Conservation strategy for Coho Salmon \(*Oncorhynchus kisutch*\), interior Fraser River populations](#). Fisheries and Oceans Canada.
- Kell, L.T., Sharma, R., Kitakado, T., Winker, H., Mosqueira, I., Cardinale, M., et Fu, D. 2021. [Validation of stock assessment methods: is it me or my model talking?](#) ICES Journal of Marine Science 78(6) : 2244-2255.
- Korman, J., Sawada, J., Bradford, M.J. 2019. [Cadre d'évaluation de possibles points de référence de la Commission du saumon du Pacifique pour l'état de la population et les taux d'exploitation autorisés correspondants pour les unités de gestion du saumon coho du détroit de Georgie et du fleuve Fraser](#). Secr. can. de consult. sci. du MPO. Doc. de rech. 2019/001. vi + 86 p.
- Kristensen, K., Nielsen, A., Berg, C.W., Skaug, H., et Bell, B.M. 2016. [TMB: Automatic Differentiation and Laplace Approximation](#). J. Stat. Soft. 70(5) : 1-21.
- Larsen, D.A., Harstad, D.L., Fuhrman, A.E., Knudsen, C.M., Schroder, S.L., Bosch, W.J., Galbreath, P.F., Fast, D.E., et Beckman, B.R. 2019. [Maintaining a wild phenotype in a conservation hatchery program for Chinook salmon: The effect of managed breeding on early male maturation](#). PLoS ONE 14(5) : e0216168.
- Liermann, M.C., Sharma, R., et Parken, C.K. 2010. [Using accessible watershed size to predict management parameters for Chinook salmon, *Oncorhynchus tshawytscha*, populations with little or no spawner-recruit data: a Bayesian hierarchical modelling approach](#). Fisheries Management and Ecology 17(1) : 40-51.
- Litz, M., Agha, M., Dufault, A., Claiborne, A., Losee, J., et Anderson, A. 2021. [Competition with odd-year pink salmon in the ocean affects natural populations of chum salmon from Washington](#). Mar. Ecol. Prog. Ser. 663 : 179-195.
- Lynch, C., Bateman, J., Ramshaw, B., et Bell, J. 2020. [Assessment of Enhanced Chum Salmon \(*Oncorhynchus keta*\) in Canada: 1980 to 2018 Return Years](#). Can. Data Rep. Fish. Aquat. Sci. 1319 : ix + 535 p.
-

-
- Mastrandrea, M.D., Field, C.B., Stocker, T.F., Edenhofer, O., Ebi, K.L., Frame, D.J., Held, H., Kriegler, E., Mach, K.J., Matschoss, P.R., Plattner, G.-K., Yohe, G.W., et Zwiers, F.W. 2010. [Guidance Note for Lead Authors of the IPCC Fifth Assessment Report on Consistent Treatment of Uncertainties](#). Intergovernmental Panel on Climate Change (IPCC).
- McKinley, T.R., DeCovich, N., Erickson, J.W., Hamazaki, T., Begich, R., et Vincent, T.L. 2020. [Review of salmon escapement goals in Upper Cook Inlet, Alaska, 2019](#). Alaska Department of Fish ; Game, Fishery Manuscript No. 20-02, Anchorage.
- Millar, C.P., Jardim, E., Scott, F., Osio, G.C., Mosqueira, I., et Alzorritz, N. 2015. [Model averaging to streamline the stock assessment process](#). ICES Journal of Marine Science 72(1) : 93-98.
- MPO. 2005. [Canada's Policy for Conservation of Wild Pacific Salmon](#).
- MPO. 2009. [Un cadre décisionnel pour les pêches intégrant l'approche de précaution](#).
- MPO. 2012. [Évaluation du saumon quinnat de la côte ouest de l'île de Vancouver et prévisions pour 2010](#). Secr. can. de consult. sci. du MPO, Avis sci. 2012/032.
- MPO. 2013. [Examen et mise à jour des désignations d'unités de conservation du saumon quinnat du sud de la Colombie-Britannique](#). Secr. can. de consult. sci. du MPO, Rép. des Sci. 2013/022.
- MPO. 2014. [Procédures d'estimation des échappées de saumon quinnat de la côte ouest de l'île de Vancouver et de regroupement des stocks](#). Secr. can. de consult. sci. du MPO, Avis sci. 2014/038.
- MPO. 2015. [Politique concernant le saumon sauvage – évaluations de l'état biologique pour les unités de conservation du saumon coho du Fraser intérieur \(*Oncorhynchus kisutch*\)](#). Secr. can. de consult. sci. du MPO, Avis sci. 2015/022.
- MPO. 2016. [État biologique intégré du saumon quinnat \(*Oncorhynchus tshawytscha*\) du sud de la Colombie-Britannique en vertu de la politique concernant le saumon sauvage](#). Secr. can. de consult. sci. du MPO, Avis sci. 2016/042.
- MPO 2018. [Nouvelle évaluation de 2017 de l'état biologique intégré du saumon rouge du fleuve Fraser \(*Oncorhynchus Nerka*\) selon la Politique concernant le saumon sauvage](#). Secr. can. de consult. sci. Avis sci. 2018/017.
- MPO. 2021. [Southern Salmon Integrated Fisheries Management Plan 2021/22](#). 21-2051 : 600p.
- Ohlberger, J., Brenkman, S.J., Crain, P., Pess, G.R., Duda, J.J., Buehrens, T.W., Quinn, T.P., et Hilborn, R. 2019. [A Bayesian life-cycle model to estimate escapement at maximum sustained yield in salmon based on limited information](#). Can. J. Fish. Aquat. Sci. 76(2) : 299-307.
- Ohlberger, J., Ward, E.J., Schindler, D.E., et Lewis, B. 2018. [Demographic changes in Chinook salmon across the Northeast Pacific Ocean](#). Fish Fish 19(3) : 533-546.

-
- Olmos, M., Massiot-Granier, F., Prévost, E., Chaput, G., Bradbury, I.R., Nevoux, M., et Rivot, E. 2019. [Evidence for spatial coherence in time trends of marine life history traits of Atlantic salmon in the North Atlantic](#). Fish Fish 20(2) : 322-342.
- Pacific Salmon Commission Sentinel Stocks Committee. 2018. [Pacific Salmon Commission Sentinel Stocks Committee Final Report 2009-2014](#). Pacific Salmon Comm. Tech. Report No. 39 : 167 p.
- Pacific Salmon Commission, Baillie, M.S., Chamberlain, M.M., Sawada, M.J., Walsh, M., Morishima, D.G.S., Cook-Tabor, C., Foster, M.C., Hayman, M.R.A., Haymes, M.J., Lawson, D.P.W., Packer, M.J., Patton, M.B., Weitkamp, D.L., et Zimmerman, D.M. 2013. [Joint Coho Technical Committee 1986-2009 Periodic Report \(revised\)](#). REPORT TCCOHO (13)-1 : 174 p.
- Pacific Salmon Foundation. 2021. [Pacific Salmon Explorer](#).
- Parken, C.K., McNicol, R.E., et Irvine, J.R. 2006. [Habitat-based methods to estimate escapement goals for data limited Chinook salmon stocks in British Columbia, 2004](#). DFO Can. Sci. Advis. Res. Doc. 2006/083. vii + 67 p.
- Peacock, S.J., Hertz, E., Holt, C.A., Connors, B., Freshwater, C., et Connors, K. 2020. [Evaluating the consequences of common assumptions in run reconstructions on Pacific salmon biological status assessments](#). Can. J. Fish. Aquat. Sci. 77 : 1904-1920.
- Peduzzi, P., Concato, J., Kemper, E., Holford, T.R., et Feinstein, A.R. 1996. [A simulation study of the number of events per variable in logistic regression analysis](#). Journal of Clinical Epidemiology 49(12) : 1373-1379.
- Riddell, B.E., Luedke, W., Till, J., Taylor, S., et Tompkins, A. 2002. [Review of 2001 Chinook returns to the West Coast Vancouver Island, forecast of the 2002 Return to the Stamp River / Robertson Creek Hatchery indicator stock, and outlook for other WCVI Chinook stocks](#). Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2002/119. 43 p.
- Scheuerell, M.D. 2016. [An explicit solution for calculating optimum spawning stock size from Ricker's stock recruitment model](#). PeerJ 4 : e1623.
- Schnute, J.T., et Richards, L.J. 1995. [The influence of error on population estimates from catch-age models](#). Can. J. Fish. Aquat. Sci. 52(10) : 2063-2077.
- Stan Development Team. 2020. [RStan: the R interface to Stan](#).
- Van Will, P. 2014. Inner South Coast Chum Stock Reconstructions (1953-2013).
- Withler, R.E., Bradford, M.J., Willis, D.M., and Holt, C. 2018. [Genetically Based Targets for Enhanced Contributions to Canadian Pacific Chinook Salmon Populations](#). DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2018/019. xii + 88 p.

ANNEXE A. LIENS MENANT AUX DONNÉES ET AUX ANALYSES

Le code pour les données et les analyses des études de cas est disponible dans le dépôt GitHub suivant :

[pacific-salmon-assess/SalmonLRP_RetroEval](https://github.com/pacific-salmon-assess/SalmonLRP_RetroEval)

Le code pour l'outil de modélisation par simulation en boucle fermée (samSim) utilisé pour effectuer des projections stochastiques est disponible dans la section « LRP » (PRL) du dépôt GitHub suivant :

[pacific-salmon-assess/SalmonLRP_samSim](https://github.com/pacific-salmon-assess/SalmonLRP_samSim)

Le code pour la rédaction de ce document est disponible dans le dépôt GitHub suivant :

[pacific-salmon-assess/SalmonLRP_csasdown](https://github.com/pacific-salmon-assess/SalmonLRP_csasdown)

ANNEXE B. DOCUMENTATION DU MODÈLE SAMSIM

`samSim` est l'outil de modélisation par simulation en boucle fermée utilisé pour calculer les PRL de projection. Un aperçu de `samSim` et du code se trouve sur la [page GitHub](#) du projet de PRL. `samSim` a déjà été utilisé pour évaluer le rendement de la règle de contrôle des prises par rapport au potentiel de rétablissement (Freshwater *et al.* 2020 ; Holt *et al.* 2020). Nous avons créé une version modifiée de `samSim` pour appuyer l'estimation des PRL pour le présent document.

Voici les fonctionnalités mises à jour pour la version de `SamSim` servant à estimer les PRL.

- L'option d'échantillonnage des paramètres de stock-recrutement est établie directement à partir d'une distribution bayésienne a posteriori commune estimée.
- L'ajout d'une fonction de stock-recrutement qui comprend une covariable environnementale, ainsi que la spécification de la variabilité future de la covariable environnementale (requis pour l'étude de cas du saumon coho du Fraser intérieur).
- L'option d'initialiser la dynamique de la population pour chaque UC à un équilibre non atteint lorsque des données historiques sur le recrutement ne sont pas disponibles. Bien que cette option ne soit pas appropriée pour les projections visant à estimer le rétablissement à partir de l'état actuel, elle peut être utilisée pour estimer les PRL de projection parce que nous ne nous intéressons qu'à la relation sous-jacente entre l'abondance agrégée et la probabilité que chaque UC dépasse son PRI à des niveaux d'équilibre.
- L'option d'inclure un facteur de correction du biais log-normal de $-\sigma^2/2$ pour le recrutement projeté à l'aide de l'un des deux modèles de stock-recrutement de Ricker disponibles. Cette option a été ajoutée pour tenir compte des cas où l'outil `samSim` est paramétré à l'aide des paramètres de stock-recrutement qui ont été corrigés pour le biais log-normal afin de représenter les paramètres prévus (moyens). La correction du biais log-normal est couramment appliquée dans la modélisation stock-recrutement parce que la valeur attendue de $e^{\hat{\sigma}}$ est $e^{\hat{\sigma}^2/2}$ plutôt que zéro lorsque les écarts de recrutement sont normalement distribués (Cox *et al.* 2019 ; Ohlberger *et al.* 2019 ; Olmos *et al.* 2019 ; Forrest *et al.* 2020). Lorsque les paramètres d'entrée ont été corrigés pour ce biais log-normal, la correction du biais doit également être ajoutée aux projections (comme dans Weir *et al.* (sous presse)¹). Nous utilisons un facteur de correction du biais log-normal pour toutes nos analyses d'études de cas.
- Spécification de la variabilité des taux d'exploitation en fonction de la variabilité entre les années et de la variabilité entre les UC.

Cette annexe décrit les équations et la structure du modèle `samSim`. Nous nous efforçons de fournir des descriptions détaillées des options de modélisation utilisées pour les études de cas sur les PRL, mais nous mentionnons brièvement d'autres extensions de modèle déjà mises en œuvre dans `samSim`. `samSim` comprend deux échelles de population, qui peuvent être appliquées à une unité de conservation (UC ; appelée Conservation Unit, CU, dans le code `samSim`) avec des populations reproductrices constituantes ou à une unité de gestion des stocks (UGS ; appelée Management Unit, MU, dans le code `samSim`) avec des UC constituantes. Pour l'analyse des PRL de projection, deux UGS et leurs UC constituantes ont été utilisées comme cas à l'étude, soit l'UGS de saumon chinook de la côte ouest de l'île de Vancouver (COIV ; qui comporte trois UC) et l'UGS du saumon coho du Fraser intérieur (qui comporte cinq UC). Les sections suivantes

¹Weir, L., *et al.* Recovery Potential Assessment for 11 Designatable Units of Chinook Salmon, *Oncorhynchus tshawytscha*, Part 2 : Elements 12 to 22. DFO Can. Sci. Adv. Sec. Res. Doc. En préparation.

de la présente annexe sont organisées de la même façon que le code `samSim`, c'est pourquoi les sous-titres de cette annexe peuvent être interprétés comme des pseudo-codes. Le modèle de simulation comporte deux phases principales : amorçage du modèle et projection. La phase d'amorçage du modèle recrée les données des années précédentes, soit en remplissant les objets avec les données observées, soit en générant des tendances démographiques fondées sur les paramètres d'entrée. La phase de projection génère des données pour les années à venir en fonction des données et des paramètres d'entrée ainsi que des scénarios et des procédures de gestion définis par l'utilisateur. Les indices de modèle sont définis au tableau B.1, les paramètres de modèle et les données d'entrée sont définis au tableau B.2, et les quantités modélisées sont définies au tableau B.3. Des définitions détaillées des données et des paramètres d'entrée sont fournies dans le fichier [README](#).

Tableau B.1. Liste des indices de modèle utilisés dans `samSim`

Symbole	Définition
y	Année
$nPrime$	Nombre d'années dans la phase d'amorçage
Y	Nombre d'années dans la phase de projection
j	Âge
J	Âge maximal
i	Unité de conservation (UC)
I	Nombre d'unités de conservation
n	Pays : États-Unis ou Canada

Tableau B.2. Liste des paramètres de modèle et des variables entrées par l'utilisateur dans *samSim*.

Symbole	Définition
α_i	Paramètre de productivité de Ricker
β_i	Paramètre de capacité inverse de Ricker ou 1/géniteurs au recrutement maximal
σ_i	Écart-type pour l'erreur de recrutement
ρ	Coefficient d'autocorrélation temporel dans les résidus du recrutement
γ	Scalaire de la covariable de survie
$covMat$	Matrice de covariance utilisée pour générer des écarts de recrutement avec corrélation entre les UC
\overline{ER}_n	Taux d'exploitation moyen à long terme propre au pays
$\bar{p}_{i,j}$	Proportion moyenne de recrues selon l'âge
τ_i	Paramètre de variabilité logistique multivariée pour les proportions de recrues selon l'âge
\bar{sv}	Covariable moyenne de survie
σ_{sv}	Écart-type pour la covariable de survie
Υ	Scalaire pour plafonner les valeurs de recrutement
φ	Paramètre de variabilité logistique multivariée pour les proportions observées de recrues selon l'âge
$\bar{\omega}$	Moyenne pour l'erreur log-normale de prévision
σ_{ω}	Variance pour l'erreur log-normale de prévision
$CV(\overline{ER}_n)$	CV pour la variabilité du taux d'exploitation propre à l'UGS
$CV(ER_{y,i,n})$	CV pour la variabilité du taux d'exploitation propre à l'UC
ψ	Proportion des prises associées aux prises provenant de stocks mixtes
$ER_{agg,y,i}$	Taux d'exploitation totaux
κ	Paramètre de variabilité logistique multivariée associé à l'attribution des prises dans les pêches ciblant des stocks mixtes à la bonne UC
$\hat{\alpha}_{y,i}$	Paramètre de productivité de Ricker estimé
$\hat{\beta}_{y,i}$	Paramètre de capacité inverse de Ricker estimé

Tableau B.3. Liste des paramètres de modèle et des variables entrées par l'utilisateur dans *samSim*.

Symbole	Définition
$G_{y,i}$	Géniteurs
Geq_i	Géniteurs à l'équilibre
$RY_{y,i}$	Recrues pour l'année civile (individus en montaison)
$p_{y,i,j}$	Proportion des individus en montaison selon l'âge
$R_{y,i}$	Recrues de l'année d'éclosion
$Ra_{y,i,j}$	Recrues en fonction de l'année d'éclosion
$w_{y,i}$	Écarts de recrutement avec autocorrélation temporelle
$v_{y,i}$	Écarts de recrutement
$sv_{y,j}$	Covariable de survie pour l'année d'éclosion
$svCY_y$	Covariable de survie pour l'année civile
wsv_y	Covariable de survie sans correction du biais
$GRMD_i$	Géniteurs qui produisent le rendement maximal durable
Ggn_i	Nombre de géniteurs requis pour le rétablissement à $GRMD_i$ en une génération en l'absence de pêche
α'_i	Paramètres ajustés α_i pour le calcul des points de référence de gestion invariants dans le temps
$obsp_{y,i,j}$	Proportions observées de recrues selon l'âge
$f(R_{y,i})$	Prévision du recrutement pour l'année civile
$ER_{y,n}^{MU}$	Taux d'exploitation incluant uniquement la variabilité propre à l'UGS
$d1, d2$	Paramètres de forme pour la distribution bêta utilisés pour générer la variabilité propre à l'UGS
ϑ	Écart-type pour la variabilité du taux d'exploitation propre à l'UGS
$ER_{y,i,n}$	Taux d'exploitation incluant la variabilité propre à l'UC et à l'UGS
$o1, o2$	Paramètres de forme pour la distribution bêta utilisés pour générer la variabilité propre à l'UC
$\phi_{y,i,n}$	Écart-type pour la variabilité du taux d'exploitation propre à l'UC
$C_{y,i,n}$	Prises
$mC_{y,i}$	Prises des pêches canadiennes ciblant des stocks mixtes
$sC_{y,i}$	Prises des pêches canadiennes ciblant des stocks uniques
$ERagg_{y,i}$	Taux d'exploitation agrégés
$obsC_{y,i,n}$	Prises observées par pays

Symbole	Définition
$obsmC_{y,i}$	Prises des pêches canadiennes ciblant des stocks mixtes observées
$obsS_{y,i}$	Prises des pêches canadiennes ciblant des stocks uniques observées
$u_{y,i,n}$	Composante d'erreur log-normale des prises observées
$pCU_{y,i}$	Proportion des prises provenant de chaque UC
$obsPCU_{y,i}$	Proportion observée des prises provenant de chaque UC
$obsS_{y,i,n}$	Géniteurs observés
$z_{y,i}$	Composante de l'erreur log-normale des géniteurs observés
$obsRY_{y,i,n}$	Recrues observées pour l'année civile
$obsER_{y,i,n}$	Taux d'exploitation observés

B.1. AMORÇAGE DU MODÈLE

La phase d'amorçage, ou l'initialisation du modèle, représente la modélisation des données antérieures des UC. Elle est utilisée pour représenter l'abondance réelle et observée avant de commencer les essais de projection. Cette phase couvre plusieurs années précédentes ('nPrime') et reconstitue les séries chronologiques de recrutement de ces années. Les simulations peuvent être initialisées de deux façons : avec les données sur le recrutement existantes ou avec les paramètres définis par l'utilisateur, si des données sur le recrutement ne sont pas disponibles.

B.1.1. Des données sur le recrutement sont disponibles

Si des données sur le stock-recrutement sont disponibles, le nombre d'années d'initialisation 'nPrime' est défini en fonction de la longueur de la série chronologique de l'UC la plus longue disponible. Les objets géniteurs, recrues, prises et taux d'exploitation sont remplis avec les données d'entrée. Si des données sur les prises ou le taux d'exploitation ne sont pas disponibles, ces valeurs sont réglées à zéro.

B.1.2. Des données sur le recrutement ne sont pas disponibles

Lorsque des données sur le recrutement ne sont pas disponibles, 'nPrime' est réglé à 10 fois l'âge maximal des recrues. La première étape de cette méthode consiste à récupérer les paramètres de stock-recrutement. L'utilisateur a la possibilité de fournir soit un ensemble de valeurs à utiliser pour tous les essais, soit de nombreux ensembles d'estimations de paramètres, habituellement à partir d'échantillons MCCM. Si de tels échantillons sont fournis, un ensemble différent de paramètres est utilisé pour chaque essai de simulation.

Les paramètres de stock-recrutement peuvent être modifiés en fonction des scénarios définis par l'utilisateur, par exemple, pour simuler des changements de régime. `samSim` comprend des

options pour ajuster le paramètre de productivité, α_i , le paramètre de capacité β_i , et les écarts-types de recrutement, σ_i . Les études de cas sur le PRL ne comprennent pas les ajustements ou les changements de productivité au fil du temps ; par conséquent, nous ne décrivons pas les options d'ajustement des paramètres dans cette annexe. On suppose que le recrutement est corrélé entre les UC, où la matrice variance-covariance est calculée en fonction des variances de recrutement propres à l'UC et de la matrice de corrélation dans les résidus du recrutement précisés dans un fichier d'entrée.

Une fois les paramètres de stock-recrutement définis, le nombre de géniteurs est initialisé. Le nombre de géniteurs est établi à l'équilibre pour les six premières années (le nombre maximal possible de classes d'âge), puis calculé en fonction des taux de recrutement et d'exploitation des années précédentes (équation B.1). Si le nombre calculé de géniteurs est inférieur au seuil d'extinction entré par l'utilisateur, alors le nombre de géniteurs est réglé à zéro. L'erreur de recrutement est donnée par une distribution normale multivariée reflétant la covariance du recrutement entre les UC.

$$G_{y,i} = \begin{cases} Geq_i & \text{if } y \leq 6 \\ RY_{y,i} \cdot (1 - \overline{ER}_n) & \text{otherwise} \end{cases} \quad (\text{B.1})$$

$$Geq_i = \alpha_i / \beta_i \quad (\text{B.2})$$

La structure par âge du recrutement par année d'éclosion est calculée en suivant une structure d'erreur logistique multivariée fondée sur la structure par âge moyen à long terme pour chaque UC, $\bar{p}_{i,j}$ et le paramètre de variabilité propre à l'UC τ_i (Schnute et Richards 1995) (équation B.3). L'erreur de structure par âge peut varier ou demeurer constante entre les UC. Le recrutement par année civile est ensuite calculé après la sixième année de la phase d'amorçage. C'est le produit du recrutement par l'année d'éclosion et de la structure par âge des recrues (équation B.4).

$$p_{y,i,j} \sim \text{Multivariate Logistic}(\bar{p}_{i,j}, \tau_i) \quad (\text{B.3})$$

if $y > 6$:

$$RY_{y,i} = \sum_j (R_{y-j,i} \cdot p_{y-j,i,j}) \quad (\text{B.4})$$

$$R_{y,i} = G_{y,i} \cdot e^{\alpha_i - \beta_i \cdot G_{y,i} + w_{y,i} - \frac{\sigma_i^2}{2}} \quad (\text{B.5})$$

$$w_{y,i} = \begin{cases} v_{y,i} & \text{if } y = 1 \\ w_{y-1,i} * \rho + v_{y,i} & \text{if } y > 1 \end{cases} \quad (\text{B.6})$$

$$v_{y,i} \sim N(\mu = 0, covMat) \quad (\text{B.7})$$

$$Ra_{y,i,j} = p_{y,i,j} \cdot G_{y,i} \cdot e^{\alpha_i - \beta_i \cdot G_{y,i} + \gamma_i \cdot sv_{y,j} + v_{y,i} - \frac{\sigma_i^2}{2}} \quad (\text{B.8})$$

$$R_{y,i} = \sum_j Ra_{y,i,j} \quad (\text{B.9})$$

Pour le modèle de Ricker avec covariable de survie du stade de smolt à celui d'adulte, les covariables pour chaque année civile sont générées suivant une distribution normale avec la moyenne et la variance définies par l'utilisateur (équation B.12). La distribution des covariables de survie est tronquée entre les valeurs maximales et minimales fournies dans les fichiers d'entrée. Les

covariables de survie de l'année d'éclosion, $Surv_{y,j}$ sont actuellement remplies selon les principaux types de cycle biologique du saumon coho du Fraser intérieur. Pour ce stock, les poissons ayant un cycle biologique de trois ans diffèrent de ceux ayant un cycle biologique de quatre ans en raison du nombre d'années passées en eau douce en tant que juvéniles, c'est-à-dire 18 mois par rapport à 30 mois ; les poissons des deux cycles biologiques passent 18 mois en mer avant de revenir frayer. Les poissons dont le cycle biologique est de deux ans passent 18 mois en eau douce et seulement 6 mois en mer avant de revenir sous forme d'unibermarins. Ce cycle biologique entraîne un retard d'un an de la covariable de survie pour les âges 2 et 3 (équation B.10). Les deux premières années sont une exception de la boucle d'amorçage, lorsqu'aucun décalage n'est appliqué aux covariables.

$$sv_{y,j} = \begin{cases} svCY_{y-1} & \text{if } j \leq 3 \\ svCY_y & \text{autre} \end{cases} \quad (\text{B.10})$$

$$svCY_y = wsv_y - \frac{\sigma_{sv}^2}{2} \quad (\text{B.11})$$

$$wsv_y \sim N(\bar{sv}, \sigma_{sv}) \quad (\text{B.12})$$

Les nombres de recrues produites avec l'une ou l'autre formulation du modèle de Ricker sont plafonnés. La valeur maximale du recrutement par défaut est de $3 \cdot G_{eq}$, mais le scalaire peut être modifié par l'utilisateur par la Υ variable (équation B.13). De plus, si le nombre de recrues généré est inférieur au seuil d'extinction défini par l'utilisateur, alors le recrutement est réglé à zéro.

$$R_{y,i} = \min(R_{y,i}, \Upsilon \cdot Seq_i) \quad (\text{B.13})$$

Bien que dans notre mise en œuvre de samSim pour le saumon coho du Fraser intérieur avec la covariable de survie du stade de smolt à celui d'adulte les données aient été utilisées pour amorcer le modèle, les équations pour la simulation de la dynamique au cours de cette période sont fournies ici par souci d'exhaustivité. Les équations de simulation de la dynamique des populations sont également utilisées dans la phase de projection du modèle (voir ci-dessous).

B.1.3. Calcul des quantités et des points de référence de gestion

Dans la boucle d'amorçage, les quantités et les points de référence de gestion sont calculés uniquement sur les deux dernières générations. Les points de référence de gestion sont calculés selon trois options : « stock-recrutement », « centile » et « habitat ». samSim a la capacité d'estimer les quantités et les points de référence de gestion sur une base annuelle, en s'appuyant sur les données obtenues depuis le début de la série chronologique jusqu'à l'année de simulation en cours. Toutefois, aux fins des cas à l'étude sur les PRL, on a utilisé des points de référence de gestion invariants dans le temps. C'est pourquoi nous omettons l'indice de temps y , de la notation utilisée pour les quantités de gestion.

Si l'option fondée sur le « stock-recrutement » est utilisée, les quantités de gestion sont $GRMD_i$ et Ggn_i calculées en fonction des paramètres de stock-recrutement. Lorsque le modèle avec covariable de survie est utilisé, le paramètre α_i est modifié pour intégrer la composante de survie (équation B.14). Afin de maintenir les points de référence de gestion constants au fil du temps, on utilise la moyenne à long terme de la covariable de survie. $GRMD_i$ est calculé selon la solution explicite fournie par Scheuerell (2016) utilisant la fonction W de Lambert (équation B.15).

Ggn_i est estimé en résolvant l'équation 16 numériquement, comme décrit par Holt *et al.* (2009). Le PRI est établi à Ggn_i et le PRS est établi à 80% de $GRMD_i$.

$$\alpha'_i = \begin{cases} \alpha_i + \gamma_i \cdot \bar{sv} & \text{pour Ricker avec la survie} \\ \alpha_i & \text{for simple Ricker} \end{cases} \quad (\text{B.14})$$

$$GRMD_i = \frac{1 - W(e^{1-\alpha'_i})}{\beta_i} \quad (\text{B.15})$$

$$GRMD_i = Ggn_i \cdot e^{\alpha'_i - \beta_i \cdot Ggn_i} \quad (\text{B.16})$$

Si l'option du point de référence fondé sur le « centile » est choisie, le PRS est établi au 50^e centile de l'abondance des géniteurs historiques ($G_{1:y,i}$). Le PRI est établi au 25^e centile de l'abondance des géniteurs historiques. Il est à noter que les points de référence fondés sur le centile n'ont pas été mis en œuvre dans nos études de cas pour les PRL de projection. Les demandes futures pourraient faire varier les centiles utilisés comme PRI et PRS, comme il est recommandé dans Holt *et al.* (2018). Si l'option de référence fondé sur l'« habitat » est choisie, les points de référence sont calculés selon la même approche que dans l'option fondées sur le « stock-recrutement ». La différence réside dans l'origine des paramètres de stock-recrutement, c'est-à-dire à partir du modèle fondé sur l'habitat plutôt que sur la courbe stock-recrutement.

B.1.4. Remplissage des données manquantes

La dernière étape de l'amorçage du modèle est le remplissage, qui n'est pertinent que si des données sur le stock-recrutement sont disponibles et qu'il y a des lacunes au cours des 12 dernières années de la série chronologique. Toute donnée manquante dans les 12 dernières années de la série chronologique des géniteurs et des recrues fait l'objet d'un remplissage avec la moyenne géométrique de toute la période d'amorçage. Dans la phase d'amorçage, nous supposons que toutes les variables sont connues sans erreur, de sorte que toutes les observations sont réglées aux valeurs de simulation réelles, c'est-à-dire qu'aucune erreur d'observation n'est ajoutée.

B.2. PROJECTIONS DU MODÈLE

La phase de projection du modèle est utilisée pour représenter les résultats possibles futurs. Les étapes de cette phase dépendront des scénarios et des procédures de gestion sélectionnés par l'utilisateur, et varieront donc selon l'application du modèle. Dans la section suivante, nous énumérons toutes les étapes dans l'ordre où elles apparaissent dans le code et indiquons dans le texte si l'étape a été utilisée pour les études de cas sur les PRL. Comme pour la phase d'amorçage, les sous-titres de cette section peuvent être interprétés comme des pseudo-codes. Les projections sont exécutées pour chaque essai de l'année $n_{\text{Prime}} + 1$ à 'Y', cette dernière étant le nombre d'années de projection défini par l'utilisateur.

B.2.1. Préciser les paramètres de stock-recrutement

Comme pour la phase d'amorçage, la première étape de la boucle de projection consiste à définir les paramètres de stock-recrutement. Les paramètres β_i et σ_i sont fixés dans le temps et ont déjà été définis dans la phase d'amorçage. Toutefois, si l'utilisateur précise les changements de productivité au fil du temps, le paramètre de productivité $\alpha_{y,i}$ est ajusté chaque année selon

une tendance linéaire. Une description détaillée de l'algorithme utilisé pour générer les tendances de la productivité ne fait pas partie de la portée de ce document, car les cas à l'étude ne comprennent pas de scénarios comportant des changements de la productivité. Comme le paramètre de productivité est maintenu constant dans les cas à l'étude, nous continuerons d'utiliser la notation temps-invariant (α_i) pour le paramètre dans les sections à suivre.

B.2.2. Points de référence de gestion du projet

Une fois que α_i est précisé, les quantités réelles de gestion G_{RMDi} et G_{gn_i} pour l'année de projection sont calculées selon les équations 15 et 16. Les points de références de gestion peuvent être estimés de nouveau chaque année ou fixés par la période normative, c'est-à-dire la dernière année de la phase d'amorçage, n_{Prime} . Les cas à l'étude présentés dans ce document utilisent les points de référence de gestion de la période normative.

B.2.3. Recrutement observé du projet

À cette étape, nous calculons les proportions observées d'individus en montaison selon l'âge et le recrutement observé pour chaque année d'éclosion. L'erreur d'observation pour les proportions d'individus en montaison selon l'âge est donnée par une structure d'erreur logistique multivariée comme décrite par Schnute et Richards (1995). L'erreur d'observation pour les proportions d'individus en montaison selon l'âge n'est pas incluse dans les cas à l'étude sur les PRL, c'est-à-dire que le paramètre de variabilité, φ , est réglé à zéro.

$$obs_{p_{y,i,j}} \sim \text{Multivariate Logistic}(p_{y,i,j}, \varphi) \quad (\text{B.17})$$

Le recrutement observé par année d'éclosion est récupéré en multipliant le recrutement réel selon l'âge pour chaque année civile par le vecteur des proportions observées selon l'âge dans les remontes (équation B.18).

$$obsR_{y-j,i} = \sum^j (RY_{y-j,i} \cdot obs_{p_{y-j,i,j}}) \quad (\text{B.18})$$

B.2.4. Prévision du recrutement du projet

Lorsque l'erreur de prévision est incluse dans les scénarios de projection, elle est générée en ajoutant une erreur log-normale au niveau du recrutement de l'année civile (équations B.19 et B.20). La distribution des erreurs est également tronquée entre les quantiles 0,0001 et 0,9999 afin d'éviter les valeurs de prévisions extrêmes. L'erreur de prévision n'est pas prise en compte dans les cas à l'étude sur les PRL.

$$f(RY_{y,i}) = RY_{y,i} \cdot \exp(\omega_{y,i}) \quad (\text{B.19})$$

$$\omega_{y,i} \sim N(\bar{\omega}, \sigma_{\omega}) \quad (\text{B.20})$$

B.2.5. Prévision du recrutement du projet

L'étape suivante consiste à calculer les prises réalisées en suivant une règle de contrôle des prises. Les deux cas à l'étude dans ce document utilisent la règle de contrôle des prises du taux d'exploitation fixe. Dans cette option, les prises sont le produit des recrues de l'année civile et du taux d'exploitation fixe pour toutes les années de projection (équation B.29). Cependant, même si la règle de contrôle des prises précise un taux d'exploitation fixe, les taux d'exploitation réalisés varient d'une année à l'autre en raison des changements dans la répartition de la population et la dynamique des pêches. Dans cette section, nous décrivons les couches de variabilité ajoutées aux prises simulées. Deux couches de variabilité sont prises en compte dans `samSim`; elles représentent la variabilité propre à l'UGS et la variabilité propre à l'UC. Les deux couches d'incertitude sont mises en œuvre par l'extraction des valeurs du taux d'exploitation à partir des distributions bêta. À l'heure actuelle, seules les prises canadiennes comprennent la variabilité ajoutée annuelle. Dans les cas à l'étude sur les PRL, les prises des États-Unis provenant de stocks uniques et celles du Canada sont toutes deux réglées à zéro; par conséquent, seules les prises canadiennes provenant de stocks mixtes sont mises en œuvre.

La première couche de variabilité des prises est mise en œuvre à l'échelle de l'UGS. L'erreur est censée être la même pour toutes les UC d'une UGS. La moyenne et la variance de l'erreur à l'échelle de l'UGS sont définies dans les fichiers d'entrée puis transformées en paramètres de forme pour l'extraction à partir de la distribution bêta (équations B.21-B.22).

$$ER_{y,n}^{MU} \begin{cases} \cdot Beta(d1, d2) & n=\text{Canada} \\ \cdot \overline{ER}_n & n=\text{U.S.} \end{cases} \quad (\text{B.21})$$

$$d1 = \overline{ER}_n^2 \cdot \left(\frac{1 - \overline{ER}_n}{\vartheta^2} - \frac{1}{\overline{ER}_n} \right) \quad (\text{B.22})$$

$$d2 = d1 \cdot \frac{1}{\overline{ER}_n - 1} \quad (\text{B.23})$$

$$\vartheta = CV(\overline{ER}_n) \cdot \overline{ER}_n \quad (\text{B.24})$$

Dans la deuxième couche, les taux d'exploitation propres aux UC sont extraits d'une distribution bêta en utilisant le taux d'exploitation de sortie de la première couche comme moyenne et le CV propre à l'UC définis dans les fichiers d'entrée. La moyenne et les CV sont transformés en paramètres de forme pour les extractions à partir de la distribution bêta (équations B.25-B.28). Les prises sont ensuite calculées en multipliant les ER propres aux UC et les recrues de l'année civile (équation B.29).

$$ER_{y,i,n} \begin{cases} \cdot Beta(o1_{y,i}, o2_{y,i}) & n=\text{Canada} \\ \cdot \overline{ER}_n & n=\text{U.S.} \end{cases} \quad (\text{B.25})$$

$$o1_{y,i} = (ER_{y,n}^{MU})^2 \cdot \left(\frac{1 - ER_{y,n}^{MU}}{\phi_{y,i,n}^2} - \frac{1}{ER_{y,n}^{MU}} \right) \quad (\text{B.26})$$

$$o2_{y,i} = o1_{y,i} \cdot \frac{1}{ER_{y,n}^{MU} - 1} \quad (\text{B.27})$$

$$\phi_{y,i,n} = CV(ER_{y,i,n}) \cdot ER_{y,n}^{MU} \quad (\text{B.28})$$

$$C_{y,i,n} = ER_{y,i,n} \cdot RY_{y,i} \quad (\text{B.29})$$

Les prises du Canada sont divisées en deux parties, soit les pêches ciblant des stocks mixtes et les pêches ciblant des stocks uniques (équations B.30 et B.31). Les pêches ciblant des stocks uniques n'ont pas été incluses dans nos analyses du PRL, paramètre $psi_{y,i} = 1$, où :

$$mC_{y,i} = C_{y,i,n=Canada} \cdot \psi_{y,i} \quad (B.30)$$

$$sC_{y,i} = C_{y,i,n=Canada} \cdot (1 - \psi_{y,i}) \quad (B.31)$$

L'étape suivante consiste à calculer le taux d'exploitation agrégé et le nombre restant de géniteurs (équations B.32 et B.33).

$$ERagg_{y,i} = \frac{\sum^n C_{y,i,n}}{RY_{y,i}} \quad (B.32)$$

$$S_{y,i} = RY_{y,i} \cdot (1 - ERagg_{y,i}) \quad (B.33)$$

B.2.6. Données observées du projet

À cette étape, l'erreur d'observation est ajoutée aux quantités calculées au pas de temps courant. Les erreurs d'observation n'ont pas été incluses dans notre mise en œuvre pour les PRL parce que les PRL étaient obtenus à partir de la dynamique réelle de la population sous-jacente sans erreur d'observation et que la procédure de gestion appliquée (taux d'exploitation constants) ne nécessitait pas d'information sur les abondances observées.

L'erreur d'observation des prises est donnée par une distribution log-normale (équations B.34-B.36), la distribution est tronquée entre les quantiles 0,0001 et 0,9999. Si les prises sont récoltées dans une pêche ciblant des stocks mixtes, une autre erreur logistique multivariée est introduite pour tenir compte de l'incertitude dans le processus d'attribution des stocks (équation B.38).

$$obsC_{y,i,n} = \begin{cases} C_{y,i,n} \cdot u_{y,i,n} & n=U.S. \\ obsmC_{y,i} + obsC_{y,i} & n=Canada \end{cases} \quad (B.34)$$

Prises des pêches canadiennes ciblant des stocks mixtes observées :

$$obsmC_{y,i} = mC_{y,i} \cdot u_{y,i,n} \cdot obspCU_{y,i} \quad (B.35)$$

Prises des pêches canadiens ciblant des stocks uniques observées :

$$obsC_{y,i} = sC_{y,i} \cdot u_{y,i,n} \quad (B.36)$$

$$u_{y,i,n} \sim \log N(0, \sigma_C) \quad (B.37)$$

$$obspCU_{y,i} \sim \text{logistique multivariée} (pCU_{y,i}, \kappa) \quad (B.38)$$

$$pCU_{y,i} = \frac{mC_{y,i}}{\sum^i mC_{y,i}} \quad (B.39)$$

Le nombre observé de géniteurs est donné par une distribution log-normale tronquée entre les quantiles 0,0001 et 0,9999 (équation B.40). Le recrutement observé est la somme des prises observées et du nombre de géniteurs observés (équation B.42). Le taux d'exploitation observé est directement calculé en divisant les prises observées par le recrutement observé (équation B.43).

$$obsS_{y,i} = S_{y,i} \cdot z_{y,i} \quad (B.40)$$

$$z_{y,i} \sim \log N(0, \sigma_S) \quad (\text{B.41})$$

$$obsRY_{y,i} = \sum^n obsC_{y,i,n} + obsS_{y,i} \quad (\text{B.42})$$

$$obsER_{y,i} = \frac{\sum_n obsC_{y,i,n}}{obsRY_{y,i}} \quad (\text{B.43})$$

B.2.7. Exécution de l'évaluation des stocks et calcul des quantités de gestion

Cette prochaine phase de la boucle de projection simule l'analyse de l'évaluation des stocks de saumon. La courbe linéaire simple du stock-recrutement de Ricker est ajustée aux données observées et $\hat{\alpha}_{y,i}$ et $\hat{\beta}_{y,i}$ sont estimés. Encore une fois, cette étape n'a pas été mise en œuvre pour les analyses des PRL, qui utilisaient des points de référence calculés à partir de paramètres sous-jacents réels fournis comme entrées (c'est-à-dire à partir d'une période normative).

$$\log \left(\frac{obsR_{1:y,i}}{obsS_{1:y,i}} \right) = \hat{\alpha}_{y,i} - \hat{\beta}_{y,i} \cdot obsS_{y,i} \quad (\text{B.44})$$

Les quantités de gestion, c'est-à-dire Ggn et $GRMD$ ou les quantiles des géniteurs, peuvent ensuite être recalculées en fonction des paramètres estimés de stock-recrutement et de la série chronologique observée des géniteurs à l'aide de la même procédure décrite à la section B.1.3.

B.2.8. Dynamique des populations du projet

Dans cette section, le recrutement pour l'année d'éclosion en cours est calculé. La première étape consiste à produire les estimations de la survie du stade de smolt à celui d'adulte qui sont utilisées pour projeter le recrutement lorsque le modèle de Ricker avec des covariables de survie est appliqué. Les covariables de survie sont générées à l'aide de la méthode décrite dans la section B.1.2. et les équations B.12 et B.10. Les covariables de survie du stade de smolt à celui d'adulte sont considérées comme constantes dans l'ensemble des UC.

L'étape suivante consiste à calculer la structure par âge des individus en montaison avec une erreur aléatoire, qui suit la même procédure décrite à la section B.1.2. La structure par âge suit une distribution avec la structure par âge moyen et l'écart-type pour chaque UC donnée dans les fichiers d'entrée.

À l'étape suivante, on génère des écarts de recrutement, qui sont calculés avec une distribution normale multivariée, reflétant la covariance du recrutement entre les UC. Le recrutement est ensuite calculé en suivant la même procédure décrite à la section B.1.2. et en utilisant l'équation B.5 pour le modèle de Ricker simple, ou l'équation B.8 pour le modèle de Ricker avec des covariables de survie.

La dernière étape de la boucle de projection consiste à calculer les PRI et PRS réels et observés, qui sont basés sur les quantités de gestion décrites à la section précédente (section B.2.7). Il s'agit soit de points de référence fondé sur le stock-recrutement, soit de points de référence fondés sur le centile, comme il est décrit à la section B.1.3., calculés en fonction de l'abondance réelle et observée des géniteurs.

ANNEXE C. RENSEIGNEMENTS À L'APPUI DE L'ÉTUDE DE CAS SUR LE SAUMON COHO DU FRASER INTÉRIEUR

C.1. ÉVALUATION DE LA REPRÉSENTATIVITÉ DES UC SELON LES CRITÈRES DES LIGNES DIRECTRICES

Nous avons tenu compte des quatre critères définis dans Holt et al. (2023) pour évaluer si l'état de n'importe quelle UC dans cette UGS pouvait être déduit des autres UC ; ces critères comprenaient la similarité dans (i) les menaces, (ii) les conditions et les facteurs environnementaux, (iii) le cycle biologique ; (iv) la capacité de la population. Bien que des états soient disponibles pour toutes les UC de cette UGS, nous examinons l'application de ces critères pour évaluer comment les décisions sur la question de savoir si l'état d'une UC peut être déduit de celui d'autres UC en fonction de ces critères diffèrent des résultats des analyses de sensibilité présentées dans le document principal. Dans le cadre de ces analyses de sensibilité, nous avons examiné comment le retrait d'une ou de deux UC a eu une incidence sur l'estimation du PRL et les évaluations de l'état par rapport au PRL.

Dans une évaluation des menaces pour le saumon coho du Fraser intérieur réalisée dans le cadre de l'évaluation du potentiel de rétablissement de 2018, Arbeider *et al.* (2020) ont classé un ensemble complet de menaces sur une échelle allant d'élevée à moyenne, faible et inconnue. Les principales menaces qui pèsent sur cette UGS sont les activités liées à la foresterie, aux feux de forêt, à l'agriculture et au développement urbain et rural. Les menaces particulières découlant de ces activités comprenaient la modification des surfaces de captage, les effluents de l'agriculture et de la foresterie, et le développement linéaire, qui est défini comme le redressement et la canalisation des cours d'eau (Arbeider *et al.* 2020). Bien que les répercussions d'une activité donnée puissent être plus élevées pour certaines UC que pour d'autres, les menaces interreliées découlant d'activités multiples, ainsi que les effets cumulatifs, signifient qu'il est difficile d'isoler une UC qui subit des menaces différemment des autres. De plus, un développement agricole et linéaire important dans le cours inférieur du Fraser, que tous les saumons cohos du Fraser intérieur empruntent lors de la dévalaison en tant que smolts et où une proportion de juvéniles se développent, signifie qu'il est possible que toutes les UC soient touchées par les menaces découlant de l'agriculture et du développement linéaire.

Lorsque nous avons évalué la similitude des conditions et des facteurs environnementaux entre les UC, nous avons examiné de multiples systèmes de classification des écosystèmes. Le premier système, celui des zones adaptatives marines, s'applique aux habitats fluviaux, estuariens et marins utilisés par les juvéniles et a servi à éclairer la délimitation des UC (Holtby et Ciruna 2007). Pour le saumon coho du Fraser intérieur, toutes les UC appartiennent à la même zone adaptative marine, le détroit de Géorgie, ce qui suggère que les conditions et les facteurs environnementaux des habitats qui s'y trouvent sont communs à toutes les UC. Le deuxième système, celui des zones adaptatives dulcicoles, représente les unités hydrographiques écologiques d'eau douce et a également été utilisé pour délimiter les UC (Holtby et Ciruna 2007). Dans le cas du saumon coho du Fraser intérieur, chaque UC appartient à une zone adaptative dulcicole unique, ce qui est souvent (mais pas toujours) le cas avec la délimitation des UC. Enfin, nous avons examiné les zones biogéoclimatiques obtenues à partir de la classification de la végétation. Les cinq UC du saumon coho du Fraser intérieur comprenaient un mélange de zones biogéoclimatiques et de végétation intérieure, y compris les zones du sapin de Douglas de l'intérieur, des graminées cespiteuses, de l'épinette des montagnes et de l'épinette d'Engelmann. L'UC du moyen Fraser comprenait certaines zones de végétation boréale, comme la zone sub-boréale à pin et la zone

sub-boréale à pin et épinette. L'UC du canyon du Fraser était la seule UC qui comprenait un type de végétation plus côtière, la zone côtière de la pruche occidentale. Cependant, on ne comprend pas bien comment cette différence influencerait sur les conditions et les facteurs environnementaux. Il reste du travail à faire pour mieux comprendre si ces différences sont suffisamment importantes pour influencer sur la représentativité des UC.

Toutes les UC de saumon coho du Fraser intérieur ont le même cycle biologique de trois ans, la proportion de poissons atteignant la maturité à l'âge 3 étant semblable entre les UC.

Enfin, nous utilisons l'estimation de G_{REM} , qui est l'abondance des géniteurs à laquelle le stock se remplace, à partir d'un modèle de Ricker de base (décrit dans le corps principal du document) pour rechercher les différences de capacité d'habitat entre les UC. Les valeurs de G_{REM} variaient de 4 023 (UC du canyon du Fraser) à 14 595 (UC de la Thompson Nord), les valeurs de G_{REM} pour les trois autres UC étant espacées de façon égale dans cette plage (moyen Fraser = 6 925, Thompson inférieure = 8 614, Thompson Sud = 10 498). Étant donné qu'il n'y avait pas de valeurs aberrantes évidentes en ce qui concerne la capacité extrêmement faible ou extrêmement élevée, il n'est pas clair si ces cinq UC réagiraient différemment aux menaces en fonction de la capacité d'habitat seulement.

Selon les similitudes entre les menaces, le cycle biologique, la capacité de la population et certains facteurs environnementaux communs (c'est-à-dire le cours inférieur du fleuve Fraser, l'estuaire et les milieux marins), nous avons trouvé peu d'indicateurs significatifs qui nous auraient empêchés de déduire l'état d'une UC à partir de celui d'une UC voisine avant nos analyses d'études de cas, surtout lorsque les données de plusieurs autres UC sont disponibles pour représenter l'UC sur laquelle il manque des données. Toutefois, la grande diversité des conditions environnementales sur terre, des zones biogéoclimatiques et des événements météorologiques uniques, combinée aux vastes zones généralement comprises dans chaque UC, nécessite une attention particulière lorsqu'on déduit l'état d'une UC. Par exemple, il peut être nécessaire de tenir compte des catastrophes environnementales qui ne touchent que des UC particulières ou des parties d'UC, comme les glissements de terrain, les inondations, les sécheresses et les incendies de forêt, selon la durée des répercussions de ces événements. Un exemple d'événement catastrophique récent est le glissement de terrain de Big Bar, qui n'a touché qu'une sous-population de l'UC du moyen Fraser. Si les répercussions de ce glissement persistent sans atténuation, l'état de l'UC du moyen Fraser ne serait probablement pas couplé avec celui des UC adjacentes. Nous remarquons également que l'UC du canyon du Fraser est peut-être la plus unique en ce sens qu'elle a la plus petite capacité et une zone biogéoclimatique plus côtière, de sorte qu'une attention particulière peut être accordée aux cas où des données à l'échelle de l'UC sont manquantes pour l'UC du canyon du Fraser.

C.2. ESTIMATIONS DES PARAMÈTRES DU MODÈLE BAYÉSIEN DE STOCK-RECRUTEMENT

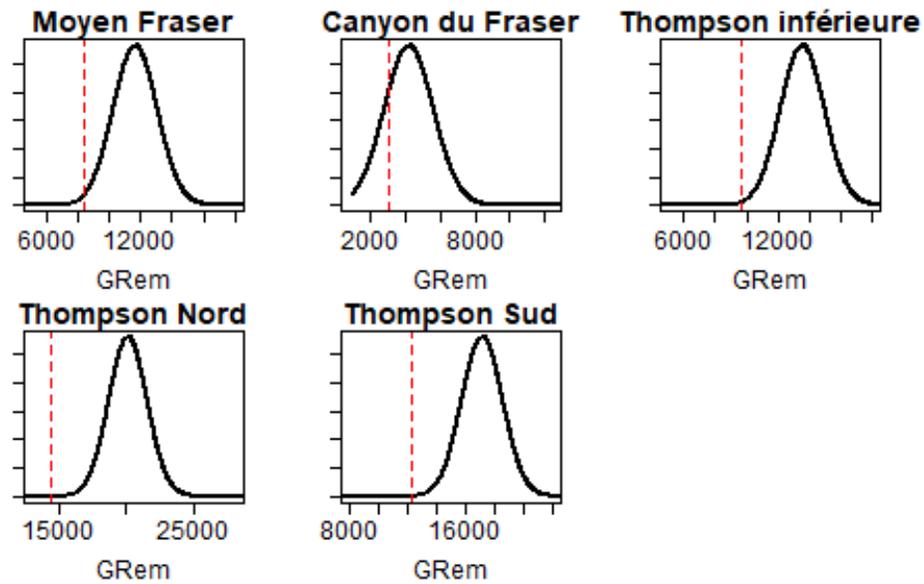


Figure C.1. Distribution a priori pour G_{REM} (le niveau d'abondance des géniteurs auquel le stock se remplace) utilisé lors de l'ajustement du modèle de Ricker_ a prioriCap. La ligne rouge pointillée montre l'estimation correspondant à un maximum de vraisemblance de G_{REM} à partir de l'ajustement du modèle de Ricker de base sur le stock-recrutement. La moyenne de G_{REM} a priori a été fixée à 1,4 fois l'estimation correspondant à un maximum de vraisemblance.

Tableau C.1. Résumé des moyennes de distribution a posteriori et des quantiles (5 %, 50 % et 95 %) pour les paramètres du modèle de stock-recrutement et le PRI fondé sur Ggén selon l'ajustement du modèle de Ricker. Le paramètre « adjProd » est la productivité effective, α' , de l'équation 15 dans le document principal.

CU	Variable	Mean	P05	P50	P95
Moyen Fraser	adjProd	2,3800	1,7300	2,3200	3,2000
	alpha	2,8800	2,2000	2,8700	3,6200
	beta	0,0001	0,0001	0,0001	0,0002
	gamma	0,4200	0,2900	0,4200	0,5600
	Sgen	1 646,0000	870,0000	1 576,0000	2 663,0000
	sigma	0,4500	0,3400	0,4400	0,6000
Canyon du Fraser	adjProd	6,2600	3,1600	5,6700	11,2100
	alpha	3,7900	2,9200	3,7700	4,7300
	beta	0,0004	0,0003	0,0004	0,0006
	gamma	0,4200	0,2900	0,4200	0,5600
	Sgen	314,0000	52,0000	266,0000	748,0000
	sigma	0,7600	0,5700	0,7400	1,0100
Thompson inférieure	adjProd	2,5600	1,5700	2,4500	3,9600
	alpha	2,9300	2,2000	2,9300	3,6900
	beta	0,0001	0,0000	0,0001	0,0001
	gamma	0,4200	0,2900	0,4200	0,5600
	Sgen	1 977,0000	970,0000	1 841,0000	3 429,0000
	sigma	0,5900	0,4500	0,5800	0,7800
Thompson Nord	adjProd	3,1700	2,2900	3,0900	4,2900
	alpha	3,1700	2,5100	3,1600	3,8700
	beta	0,0001	0,0000	0,0001	0,0001
	gamma	0,4200	0,2900	0,4200	0,5600
	Sgen	2 482,0000	1 557,0000	2 409,0000	3 650,0000
	sigma	0,4100	0,3100	0,4100	0,5500
Thompson Sud	adjProd	2,4700	1,5900	2,3700	3,6600
	alpha	2,9100	2,1700	2,8900	3,7000
	beta	0,0001	0,0000	0,0001	0,0001

CU	Variable	Mean	P05	P50	P95
	gamma	0,4200	0,2900	0,4200	0,5600
	Sgen	2 573,0000	1 291,0000	2 365,0000	4 667,0000
	sigma	0,5700	0,4300	0,5600	0,7500

Tableau C.2. Résumé des moyennes de distribution a posteriori et des quantiles (5 %, 50 % et 95 %) pour les paramètres du modèle de stock-recrutement et le PRI fondé sur Ggén selon l'ajustement du modèle de Ricker_aprioriCap. Le paramètre « adjProd » est la productivité effective, α' , de l'équation 15 dans le document principal.

CU	Variable	Mean	P05	P50	P95
Moyen Fraser	adjProd	2,29	1,64	2,22	3,19
	alpha	2,58	1,87	2,57	3,35
	beta	0,00	0,00	0,00	0,00
	gamma	0,37	0,23	0,36	0,51
	Sgen	2 515,00	1 339,00	2 452,00	3 932,00
	sigma	0,52	0,39	0,50	0,69
Canyon du Fraser	adjProd	6,36	3,24	5,80	11,27
	alpha	3,55	2,68	3,53	4,49
	beta	0,00	0,00	0,00	0,00
	gamma	0,37	0,23	0,36	0,51
	Sgen	304,00	53,00	258,00	715,00
	sigma	0,75	0,57	0,74	1,00
Thompson inférieure	adjProd	2,64	1,57	2,47	4,24
	alpha	2,70	1,93	2,68	3,53
	beta	0,00	0,00	0,00	0,00
	gamma	0,37	0,23	0,36	0,51
	Sgen	2 781,00	1 241,00	2 654,00	4 767,00
	sigma	0,67	0,51	0,66	0,89
Thompson Nord	adjProd	3,20	2,15	3,09	4,62
	alpha	2,91	2,19	2,90	3,66
	beta	0,00	0,00	0,00	0,00
	gamma	0,37	0,23	0,36	0,51
	Sgen	3 171,00	1 771,00	3 051,00	5 017,00
	sigma	0,50	0,37	0,49	0,66
Thompson Sud	adjProd	2,35	1,54	2,22	3,56
	alpha	2,59	1,83	2,57	3,41
	beta	0,00	0,00	0,00	0,00

CU	Variable	Mean	P05	P50	P95
	gamma	0,37	0,23	0,36	0,51
	Sgen	4 050,00	2 130,00	3 978,00	6 247,00
	sigma	0,64	0,48	0,62	0,84

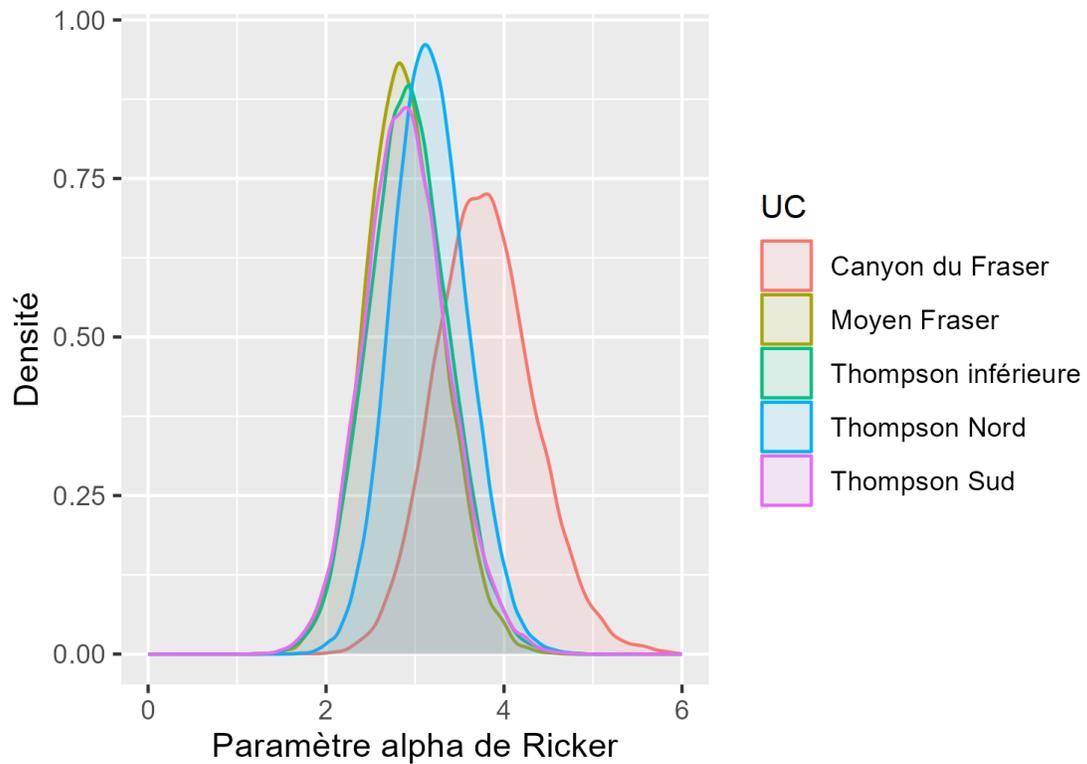


Figure C.2. Distributions a posteriori des paramètres de Ricker α , par UC, obtenues en ajustant le modèle stock-recrutement de base de Ricker.

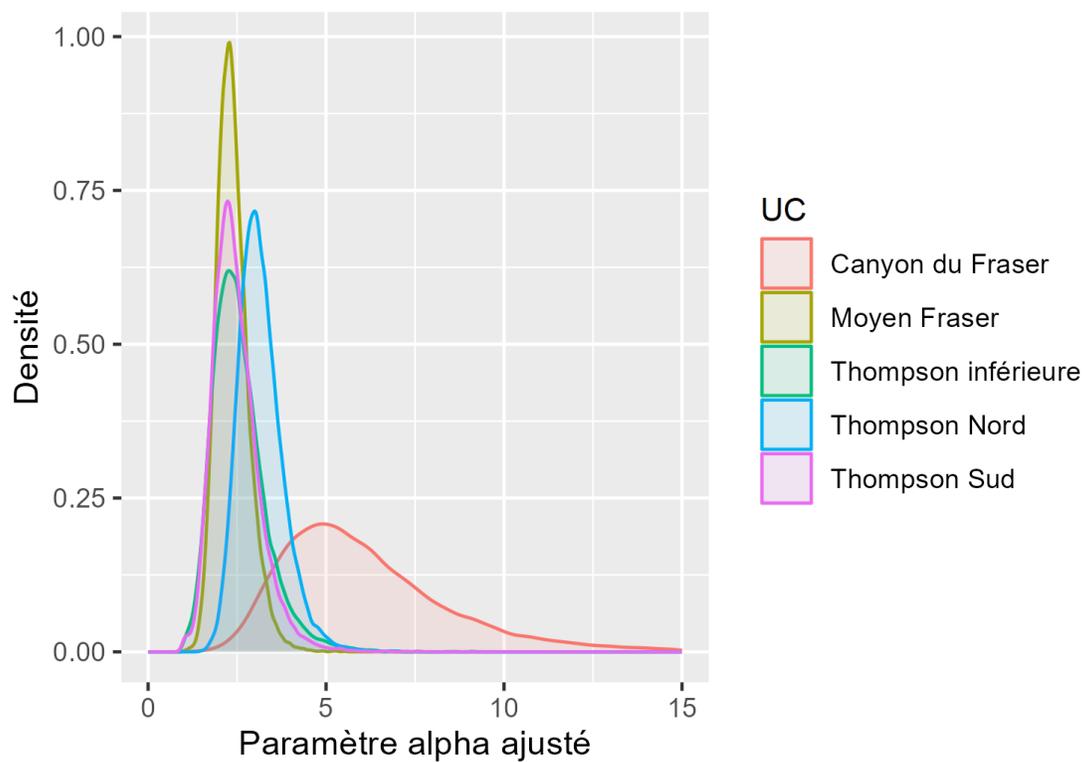


Figure C.3. Distributions a posteriori des paramètres de productivité effective (α'), par UC, obtenues en ajustant le modèle stock-recrutement de base de Ricker.

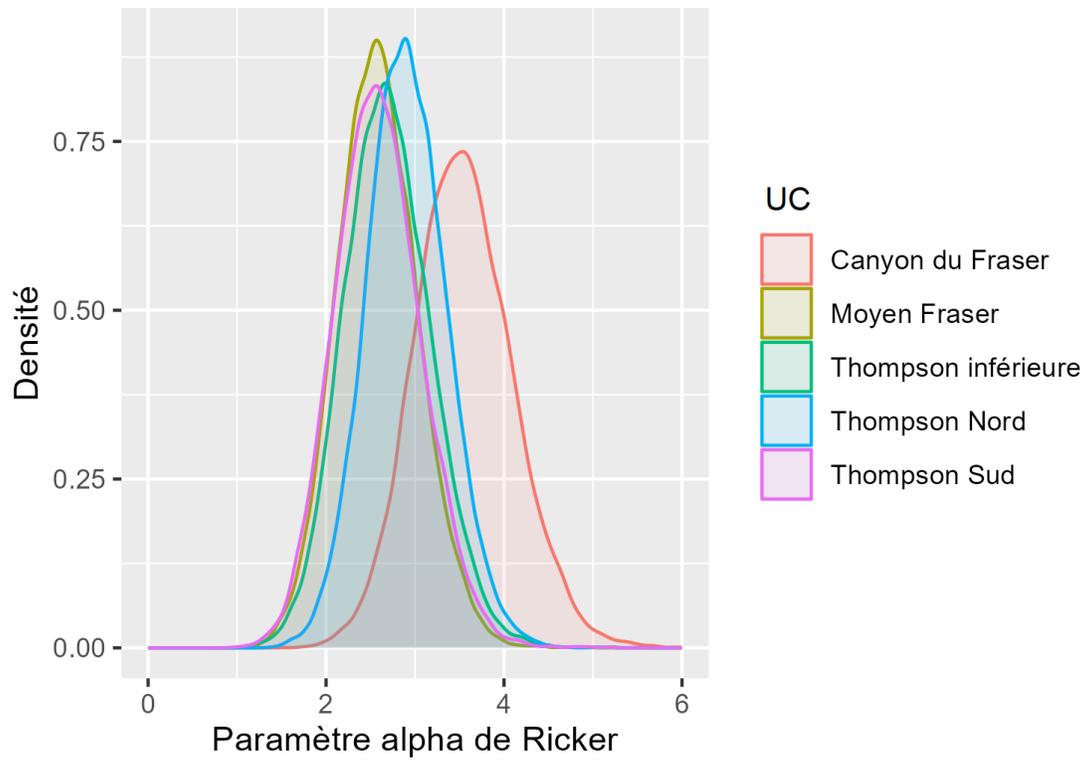


Figure C.4. Distributions a posteriori des paramètres de Ricker α , par UC, obtenues en ajustant le modèle stock-recrutement de Ricker_ *aprioriCap*.

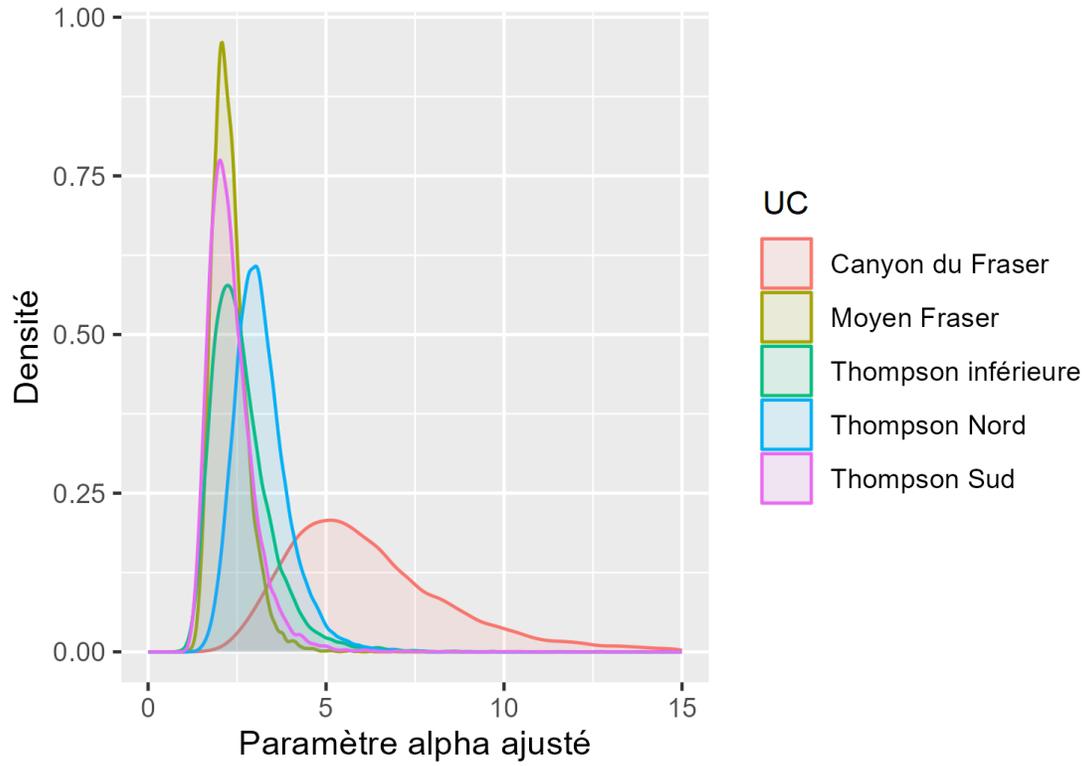


Figure C.5. Distributions a posteriori des paramètres de productivité effective (α'), par UC, obtenues en ajustant le modèle stock-recrutement de Ricker_ *a priori* Cap.

C.3. L'ABONDANCE DES GÉNITEURS PROJETÉE UTILISÉES POUR DES MÉTHODES DU PRL DE PROJECTION

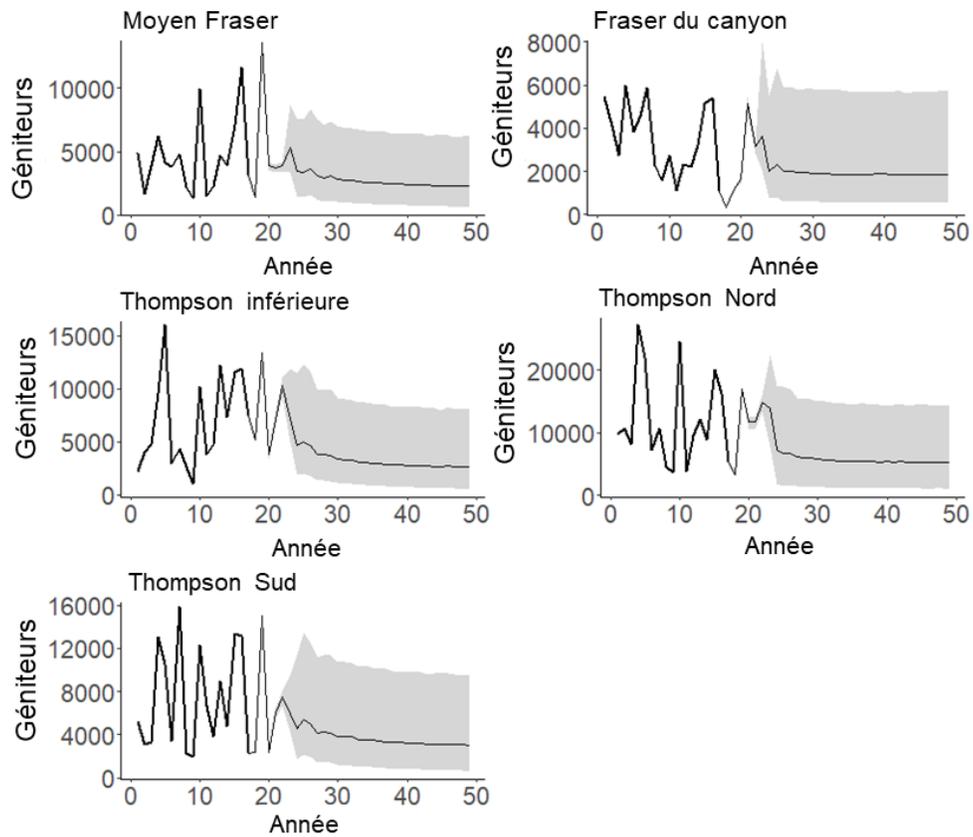


Figure C.6. L'abondance des géniteurs projetée, pour chacun des cinq cohos du Fraser intérieur UCs, utilisé pour développer la PRL de projection sous le modèle de base Ricker. La ligne continue montre la médiane abondance des géniteurs dans une année de projection tandis que l'ombrage gris montre les 10e et 90e centiles d'abondance des géniteurs.

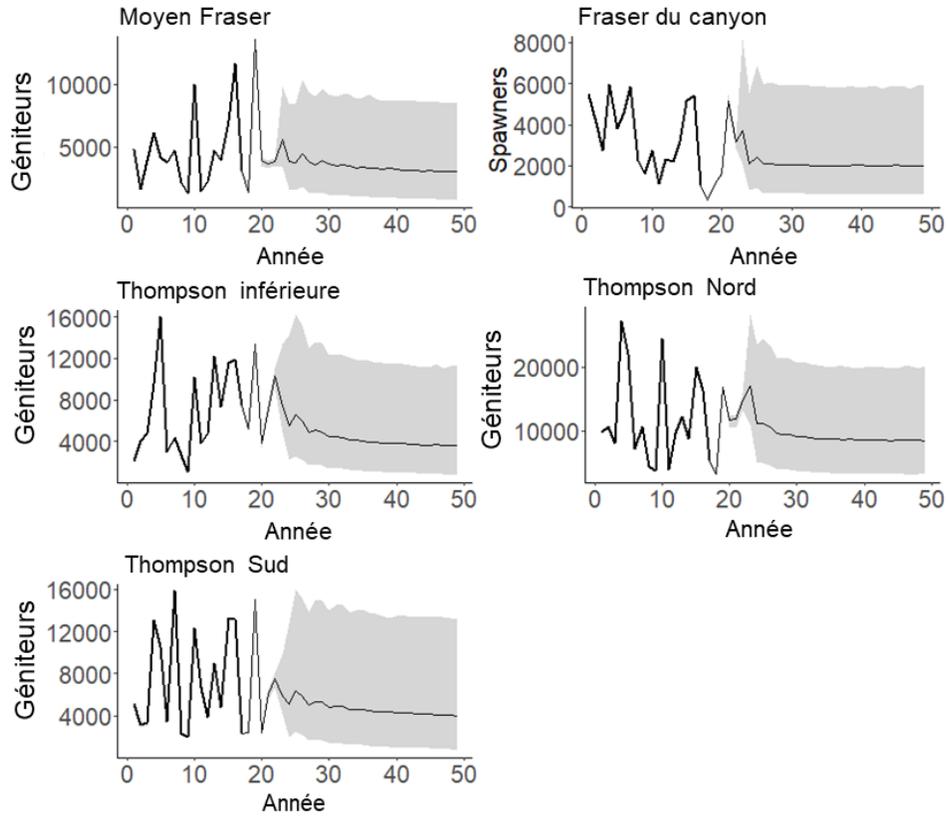


Figure C.7. L'abondance des géniteurs projetée, pour chacun des cinq cohos du Fraser intérieur UCs, utilisé pour développer la PRL de projection sous le modèle de Ricker_aprioriCap. La ligne continue montre la médiane abondance des géniteurs dans une année de projection tandis que l'ombrage gris montre les 10e et 90e centiles d'abondance des géniteurs.

ANNEXE D. SENSIBILITÉ DES PRL DE PROJECTION AUX TAUX D'EXPLOITATION

Pour expliquer le résultat initialement contre-intuitif de la sensibilité des PRL de projection aux taux d'exploitation, nous avons effectué une analyse supplémentaire où les paramètres de stock-recrutement, la productivité ($\log(\alpha)$) et l'abondance des géniteurs au remplacement, G_{REM} ($\log(\alpha)/\beta$) étaient soit variés, soit maintenus constants dans les inlets et les essais de simulation MCCM.

Plus précisément, nous avons évalué la sensibilité des PRL de projection agrégés aux taux d'exploitation selon trois scénarios de rechange, comme appliqués à l'étude de cas sur le saumon chinook de la COIV.

1. On a supposé que toutes les populations d'inlet constituantes comportaient des paramètres de stock-recrutement tirés des mêmes distributions (la moyenne et l'écart-type pour la productivité et G_{REM} comme estimé pour Quatsino, COIV), mais un ensemble unique de paramètres de stock-recrutement a été établi pour chaque inlet et chaque essai (c'est-à-dire que chaque inlet était une répétition des autres avec une variabilité aléatoire). Nous avons choisi de tirer G_{REM} d'une distribution aléatoire au lieu β ou G_{MAX} de Ricker ($1/\beta$) parce que la relation stock-recrutement a été paramétrée avec G_{REM} pour cette étude de cas. Dans les analyses préliminaires de sensibilité, nous avons effectué un échantillonnage à partir d'une distribution aléatoire de valeurs β et avons obtenu des résultats semblables. Nous avons supposé une forte covariation positive des résidus du recrutement entre les inlets avec des corrélations par paires égales à 0,7.
2. Le paramètre de productivité a été fixé à la moyenne de la distribution présumée pour tous les essais et inlets. G_{REM} a été tiré de sa distribution et a permis une variation entre les inlets et les essais. La même distribution de G_{REM} a été utilisée dans les inlets et les essais, comme dans le scénario 1.
3. G_{REM} a été fixé à la moyenne de la distribution entre les inlets et entre les essais. Le paramètre de productivité a été tiré de la distribution et a pu varier entre les inlets et les essais. La même distribution de la productivité a été utilisée pour les inlets et les essais, comme dans le scénario 1.

Nous avons constaté que la sensibilité des PRL de projection aux taux d'exploitation était due à la variabilité de la productivité et, dans une moindre mesure, à G_{REM} entre les inlets. Dans le scénario 1, lorsque nous avons appliqué un taux d'exploitation relativement élevé (45 %), la productivité et G_{REM} avaient tendance à être plus faibles pour les essais aléatoires et les populations d'inlet qui sont tombés sous le PRI pour au moins un an (figure D.1). Les essais aléatoires et les populations d'inlet dont l'abondance est demeurée au-dessus du PRI au cours de la série chronologique avaient tendance à être plus productifs et légèrement plus grands.

Les populations d'inlet et les essais de MCCM à faible productivité ont tendance à avoir des valeurs $G_{gén}$ (PRI) relativement élevées (comme décrit à la section Holt et Folkes (2015)), et donc une fréquence plus élevée de chute sous le PRI. Cette variabilité de la productivité entre les inlets a été associée à des PRL de projection qui étaient sensibles aux taux d'exploitation (figure D.2).

Lorsque la productivité a été fixée à la valeur moyenne parmi les essais aléatoires et les inlets dans le scénario 2, la distribution des paramètres de stock-recrutement pour les essais où les abondances ont chuté sous le PRI était la même ou semblable pour les essais qui restaient au-dessus (figure D.3), et le PRL était insensible au taux d'exploitation (figure D.4).

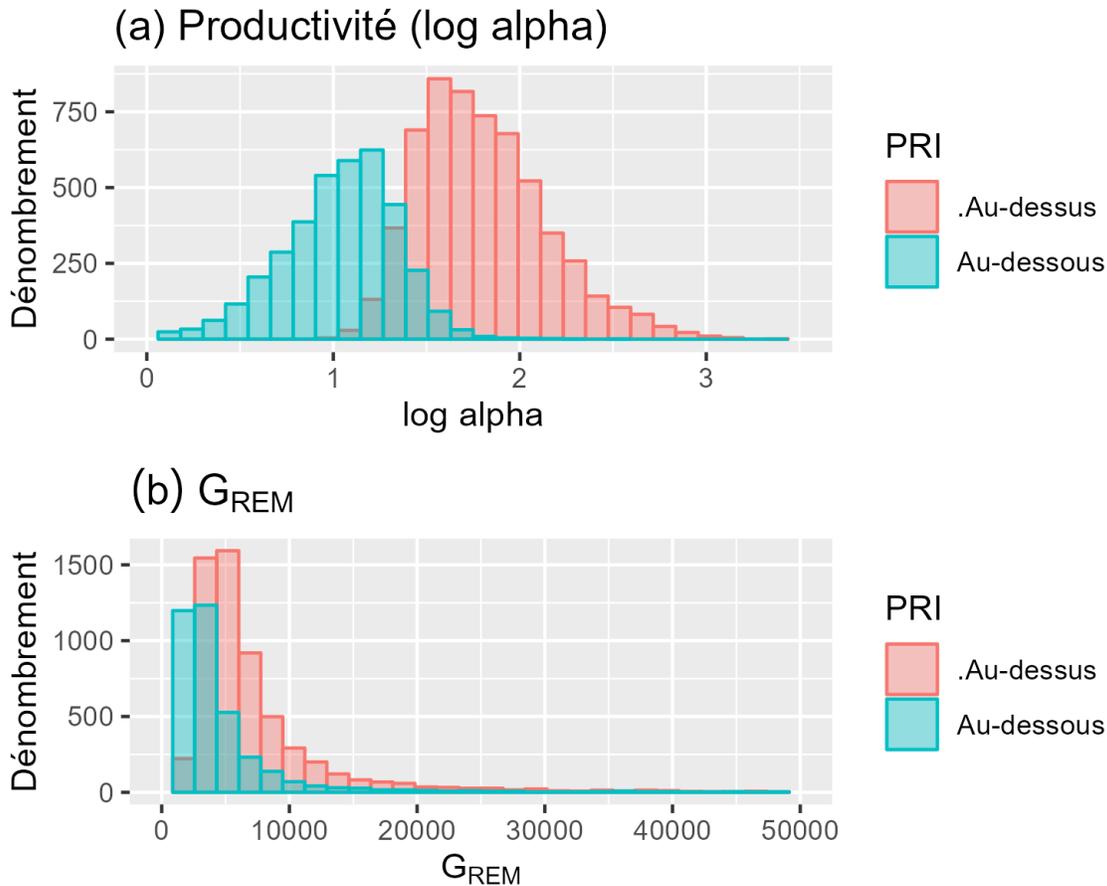


Figure D.1. Distribution (a) de la productivité ($\log \alpha$) et (b) de l'abondance des g niteurs au remplacement, G_{REM} , entre les essais de MCCM, ombr e selon que l'abondance dans cet essai est demeur e au-dessus du PRI (rouge) ou non (bleu), selon un taux d'exploitation de 45%. La productivit  et G_{REM} ont vari  entre les inlets et les essais et ont  t  tir s de distributions communes.

Lorsque G_{REM}  tait fix    la valeur moyenne entre les inlets et les essais al atoires dans le sc nario 3, la productivit   tait plus  lev e pour les inlets et les essais qui demeureraient au-dessus des PRI que pour ceux qui chutaient au-dessous, comme dans le sc nario o  G_{REM} et la productivit  variaient (sc nario 1) (figure D.5). Les PRL variaient en fonction des taux d'exploitation, mais dans une moindre mesure que lorsque la productivit  et G_{REM} variaient (figure D.6).

En nous basant sur ces analyses de sensibilit , nous avons conclu que la variabilit  de la productivit  entre les populations d'inlet constituantes entra ne une variabilit  propre aux populations d'inlet de la sensibilit  aux taux d'exploitation. Les populations d'inlet dont la productivit  est relativement faible tombent plus fr quemment sous leur PRI. Cet effet est accentu  lorsque les taux d'exploitation sont  lev s, ce qui entra ne des divergences d' tat entre les populations d'inlet et une augmentation de l'abondance agr g e est requise pour que toutes les populations d'inlet d passent leur PRI, ce qui se traduit par un PRL plus  lev . Ces r sultats peuvent  tre g n ralis s   d'autres UGS dans la mesure o  les productivit s diff rent d'une UC constituante   l'autre.

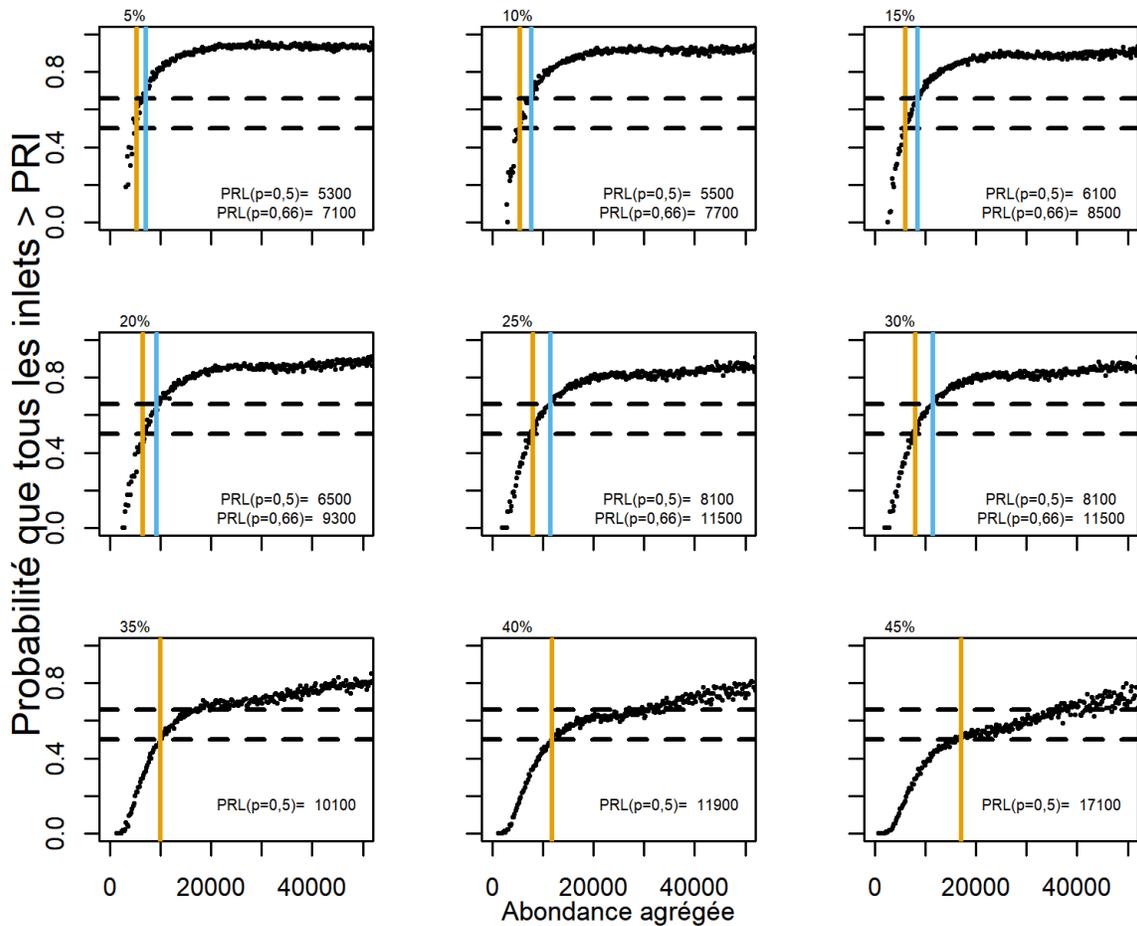


Figure D.2. Probabilité que toutes les populations d'inlet se trouvent au-dessus de leur PRI le long d'un gradient de l'abondance agrégée dans les tranches de 200 poissons, obtenue des projections sur 30 ans et de 10 000 essais de MCCM en fonction d'une gamme de taux d'exploitation moyens de 5 à 45%, en supposant que la productivité et G_{REM} variaient entre les inlets et les essais, et qu'ils sont tirés de distributions communes. Les lignes horizontales pointillées sont à 50% et 66%. Les lignes verticales orange et vert pâle représentent les PRL associées à une probabilité de 50% et 66% que toutes les populations d'inlet soient au-dessus de leur PRI, respectivement. Les PRL à 66% de probabilité ne sont pas indiqués pour les taux d'exploitation supérieurs à 30% en raison de la grande incertitude dans les projections à forte abondance agrégée.

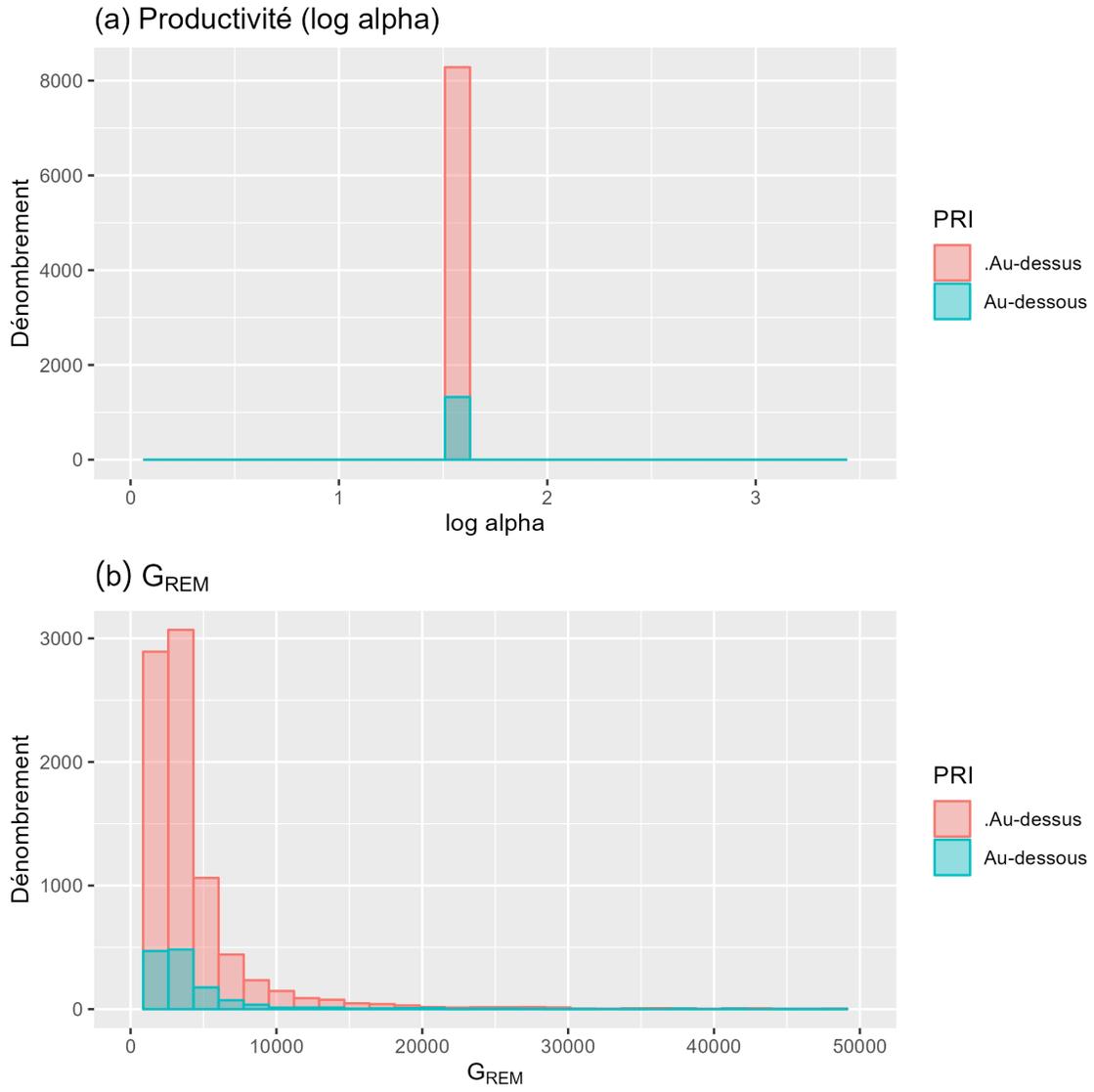


Figure D.3. Distribution (a) de la productivité ($\log \alpha$) et (b) de l'abondance des géniteurs au remplacement, G_{REM} , entre les essais de MCCM, colorées selon que l'abondance dans cet essai est demeurée au-dessus du PRI (rouge) ou non (bleu), selon une exploitation de 45% et une productivité constante entre les inlets et les essais. G_{REM} a été tiré d'une distribution commune entre les inlets et les essais.

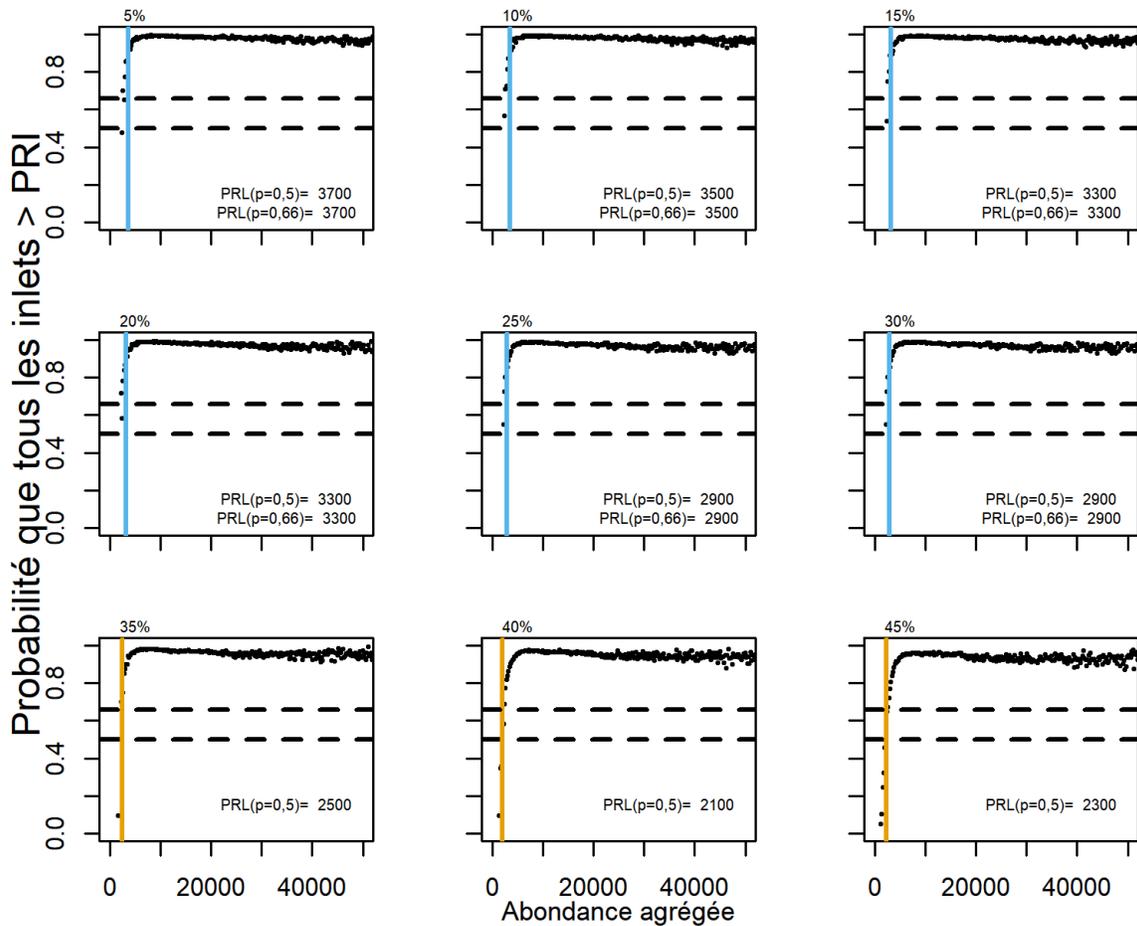


Figure D.4. Probabilité que toutes les populations d'inlet se trouvent au-dessus de leur PRI le long d'un gradient de l'abondance agrégée dans les tranches de 200 poissons, obtenue des projections sur 30 ans et de 10 000 essais de MCCM en fonction d'une gamme de taux d'exploitation moyens de 5 à 45% (dans les neuf panneaux), en supposant la même productivité pour chaque inlet et essai et un G REM qui varie entre les inlets et les essais, tiré d'une distribution commune. Les lignes horizontales pointillées sont à 50% et 66%. Les lignes verticales orange et vert pâle représentent les PRL associées à une probabilité de 50% et 66% que toutes les populations d'inlet soient au-dessus de leur PRI, mais ils sont indifférenciables ici.

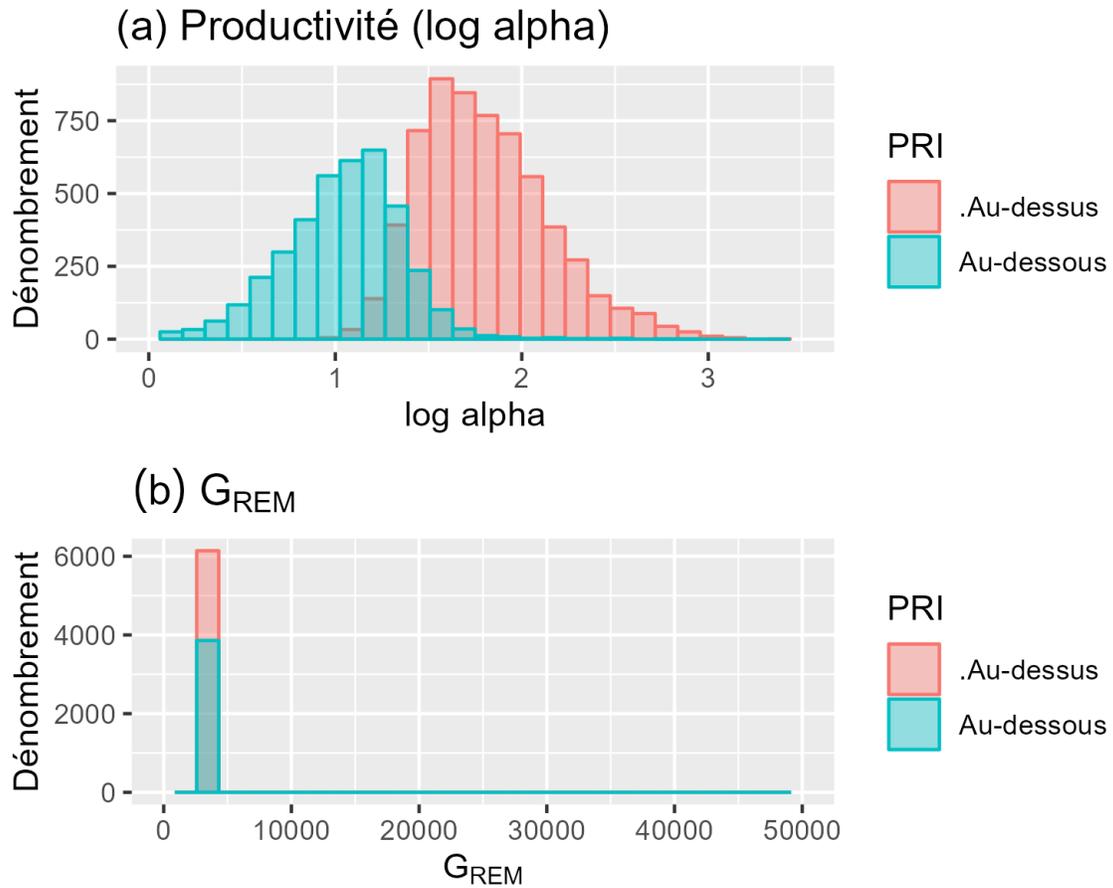


Figure D.5. Distribution (a) de la productivité (log alpha) et (b) de l'abondance des gènes au remplacement, G_{REM} , entre les essais de MCCM, colorées selon que l'abondance dans cet essai est demeurée au-dessus du PRI (rouge) ou non (bleu), selon une exploitation de 45% et G_{REM} constant entre les inlets et les essais. La productivité a été tirée d'une distribution commune entre les inlets et les essais.

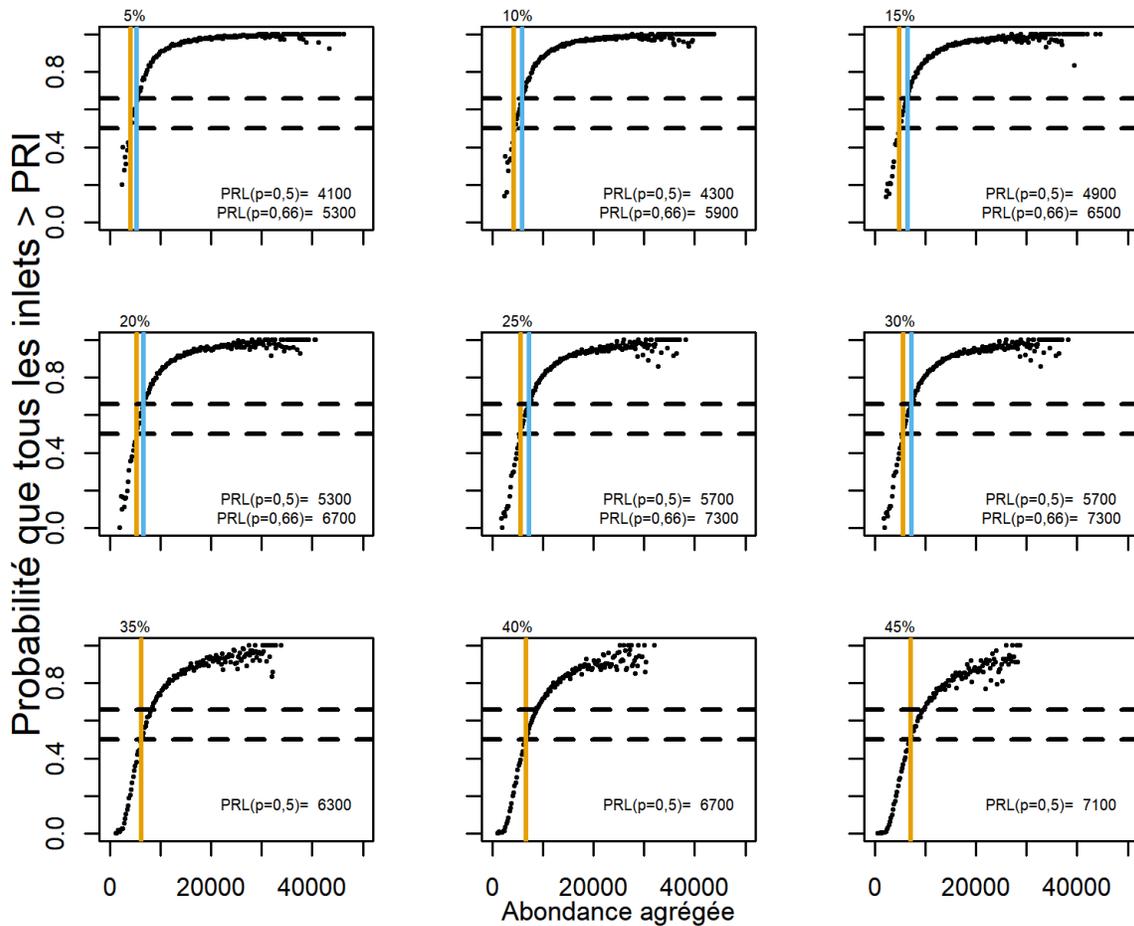


Figure D.6. Probabilité que toutes les populations d'inlets se trouvent au-dessus de leur PRI le long d'un gradient de l'abondance agrégée dans les tranches de 200 poissons, obtenue des projections sur 30 ans et de 10 000 essais de MCCM en fonction d'une gamme de taux d'exploitation moyens de 5 à 45% (dans les neuf panneaux), en supposant le même G_{REM} pour chaque inlet et essai et une productivité qui varie entre les inlets et les essais, tirée d'une distribution commune. Les lignes horizontales pointillées sont à 50% et 66%. Les lignes verticales orange et vert pâle représentent les PRL associées à une probabilité de 50% et 66% que toutes les populations d'inlet soient au-dessus de leur PRI, respectivement.

ANNEXE E. RENSEIGNEMENTS À L'APPUI DE L'ÉTUDE DE CAS SUR LE SAUMON KÉTA DE LA CÔTE SUD INTÉRIEURE

E.1. SOURCES ET TRAITEMENT DES DONNÉES

E.1.1. Échappées de géniteurs

Nous avons utilisé les données sur les échappées de géniteurs de 1953 à 2018. La plupart des données sur les échappées proviennent de la base de données NUSEDs (une petite quantité provient de l'évaluation des stocks du bas Fraser pour les zones 28 et 29, des prises à des fins alimentaires, sociales et rituelles en cours d'eau de certaines Premières Nations et des individus provenant du Programme de mise en valeur des salmonidés du MPO). Le nombre de saumons kétas qui retourner dans leur cours d'eau natal pour frayer est habituellement calculé au moyen de relevés visuels et de barrières ou de fascines sur certains cours d'eau. Le nombre total d'échappées pour chaque cours d'eau correspond habituellement au dénombrement lors de la période de pointe ou à l'estimation de la superficie selon la méthode de calcul de l'aire sous la courbe.

E.1.2. Prises des pêches, génétique et âge

Le nombre de saumons kétas capturés dans la région de la côte sud intérieure a été tiré de la base de données Clockwork du MPO, qui comprend le système d'exploitation des pêches du MPO, les bases de données des bordereaux de vente et les données d'identification génétique des stocks. Les distributions par âge pour chaque année ont été tirées de l'agrégat des pêches du détroit de Johnstone, car les données sur l'âge pour des UC ou des cours d'eau précis n'étaient pas disponibles. Les données sur les prises étaient disponibles pour la période allant de 1954 à 2019. Les données sur la composition par âge étaient disponibles pour la période allant de 1958 à 2018.

E.1.3. Sélection et remplissage des données

Nous avons retiré les poissons de la montaison estivale parce que toutes les données qui entrent dans les travaux de reconstitution des remontes sont associées aux populations qui reviennent à la frayère à l'automne. Les poissons de la montaison estivale représentent une portion relativement mineure de l'abondance totale de ces UC (tableau 11). Comme les poissons d'écloserie ne sont pas marqués de façon visible, aucune série chronologique de la proportion de poissons d'écloserie et d'origine naturelle n'était disponible. Cependant, nous avons supprimé trois cours d'eau en raison d'une mise en valeur élevée : la rivière Qualicum et la rivière Little Qualicum (chenaux de pont) et la rivière Puntledge (écloserie). Les populations de ces cours d'eau ont été mises en valeur à presque 100 %, au moins depuis le début de la mise en valeur à ces endroits. On suppose que les poissons d'écloserie sont une composante relativement petite de la production totale dans les autres réseaux (Lynch *et al.* 2020). Les géniteurs capturés pour la production en écloserie et aux plateaux a également été retirés de l'abondance des géniteurs pour obtenir des séries chronologiques d'échappées « naturelles ».

Après ces retraits, les étapes de préparation des données à analyser étaient les suivantes.

- Compléter les données sur les échappées totales et sauvages par UC et zone (par cours d'eau pour les UC avec observations, par UC pour les années sans observation dans une UC).
- Reconstituer les remontes, ce qui est nécessaire pour estimer la productivité propre à l'UC à partir des modèles de stock-recrutement : – ajouter les prises des pêches par UC et par zone à

l'échappée totale pour estimer le nombre total d'individus en montaison ; – utiliser la proportion échappée naturelle : échappée totale (qui comprend les géniteurs capturés pour la production en écloserie et aux plateaux, et des trois grands cours d'eau avec écloseries), par UC et par zone pour estimer le nombre de poissons sauvages en montaison ; – utiliser les proportions selon l'âge des prises pour estimer l'âge des poissons en montaison et inclure les recrues par année d'éclosion pour chaque UC. Résultat : géniteurs sauvages et recrues correspondantes par année d'éclosion pour chaque UC.

E.1.4. Remplissage des données sur les échappées de géniteurs

Les données que nous avons utilisées comptaient des années où tous les cours d'eau n'avaient pas été l'objet d'un dénombrement. Les valeurs manquantes sur les échappées nécessitent un remplissage à deux fins.

1. Veiller à ce que toutes les UC comportent des estimations annuelles des poissons sauvages en montaison pour alimenter le modèle de reconstitution des remontes, ce qui permet d'estimer les recrues pour chaque année d'éclosion.
2. Créer une série chronologique des échappées de poissons sauvages à l'échelle de l'UC qui peut être utilisée pour calculer l'état par rapport aux points de référence à l'échelle de l'UC, ainsi que les PRL en fonction de l'état des UC.

Deux niveaux de remplissage ont déjà été utilisés pour les UC du saumon kéta de la CSI (Holt *et al.* 2018, figure E.1). Le premier niveau, le remplissage par cours d'eau, est utilisé lorsqu'il y a eu un dénombrement dans certains cours d'eau d'une UC au cours d'une année. Dans ce cas, le remplissage au niveau du cours d'eau se fait en empruntant de l'information provenant d'autres cours d'eau utilisés par la même UC. Le deuxième niveau, le remplissage par UC, est utilisé lorsqu'il n'y a pas de dénombrement de géniteurs pour une UC au cours d'une année donnée. Nous avons dû procéder au remplissage par UC pour obtenir le nombre total de géniteurs à utiliser pour la reconstitution des remontes, mais nous n'avons pas utilisé les UC avec remplissage à l'échelle de l'UC pour calculer les PRL parce que la procédure de remplissage suppose que l'échappée est corrélée entre les UC au cours d'une année donnée.

E.1.4.1. Remplissage par cours d'eau

Cela s'applique aux UC et aux années où il y a eu des dénombrements dans certains cours d'eau de l'UC au cours d'une année donnée. Pour chaque cours d'eau, la moyenne géométrique de l'échappée pour toutes les années a été calculée comme l'échappée moyenne du cours d'eau. Ensuite, l'échappée moyenne totale pour chaque UC de chaque année était la somme des échappées moyennes de tous les cours d'eau. Ensuite, une proportion des échappées suivies chaque année était la somme des échappées moyennes de tous les cours d'eau avec les dénombrements d'une année divisés par la somme des échappées moyennes de tous les cours d'eau (dénombrés et non dénombrés) dans cette UC. L'échappée ayant fait l'objet d'un remplissage pour une UC dans une année donnée était la somme des échappées observées pour cette UC et de l'année divisée par la proportion de l'échappée suivie pour cette UC et de l'année en question.

Le remplissage par cours d'eau représente généralement une faible proportion de l'échappée totale pour chaque UC, à l'exception de l'UC de la baie Howe et de l'inlet Burrard. Cela s'explique en partie par l'augmentation des échappées dans la rivière Cheakamus et la rivière Indian depuis 2000. Cette méthode suppose que l'échappée entre les cours d'eau est corrélée, ce qui n'est pas toujours le cas (voir la figure 4.1 pour les corrélations entre les UC).

E.1.4.2. Remplissage par UC

S'il n'y avait eu aucun dénombrement dans les cours d'eau utilisés par une UC au cours d'une année donnée, une deuxième ronde de remplissage a été effectuée avec un ensemble de données qui avait déjà fait l'objet d'un remplissage par cours d'eau. C'était le cas pour deux UC : inlet Knight supérieur (22 ans : 1979, 1980, 1982, 1984, 1989, 1991, 1996 et 2004 à 2018) et inlet Bute (13 ans : 2005, 2006 et 2008 à 2018). Nous décrivons ce niveau de remplissage ci-dessous, bien qu'il n'ait pas été appliqué à l'établissement des PRL, car il viole les hypothèses d'indépendance entre les UC.

À l'aide de la somme des échappées ayant fait l'objet d'un remplissage par UC pour chaque UC, les UC et les années pour lesquelles il manquait de données ont fait l'objet d'un remplissage en supposant que le nombre total d'échappées par UC était corrélé entre les UC. La procédure était semblable à celle utilisée pour le remplissage par cours d'eau, mais une moyenne géométrique pour chaque UC pour toutes les années a servi pour calculer la proportion de la moyenne pour chaque année, puis pour estimer les échappées pour les deux UC sans observation.

E.1.5. Reconstitution des remontes pour estimer le recrutement

Nous avons reconstitué les remontes pour chaque année d'éclosion afin d'obtenir les recrues des années d'éclosion de 1955 à 2012 (données sur la composition par âge de 1958 à 2018, l'âge minimal des poissons était 3 et l'âge maximal, 6). Dans les analyses préliminaires, nous avons estimé des points de référence fondés sur le stock-recrutement pour ces UC. L'utilisation de points de référence de l'UC fondés sur les paramètres de stock-recrutement – dans ce cas, $G_{\text{gén}}$ – exige de connaître l'abondance des géniteurs et des recrues (progénitures adultes produites par chaque année d'éclosion des géniteurs) pour chaque année d'éclosion (année de fraie). Pour estimer les recrues, il faut connaître l'échappée des géniteurs sauvages, le nombre de poissons sauvages capturés dans les pêches et l'âge de ces poissons.

Pour obtenir ces estimations, on a calculé le nombre total de géniteurs (d'origine sauvage et d'écloserie) selon les méthodes de remplissage décrites ci-dessus (remplissage par cours d'eau et par UC) pour chaque UC et secteur d'exploitation des pêches (figure 37). Le nombre de poissons récoltés dans les pêches (d'origine sauvage et d'écloserie, par UC et secteur d'exploitation des pêches) a été ajouté aux échappées totales afin d'obtenir une estimation du nombre total d'adultes en montaison par UC et secteur d'exploitation des pêches pour chaque année de fraie. Ce nombre total d'individus en montaison a été multiplié par la proportion de géniteurs sauvages dans chaque UC et secteur d'exploitation des pêches en fonction des échappées de géniteurs sauvages et de géniteurs totaux ayant fait l'objet d'un remplissage. Le produit était une estimation des poissons sauvages en montaison (échappée de géniteurs plus prises des pêches) par UC et secteur d'exploitation des pêches pour chaque année d'éclosion. Enfin, la composition par âge du saumon keta récolté dans la pêche agrégée du détroit de Johnstone (âges 3, 4, 5 et 6) a été utilisée pour attribuer les poissons sauvages en montaison aux années d'éclosion. Par conséquent, cette analyse ne tient pas compte de la diversité des âges entre les UC ou les cours d'eau.

À noter que les deux UC nécessitant un remplissage à l'échelle de l'UC ne correspondent qu'à un seul secteur d'exploitation des pêches chacune, ce qui permet la reconstitution des remontes à l'aide des données sur les prises à cette échelle.

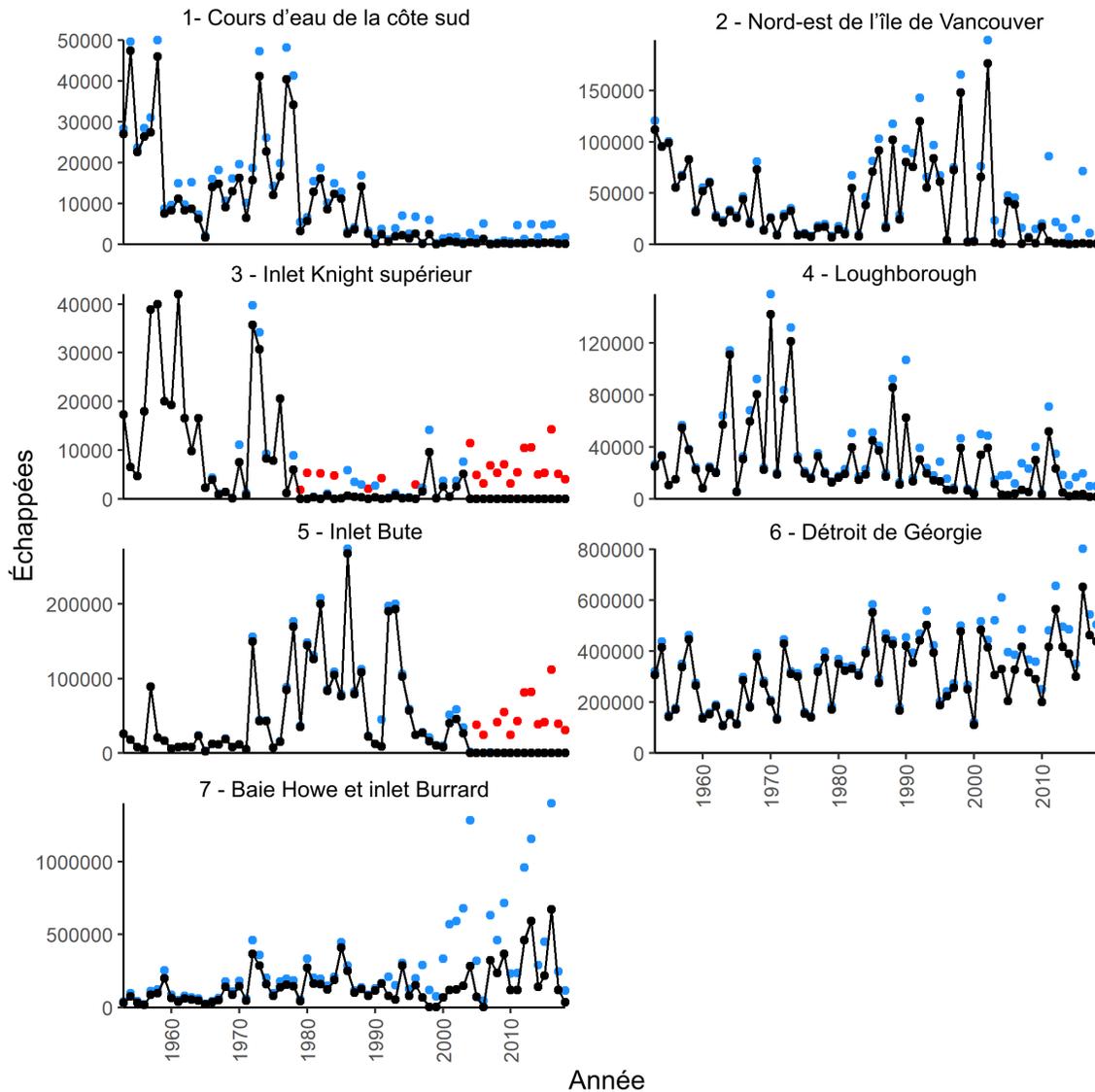


Figure E.1. Échappées des sept unités de conservation de saumon kéta. Les points noirs indiquent les dénombrements réels, les points bleus ont fait l'objet d'un remplissage par cours d'eau et les points rouges ont fait l'objet d'un remplissage par unité de conservation.

E.2. ANALYSE RÉTROSPECTIVE DES POINTS DE RÉFÉRENCE À L'ÉCHELLE DE L'UC

Nous avons effectué une analyse rétrospective à l'aide des données sur le saumon kéta de la CSI afin d'évaluer la façon dont les paramètres et les points de référence de stock-recrutement, $G_{\text{gén}}$ et les points de référence fondés sur le centile, ont changé au fil du temps. Lorsque α , β , et $G_{\text{gén}}$ ont été estimés annuellement en n'utilisant que des données antérieures à cette année-là, les valeurs ont changé au fil du temps, car de plus en plus de données ont été incluses (figures E.3). À noter qu'il ne s'agit pas d'estimations fondées sur un modèle qui tient compte de paramètres variables dans le temps. Les estimations de α , β , et $G_{\text{gén}}$ au cours d'une année donnée proviennent plutôt de l'ajustement d'un modèle de Ricker aux géniteurs et aux recrues

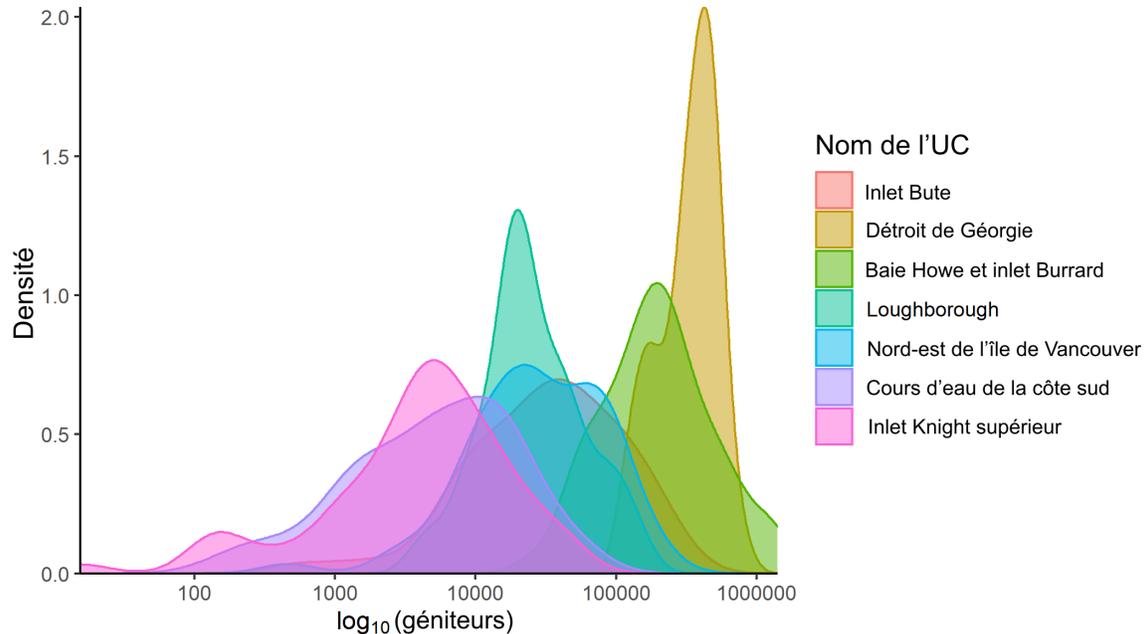


Figure E.2. Densité (histogramme lissé) des échappées pour les sept unités de conservation de saumon kéta. À noter que l'axe des x est à l'échelle logarithmique.

pour toutes les années jusqu'à cette année-là inclusivement, pour chaque UC. Chaque année subséquente comprend une autre année de données. Par conséquent, à mesure que d'autres données sont incluses, les estimations de α , β , et $G_{\text{gén}}$ peuvent changer. Ces résultats doivent être interprétés avec prudence en raison des importants résidus dans les recrues observées par rapport aux recrues prévues. Étant donné que α et β sont corrélés, la signification de toute tendance d'un paramètre doit être interprétée en tenant compte de l'autre paramètre, surtout lorsque les ajustements de modèle comportent des résidus importants. De même, comme α et β déterminent G_{RMD} et $G_{\text{gén}}$, les changements de ces paramètres obtenus peuvent être difficiles à interpréter et peuvent être dus à des changements dans α , β , et leurs valeurs relatives. Les estimations rétrospectives de α et β pour les cours d'eau de la côte sud montrent des baisses au fil du temps. G_{RMD} et $G_{\text{gén}}$ augmentent fortement au cours des premières années en raison de fortes diminutions dans α et β . G_{RMD} diminue ensuite au fil du temps, tandis que $G_{\text{gén}}$ reste relativement stable. Cela s'explique parce que lorsque α diminue au-dessous d'environ 2,5, $G_{\text{gén}}$ diminue, mais lorsque β diminue, $G_{\text{gén}}$ diminue, de sorte qu'une diminution simultanée de α et β peut s'annuler. Cependant, plus α est inférieur à 2,5, moins l'influence de β sur $G_{\text{gén}}$ est importante.

L'augmentation de $G_{\text{gén}}$ pour le nord-est de l'île de Vancouver est principalement attribuable à une augmentation de α de $< 1,5$ à > 2 , puis à une diminution dans β . α pour l'UC de Loughborough affichait des diminutions modestes au fil du temps, et $G_{\text{gén}}$ était relativement stable. L'UC du détroit de Géorgie montre des signes d'augmentation de α , et son estimation de $G_{\text{gén}}$ était assez stable. La valeur de $G_{\text{gén}}$ de l'UC de la baie Howe et de l'inlet Burrard était relativement stable, puis elle a augmenté en raison de la diminution dans α et β .

Malgré les grandes incertitudes entourant les données sous-jacentes sur le recrutement et les points de référence sur le stock-recrutement, nous avons estimé un modèle de régression logistique fondé sur l'abondance agrégée par rapport à l'état des UC à partir de l'abondance

relative des points de référence sur le stock-recrutement. À l'instar de nos résultats pour le modèle de régression logistique basé sur les points de référence fondés sur le centile, l'ajustement du modèle était mauvais, et il ne peut pas être utilisé comme base pour estimer les PRL (figure E.4). Nous avons évalué l'état de façon rétrospective en fonction de points de référence fondés sur le centile, où l'état a été évalué annuellement en fonction de points de référence estimés à partir de données antérieures à cette année (figure E.5).

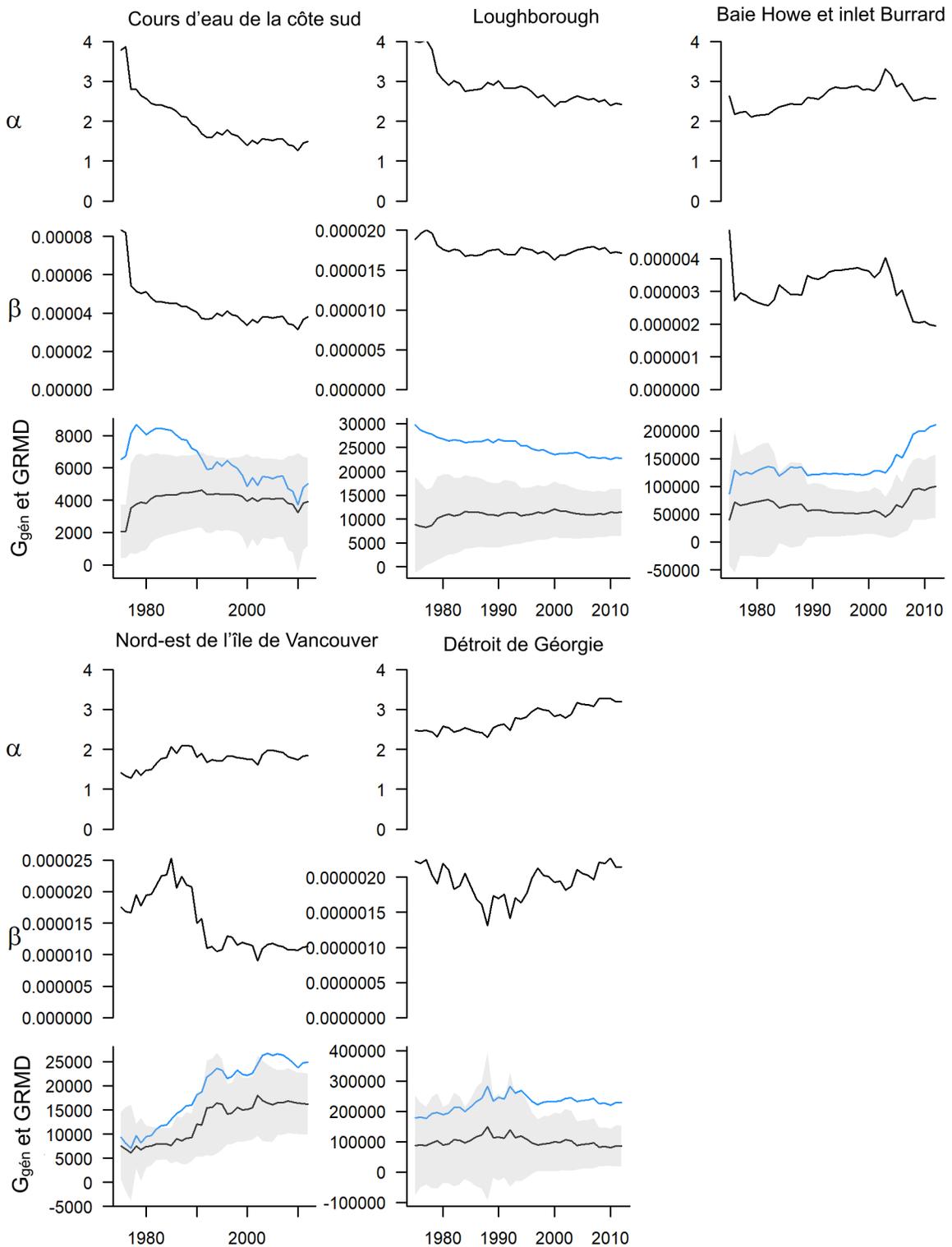


Figure E.3. Estimations rétrospectives de α , β , G_{gn} (ligne noire avec intervalles de confiance en gris) et G_{RMD} (ligne bleue) pour cinq UC dans l'UGS de saumon kéta de la CSI. À noter que l'axe des y est identique d'une UC à l'autre pour α , mais qu'il varie pour d'autres paramètres.

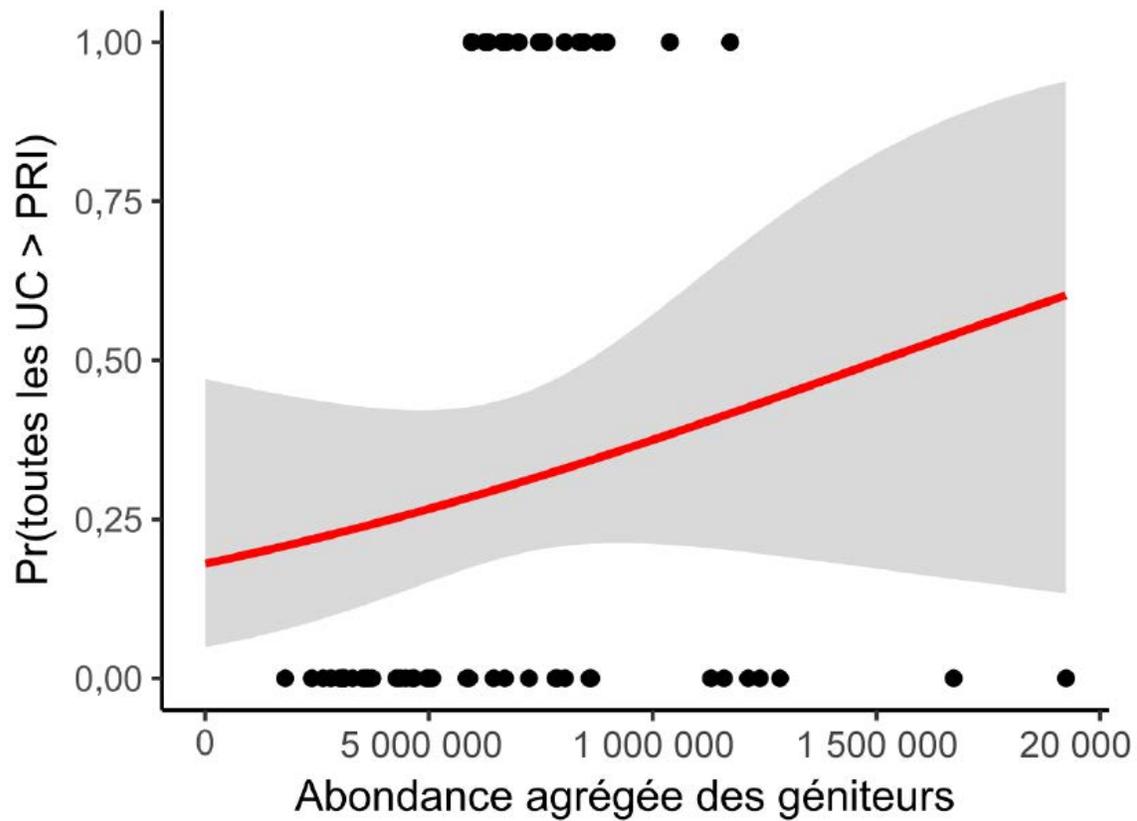


Figure E.4. Régression logistique de la question de savoir si les échappées de toutes les UC constituant se situaient au-dessus des points de référence fondés sur G_{gn} d'après l'abondance agrégée, pour l'UGS de saumon kéta de la CSI. Comprend les cinq UC sans remplissage à l'échelle de l'UC (sans l'inlet Bute ni l'inlet Knight supérieur)

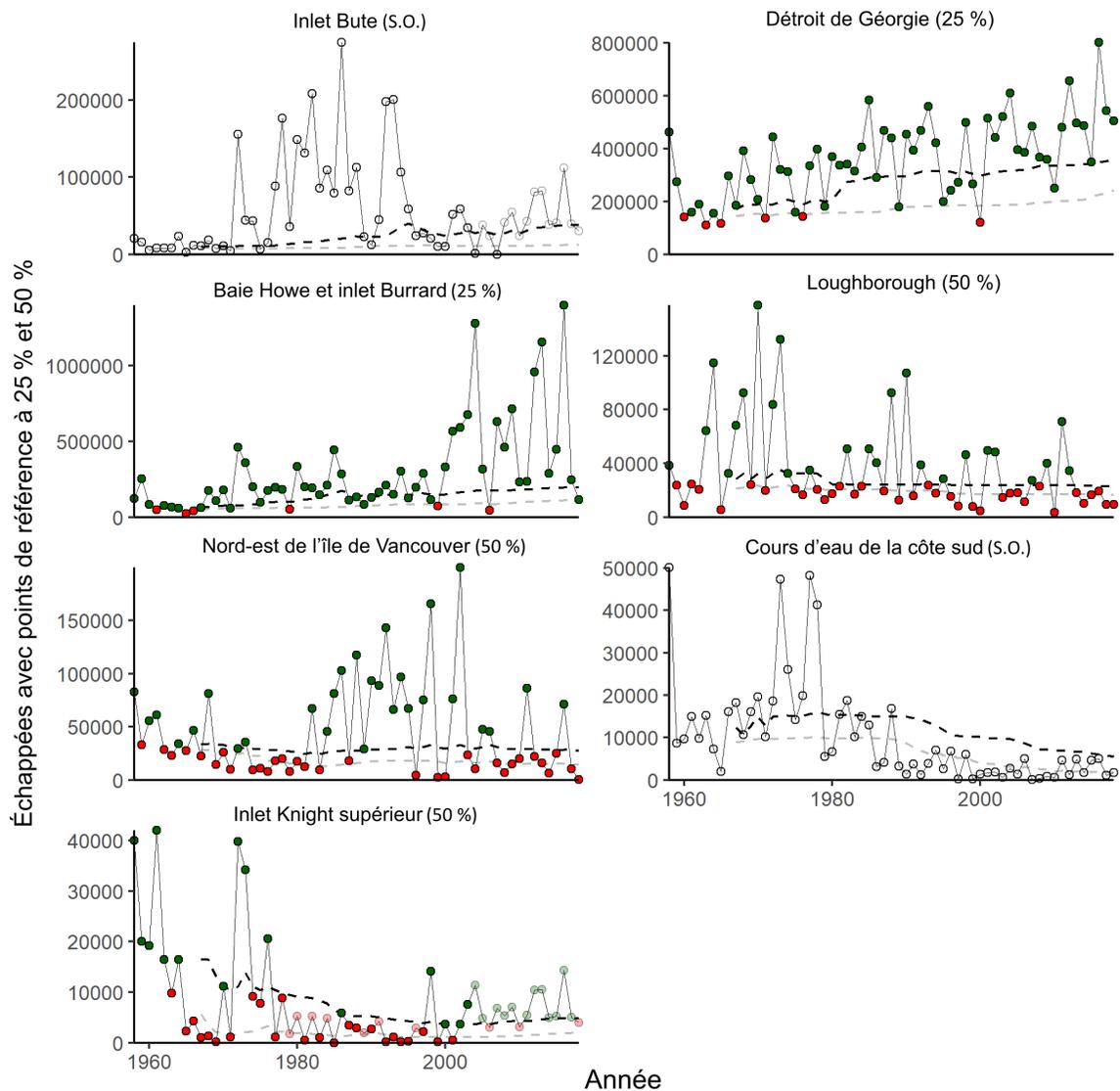


Figure E.5. Les échappées avec des points de référence fondés sur les 25^e et 50^e centiles sont indiquées par des lignes en pointillé grises et noires, respectivement. Les points de référence sont calculés à partir des échappées jusqu'à l'année donnée. Les valeurs qui suivent les noms des UC indiquent le point de référence fondé sur le centile approprié. Les points verts et rouges indiquent l'état au-dessus ou au-dessous du point de référence, respectivement. Les points transparents sont des années avec remplissage à l'échelle de l'UC.