



Pêches et Océans
Canada

Fisheries and Oceans
Canada

Sciences des écosystèmes
et des océans

Ecosystems and
Oceans Science

Secrétariat canadien de consultation scientifique (SCCS)

Document de recherche 2020/035

Région du Pacifique

Estimations de points de référence aux fins de gestion et d'un objectif d'échappée de géniteurs reposant sur des données biologiques pour le stock de saumon rouge de la rivière Taku d'origine canadienne

Sara E. Miller¹ et Gottfried Pestal²

Ministère de la Pêche et de la Chasse de l'Alaska¹
Division des pêches commerciales
Juneau, Alaska

SOLV Consulting Ltd.²
Unit 60607 RPO Granville Park
Vancouver (Colombie-Britannique) V6H 4B9

Avant-propos

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

Publié par :

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

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



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

La présente publication doit être citée comme suit :

Miller, S. E. et Pestal, G. 2020. Estimations de points de référence aux fins de gestion et d'un objectif d'échappée de géniteurs reposant sur des données biologiques pour le stock de saumon rouge de la rivière Taku d'origine canadienne. Secr. can. de consult. sci. du MPO. Doc. de rech. 2020/035. viii + 80 p.

Aussi disponible en anglais :

Miller, S. E., and Pestal, G. 2020. Estimates of a Biologically-Based Spawning Goal and Management Benchmarks for the Canadian-Origin Taku River Sockeye Salmon Stock Aggregate. DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2020/035. vii + 73 p.

TABLE DES MATIÈRES

RÉSUMÉ	viii
1 INTRODUCTION.....	1
1.1 PORTÉE DU PRÉSENT DOCUMENT.....	1
1.1.1 Objectif	1
1.1.2 Définitions.....	2
1.1.3 Approche analytique.....	3
1.1.4 Aperçu du bassin hydrographique de la Taku.....	3
1.1.5 Structure de la population de saumon rouge de la Taku.....	4
1.1.6 Pêches ciblant le saumon rouge de la Taku.....	4
1.2 POINTS DE RÉFÉRENCE POUR LES SAUMONS DU PACIFIQUE.....	4
1.2.1 Cadres de référence.....	5
1.2.2 Points de référence biologiques.....	5
1.2.3 Politique sur la pêche durable du saumon de l'Alaska.....	6
1.2.4 Politique du Canada concernant le saumon sauvage.....	8
1.2.5 Comparaison des deux cadres de référence.....	10
2 MÉTHODES.....	11
2.1 DONNÉES.....	12
2.1.1 Sources de données.....	12
2.2 MODÈLE ÉTAT-ESPACE.....	17
2.2.1 Modèle de processus.....	17
2.2.2 Modèle d'observations.....	19
2.2.3 Ajustement du modèle.....	21
2.3 APERÇU DE L'ANALYSE DE SENSIBILITÉ.....	23
2.3.1 Analyse de sensibilité de la distribution <i>a priori</i> pour le paramètre bêta.....	23
2.3.2 Analyse de sensibilité pour les premières années (de 1980 à 1983) pendant lesquelles il n'y a pas eu d'estimation de l'abondance du stock par capture-recapture.....	23
2.4 PRÉSENTATION DES RÉSULTATS.....	24
2.4.1 Profils de rendement optimal.....	24
2.4.2 Profils de surpêche.....	24
2.4.3 Profils de recrutement maximal.....	24
2.4.4 Rendement durable.....	24
3 RÉSULTATS.....	24
3.1 OUTILS DE DIAGNOSTIC POUR ÉVALUER LE MÉLANGE ET LA CONVERGENCE	24

3.2	ABONDANCE, PRODUCTIVITÉ VARIABLE DANS LE TEMPS, TAUX DE PRISES, COMPOSITION PAR ÂGE ET ÂGE À LA MATURITÉ.....	25
3.3	RENDEMENT, CAPACITÉ ET PRODUCTIVITÉ DU STOCK	25
3.4	ANALYSE DE SENSIBILITÉ DE LA DISTRIBUTION A <i>PRIORI</i> POUR LE PARAMÈTRE BÊTA.....	26
3.5	ANALYSE DE SENSIBILITÉ POUR LES PREMIÈRES ANNÉES (DE 1980 À 1983) PENDANT LESQUELLES IL N'Y A PAS EU D'ESTIMATION D'ABONDANCE PAR CAPTURE-RECAPTURE	27
3.6	POINTS DE RÉFÉRENCE BIOLOGIQUES AUX FINS DE GESTION	27
4	DISCUSSION.....	28
4.1	POINTS DE RÉFÉRENCE BIOLOGIQUES FONDÉS SUR UNE ANALYSE GÉNITEURS-RECRUES	28
4.2	FACTEURS À CONSIDÉRER POUR CHOISIR UN OBJECTIF D'ÉCHAPPÉE DE GÉNITEURS	28
4.3	ESTIMATIONS DE L'ABONDANCE OBTENUES PAR CAPTURE-RECAPTURE DANS UN NOUVEAU CADRE	30
4.4	SOURCES D'INCERTITUDE.....	30
4.5	RÉSUMÉ DES OBJECTIFS DE L'ÉVALUATION.....	33
5	CONCLUSIONS.....	34
5.1	OBJECTIF D'ÉCHAPPÉE DE GÉNITEURS RECOMMANDÉ.....	34
5.2	BESOINS FUTURS EN MATIÈRE DE DONNÉES.....	34
5.3	ORIENTATION POUR LES TRAVAUX FUTURS.....	35
6	REMERCIEMENTS.....	35
7	RÉFÉRENCES CITÉES	36
8	TABLEAUX	42
9	FIGURES	60
	ANNEXE A : CODE DU PROGICIEL RJAGS, OBJETS DE DONNÉES ET NOMBRE D'INDIVIDUS PAR ÂGE (DISTRIBUTION MULTINOMIALE).....	72
	ANNEXE A1 :	72
	ANNEXE A2 :	75
	ANNEXE A3 :	77
	ANNEXE A4 : AJUSTEMENT SELON LE TAUX D'INDIVIDUS NON RECAPTURABLES	78
	ANNEXE B : DISTRIBUTION A <i>POSTERIORI</i> DES PARAMÈTRES DU MODÈLE	80

LISTE DES TABLEAUX

Tableau 1. Correspondance de trois cadres de référence relatifs à l'abondance de géniteurs pour les saumons du Pacifique.	42
Tableau 2. Comparaison entre les approches du ministère de la Pêche et de la Chasse de l'Alaska et du MPO concernant la mise en œuvre des politiques sur le saumon.	43
Tableau 3. Estimation des prises de saumon rouge de la rivière Taku réalisées dans le cadre de la pêche commerciale traditionnelle au filet maillant dérivant réalisée dans le district 111 des États-Unis de 1983 à 2018, et proportions selon l'âge.	44
Tableau 4. Estimation des prises de saumon rouge de la rivière Taku réalisées dans le cadre de la pêche commerciale canadienne en rivière de 1983 à 2018, et proportions de ces prises par âge.	45
Tableau 5. Résumé des estimations de l'abondance obtenues par capture-recapture mises à jour et publiées précédemment (historiques) pour la période de 1984 à 2018 (à l'exception de 1986).	46
Tableau 6. Estimations de Petersen regroupées de l'abondance en rivière du saumon rouge de la rivière Taku obtenues par capture-recapture, et estimations de la composition par âge des individus capturés dans les tourniquets situés à proximité de l'île Canyon, pour la période de 1983 à 2018.	49
Tableau 7. Distributions a priori des paramètres du modèle.	50
Tableau 8. Données utilisées dans l'analyse de sensibilité.	51
Tableau 9. Estimations de l'abondance annuelle du saumon rouge de la rivière Taku obtenues en ajustant un modèle état-espace aux données des années civiles 1980 à 2018.	53
Tableau 10. Abondance de la remonte en zone terminale selon l'âge ($N_{y, a}$) obtenue en ajustant un modèle état-espace aux données sur le saumon rouge de la rivière Taku pour les années civiles 1980 à 2018.	55
Tableau 11. Estimations des paramètres provenant du modèle de Ricker état-espace autorégressif sur le saumon rouge de la rivière Taku pour les années civiles 1980 à 2018.	56
Tableau 12. Médianes a posteriori et coefficients de variation pour les paramètres clés du modèle selon les versions de référence et de rechange de la distribution a priori pour le paramètre bêta.	57
Tableau 13. Médianes a posteriori et coefficients de variation pour les paramètres clés du modèle selon les versions de référence et de rechange des hypothèses sur les estimations de l'abondance obtenues par capture-recapture pour les premières années étudiées.	57
Tableau 14. Sensibilité de l'échappée de référence fondée sur le rendement aux définitions de rechange. Les probabilités liées au rendement optimal (probabilité d'atteindre au moins x % du RMD) correspondent aux probabilités qu'une échappée donnée de géniteurs entraîne des rendements moyens dépassant 70 %, 80 % ou 90 % du RMD.	58

LISTE DES FIGURES

- Figure 1. Carte du bassin hydrographique de la rivière Taku, qui s'étend dans le sud-est de l'Alaska ainsi qu'en Colombie-Britannique, présentant les points d'intérêt clés, y compris les lieux de marquage (île Canyon) et de recapture (pêches canadiennes) associés aux activités de capture-recapture.60
- Figure 2. Estimations ponctuelles (médianes a posteriori; cercles reliés par une ligne pleine) et intervalles de crédibilité à 95 % (zones ombragées) de l'abondance annuelle en rivière (graphique a), de l'échappée annuelle (graphique b) et de l'abondance de la remonte en zone terminale (graphique c) par année civile t , découlant d'un modèle bayésien état-espace pour le saumon rouge de la rivière Taku.61
- Figure 3. Estimations ponctuelles (médianes a posteriori; cercles reliés par une ligne pleine) et intervalles de crédibilité à 95 % (zones ombragées) du recrutement (graphique a) et des résidus de productivité (graphique b) par année civile t , découlant d'un modèle bayésien état-espace pour le saumon rouge de la rivière Taku.62
- Figure 4. Estimation des proportions selon l'âge moyen à maturité (p) par année d'éclosion (de 1974 à 2014; graphique a), proportions de la composition moyenne par âge (q) de la remonte annuelle par année civile (de 1980 à 2018; graphique b) et remonte moyenne en zone terminale selon l'âge pour chaque année civile (de 1980 à 2018; graphique c), découlant d'un modèle bayésien état-espace ajusté aux données sur le saumon rouge de la rivière Taku.63
- Figure 5. Estimations ponctuelles (médianes a posteriori; cercles reliés par une ligne pleine) et intervalles de crédibilité à 95 % (zones ombragées) des taux de prises de saumons issus du frai naturel en amont (graphique a) et en aval de la frontière (graphique b) par année civile t , qui proviennent d'un modèle bayésien état-espace pour le saumon rouge de la rivière Taku (de 1980 à 2018). La médiane a posteriori de $URMD$ est représentée par une ligne de référence horizontale et pointillée dans les graphiques a et b.64
- Figure 6. Relations géniteurs-recrues plausibles (aires ombragées autour de la ligne tiretée) pour le stock de saumon rouge de la rivière Taku, découlant d'un modèle bayésien état-espace ajusté aux données relatives à l'abondance du stock, aux prises et à l'âge des individus pêchés pour la période allant de 1980 à 2018. Relations entre les géniteurs et les recrues plausibles.65
- Figure 7. Courbe logarithmique naturelle du nombre de recrues par saumon rouge de la rivière Taku géniteur pour les années d'éclosion de la période allant de 1980 à 2014.66
- Figure 8. Médianes a posteriori des estimations d'échappée (géniteurs $[G]$) et intervalles de crédibilité à 95 % connexes (lignes verticales) obtenus en ajustant un modèle bayésien état-espace aux données relatives au saumon rouge de la rivière Taku, de 1980 à 2018. ...67
- Figure 9. Profils de surpêche, de recrutement maximal et de rendement optimal pour le stock de saumon rouge de la rivière Taku.68
- Figure 10. Rendement durable prévu (ligne noire pleine) et intervalles de crédibilité à 90 et à 95 % (zones ombragées) en fonction de l'échappée de géniteurs pour le saumon rouge de la rivière Taku.69
- Figure 11. Exemple de la plage d'un objectif d'échappée hypothétique (de 40 000 à 75 000 individus; aire grise) selon laquelle la probabilité que le rendement optimal moyen dépasse 0,80 du RMD est de 0,92 (limite inférieure; ligne horizontale dans le

graphique sur les profils de rendement) et de 0,43 (limite supérieure; ligne diagonale dans le graphique sur les profils de rendement).70

Figure 12. Comparaison entre les estimations de l'abondance obtenues par capture-recapture publiées précédemment (PP; historiques), qui ont été mises à jour et qui n'ont pas été élargies, pour la période de 1984 à 2018 (à l'exception de 1986).71

RÉSUMÉ

L'objectif du présent document est de déterminer une plage d'échappées de géniteurs qui permettraient probablement d'atteindre le rendement maximal durable (RMD) ainsi que des points de référence biologiques appropriés (points de référence aux fins de gestion) pour la gestion du stock de saumon rouge (*Oncorhynchus nerka*) de la rivière Taku d'origine canadienne. Un modèle bayésien état-espace de Ricker, qui est structuré selon l'âge et qui comprend une composante autorégressive à décalage d'un an, a été ajusté aux données de 1980 à 2018 sur les saumons rouges d'origine canadienne de la rivière Taku dont la longueur calculée de la moitié de l'œil à la fourche de la queue est supérieure à 349 mm. Voici des données qui ont été utilisées dans le modèle état-espace :

1. estimations des prises de saumons rouges de la Taku issus du frai naturel ou mis en valeur (provenant d'écloseries) pêchées dans le cours inférieur de la Taku, en amont ou en aval de la frontière entre les États-Unis et le Canada;
2. estimations de Petersen regroupées de l'abondance en amont de la frontière, qui ont été obtenues au moyen d'études de capture-recapture;
3. estimations pondérées de la composition selon l'âge des prises de saumon rouge de la Taku pêchées dans le district 111 des États-Unis, dans le cadre de la pêche commerciale traditionnelle au filet maillant dérivant, et des saumons rouges capturés dans des tourniquets situés à proximité de l'île Canyon, dans le cours inférieur de la Taku.

Des coefficients de variation ont aussi été associés aux sources de données utilisées. On s'est servi du modèle susmentionné pour estimer les valeurs historiques de l'abondance annuelle de la remonte en zone terminale et en rivière, l'abondance de géniteurs, les paramètres stock-recrutement et les points de référence biologiques. L'estimation médiane de l'abondance de géniteurs permettant de maximiser le rendement durable, soit G_{RMD} , était de 43 857 saumons. Une analyse de sensibilité de la distribution *a priori* pour le paramètre bêta du modèle de Ricker a indiqué qu'une distribution uniforme produisait des estimations médianes des données de sortie clés du modèle et des points de référence biologiques qui étaient semblables à celles produites à partir d'une distribution *a priori* normale, et ce, même si le temps de calcul lié à une distribution *a priori* uniforme est nettement plus important. De même, l'utilisation d'une distribution *a priori* normale pour le paramètre bêta sans contrainte d'être supérieure à $1,00 \times 10^{-6}$ a grandement réduit la précision liée aux estimations des points de référence, mais a produit des estimations médianes semblables à celles des données de sortie clés du modèle de référence. Une analyse de sensibilité pour les premières années (de 1980 à 1983) a permis de conclure que l'incertitude liée aux données du modèle pour ces années pourrait biaiser l'estimation de G_{RMD} à la baisse. D'après les analyses liées au modèle état-espace, les facteurs à considérer concernant l'incertitude associée à la courbe stock-recrutement et le contraste minimal au sein de la série chronologique en question, le GT Taku a recommandé un objectif d'échappée dont la plage s'étend de 40 000 à 75 000 saumons du frai naturel. Cette plage fournit une probabilité supérieure à 50 % que le rendement soit d'au moins 70 % du RMD à long terme, pour les limites supérieure et inférieure, et réduit le plus possible le risque de surpêche (probabilité de surpêche de moins de 10 % pour la limite inférieure si le rendement optimal correspond à au moins 80 % du RMD).

1 INTRODUCTION

1.1 PORTÉE DU PRÉSENT DOCUMENT

1.1.1 Objectif

L'objectif du présent document est de fournir un avis scientifique concernant l'élaboration d'un objectif d'échappée de géniteurs reposant sur des données biologiques pour le stock de saumon rouge (*Oncorhynchus nerka*) de la rivière Taku d'origine canadienne. L'objectif d'échappée doit être fondé sur le rendement maximal durable (RMD) et les points de référence connexes doivent être conformes à l'[approche de précaution](#) ainsi qu'à la *Politique concernant le saumon sauvage* (PSS) de Pêches et Océans Canada (MPO) et à la politique sur la pêche durable du saumon de l'Alaska (règlements de l'Alaska Board of Fisheries; *Policy for the Management of Sustainable Salmon Fisheries* : 5 AAC 39.222 et *Policy for Statewide Salmon Escapement Goals* : 5 AAC 39.223). L'avis scientifique est fondé sur les estimations relatives aux prises issues de la pêche en zone terminale et aux remontes en rivière, en amont de la frontière, qui sont calculées depuis près de quatre décennies. Grâce à l'avis concernant les points de référence biologiques, on pourra mener une future évaluation de la situation afin de respecter les exigences décrites dans l'approche de précaution et la PSS du Canada (voir MPO, 2005; Holt, 2009; Grant *et al.*, 2011), et dans la politique sur la pêche durable du saumon de l'Alaska (Munro, 2019).

Voici les objectifs précis liés à l'évaluation.

Objectif 1 : Déterminer l'échappée de géniteurs qui permettrait d'atteindre le RMD pour le stock de saumon rouge de la Taku.

Objectif 2 : Déterminer les points de référence biologiques appropriés pour la gestion du stock de saumon rouge de la Taku.

Ces objectifs proviennent principalement d'une obligation figurant dans les dispositions les plus récentes du chapitre 1 de l'annexe IV du Traité sur le saumon du Pacifique; celle-ci impose l'établissement d'un objectif d'échappée fondé sur le RMD bilatéralement convenu avant le début de la saison de pêche 2020. Voici ce qui est indiqué dans le paragraphe 3b)(i)(B) :

(B) Les parties doivent rédiger un rapport technique conjoint et l'examiner à l'aide de leur mécanisme respectif. Ce rapport servira à établir, avant le début de la saison de pêche 2020, un objectif d'échappée fondé sur le rendement maximal durable bilatéralement convenu pour le stock de saumon rouge de la Taku. [traduction]

Le Conseil transfrontière a besoin de recommandations sur l'objectif d'échappée à l'échelle du stock afin d'appuyer le régime de gestion et d'évaluation du stock, qui a été élaboré par le Comité technique transfrontière conjoint des parties. L'objectif d'échappée de géniteurs historique, établi en 1985, était de 75 000 individus et la plage connexe allait de 71 000 à 80 000 individus. En février 2019, les parties ont convenu d'un objectif provisoire révisé pour la saison de pêche 2019 qui était fondé sur l'objectif historique; pour établir celui-ci, on a ajusté l'objectif historique à la baisse de 22 % afin de tenir compte des taux de saumons rouges non recapturables par le passé, observés dans le cadre d'études par radiotélémétrie menées en 1984, 2015, 2017 et 2018 (TTC, 2019). La plage de l'objectif provisoire allait de 55 000 à 62 000 individus, et l'objectif de gestion était de 59 000 individus.

Le groupe de travail sur le saumon rouge de la Taku (ci-après appelé « GT Taku ») est formé de membres de Pêches et Océans Canada (MPO), du ministère de la Pêche et de la Chasse de l'Alaska et de la Première Nation des Tlingit de la rivière Taku, ainsi que de spécialistes des techniques d'estimation par marquage-recapture du Canada et des États-Unis. Ce groupe a élaboré les deux objectifs susmentionnés et a mené un examen parallèle. En effet, sous la supervision du Conseil transfrontière, il a examiné le programme d'évaluation du stock de saumon rouge de la Taku afin de respecter une obligation figurant dans le paragraphe 3b)(i)(C) du chapitre 1 de l'annexe IV du Traité sur le saumon du Pacifique.

(C) Le programme d'évaluation du stock de saumon rouge de la Taku sera examiné par deux spécialistes des techniques d'estimation par marquage-recapture (chaque partie a choisi un spécialiste). Les parties devront demander à ces spécialistes de leur fournir une recommandation conjointe sur des améliorations à apporter au programme existant, y compris concernant la façon de traiter les hypothèses de marquage-recapture inhérentes afin qu'on puisse réduire au minimum les biais possibles avant le début de la saison de pêche de 2020. [traduction]

Il a fallu deux ans pour réaliser ce processus, qui a été financé par le Northern Endowment Fund de la Commission du saumon du Pacifique.

Les stocks de saumon rouge de la Taku ont été regroupés en unités de conservation (UC) dans le cadre des évaluations de la situation de l'espèce au Canada menées aux termes de la PSS du MPO, mais les UC du saumon rouge de la Taku sont actuellement regroupées en un seul stock aux fins de gestion (p. ex., remonte en cours de saison, objectif d'échappée de géniteurs; voir la section 1.2.4 sur la *Politique concernant le saumon sauvage* du Canada). Les analyses figurant dans le présent avis scientifique sont principalement effectuées à l'échelle de ce stock. Dans l'avis, toutes les occurrences du mot « frontière » font référence à la frontière entre le Canada et les États-Unis dans le cours inférieur de la rivière Taku. Les estimations de l'abondance de saumon rouge déterminées au moyen de la méthode de capture-recapture ne comprennent pas les individus ayant une longueur calculée de la moitié de l'œil à la fourche de la queue inférieure à 350 mm. Par conséquent, l'objectif d'échappée et les points de référence connexes concernent les saumons issus du frai naturel pour lesquels la longueur calculée de la moitié de l'œil à la fourche est supérieure à 349 mm.

1.1.2 Définitions

- Retour : Regroupement de saumons sur plusieurs années qui représente les survivants adultes nés la même année.
- Remonte : Nombre total de saumons matures qui quittent les milieux de croissance océaniques et migrent vers des frayères situées en eaux douces lors d'une année civile donnée; ce nombre comprend des saumons issus de diverses années d'éclosion.
- Capture : Tous les individus pêchés, qu'ils soient conservés ou remis à l'eau.
- Prise : Tous les individus pêchés et conservés.
- Remonte en zone terminale : Abondance des saumons rouges qui entrent dans la Taku, y compris les prises réalisées en eaux marines dans le cadre de la pêche commerciale traditionnelle au filet maillant dérivant dans le district 111 des États-Unis et de la pêche à la senne coulissante dans la zone de pêche spéciale du port d'Amalga.
- Abondance en rivière : Abondance des saumons rouges passant par le site d'évaluation de l'île Canyon et se rendant au Canada.

-
- Saumon non recapturable : Individu qui a été marqué à un tourniquet près de l'île Canyon, mais qui n'a pas traversé la frontière; il s'agit notamment des saumons marqués tués par des prédateurs, des saumons frayant en aval de la frontière et des saumons morts à la suite d'activités de pêche, de manipulation et de marquage menées aux tourniquets situés à proximité de l'île Canyon.
 - Stock : Groupe de saumons rouges présents dans une frayère donnée.

1.1.3 Approche analytique

On a analysé les données liées aux relations entre les géniteurs et les recrues chez le saumon rouge de la Taku au moyen d'un modèle bayésien état-espace géniteurs-recrues de Ricker (Ricker, 1954) qui comprend une composante autorégressive à décalage d'un an et qui est structuré selon l'âge. Un modèle état-espace est un modèle en série chronologique qui présente les variables observées et les états non observés. L'utilisation d'un modèle bayésien état-espace structuré selon l'âge permet de tenir compte de la variation du processus (fluctuations naturelles) concernant la productivité du stock, le recrutement et l'âge à la maturité, indépendamment des erreurs d'observation (incertitude associée à la mesure des données observées) liées à la taille des remontes, au nombre de prises et à la composition du stock selon l'âge, et permet de tenir compte des données manquantes. De plus en plus, de tels modèles remplacent les méthodes habituelles permettant d'analyser les relations géniteurs-recrues chez les saumons du Pacifique (p. ex., Bernard et Jones III, 2010; Schmidt et Evans, 2010; Eggers et Bernard, 2011; Fleischman *et al.*, 2013; Fleischman et Reimer, 2017). Les points de référence biologiques (p. ex., 80 % de G_{RMD} , G_{RMD} , G_{MAX} , G_{GEN} , G_{EQ}) ont été estimés en fonction d'échantillons issus des distributions *a posteriori*. On a également mené des analyses de sensibilité de la distribution *a priori* pour le paramètre bêta et les données des premières années (de 1980 à 1983).

1.1.4 Aperçu du bassin hydrographique de la Taku

La rivière Taku est un cours d'eau transfrontière qui coule depuis le plateau de Stikine, situé dans le Nord-Ouest de la Colombie-Britannique. La jonction de deux principaux affluents, les rivières Inklin et Nakina, à environ 50 km en amont de la frontière entre l'Alaska et la Colombie-Britannique, forme le cours principal de la Taku. Cette rivière coule vers le sud-ouest depuis cette jonction; elle passe par les montagnes de la chaîne Côtière pour venir se jeter dans l'inlet Taku, situé dans le Sud-Est de l'Alaska, environ 30 km à l'est de Juneau (sous-district 111-32) (figure 1). La majorité du bassin hydrographique de la Taku, d'une superficie de 17 000 km², se trouve au Canada (Neal *et al.*, 2010). La rivière accueille l'une des plus importantes montaisons de saumon rouge du nord de la Colombie-Britannique et du Sud-Est de l'Alaska; des saumons rouges frayent dans l'ensemble du bassin hydrographique, dans des milieux fluviaux et lacustres.

L'eau de la rivière Taku est trouble. En hiver (de novembre à mars), le débit de la rivière est d'environ 49 à 196 m³/s à la station d'enregistrement du niveau des eaux de l'U.S. Geological Survey (USGS) située dans le cours inférieur de la Taku, près de l'île Canyon (USGS, 2019a; de 1988 à 2018). En avril et en mai, le débit d'eau augmente, atteignant une moyenne maximale de 890 à 1 000 m³/s en juin. Le débit demeure élevé en juillet, mais chute à environ 500 m³/s à la fin d'août. Des augmentations soudaines du débit dans le cours inférieur de la rivière sont dues au *jökulhlaup*, soit la libération des eaux retenues par les glaces le long du glacier Tulsequah (Kerr, 1948; Marcus, 1960). Ces crues se produisent habituellement une ou deux fois par année, entre juin et septembre. Lors de celles-ci, les niveaux d'eau fluctuent considérablement et la rivière comporte une quantité importante de débris. Entre 1987 et 2003, la majorité des crues annuelles les plus importantes causées par le *jökulhlaup* ont eu lieu en

août (53 %). De 2004 à 2018, seules les crues annuelles les plus importantes causées par le *jökulhlaup* ont eu lieu en août, mais la majorité des crues se sont produites en juillet (53 %) (USGS, 2019b). Lors des années hydrologiques 1987 à 2018, le débit correspondant aux crues instantanées causées par le *jökulhlaup* pouvait atteindre jusqu'à 3 200 m³/s (22 juillet 2007; USGS, 2019b).

1.1.5 Structure de la population de saumon rouge de la Taku

Le stock de saumon rouge de la Taku d'origine canadienne est actuellement décrit comme le regroupement de cinq stocks de saumon rouge. À l'heure actuelle, on retrouve quatre stocks principaux de saumon rouge de type lacustre dans le bassin hydrographique de la Taku. À partir de l'embouchure de la Taku en allant vers l'amont, ces stocks sont : lac King Salmon; lac Kuthai; lac Little Trapper; lac Tatsamenie (Aaron Foos, MPO, Whitehorse, comm. pers.). Chacun d'entre eux fait l'objet d'une évaluation et d'un suivi individuels (TTC, 2019b). Les stocks restants sont actuellement regroupés et forment le stock de saumon rouge de type fluvial. Les cinq stocks en question ont été identifiés au fil des ans grâce à des observations du cycle vital, à une analyse des écailles (Heinl *et al.*, 2014) et à des techniques d'identification génétique des stocks (Beacham *et al.*, 2004; Rogers Olive *et al.*, 2018;).

1.1.6 Pêches ciblant le saumon rouge de la Taku

Les prises de saumons rouges retournant dans le bassin hydrographique de la Taku sont principalement réalisées dans le district 111 des États-Unis, dans le cadre de la pêche commerciale traditionnelle au filet maillant dérivant (ci-après appelé « pêche au filet maillant dans le D111 ») effectuée dans l'inlet Taku (sous-district 111-32), et dans le cadre de la pêche commerciale en rivière au Canada. D'autres prises de saumon rouge sont issues de la pêche à des fins personnelles en rivière aux États-Unis, une pêche expérimentale et d'évaluation, et de la pêche autochtone à des fins alimentaires, sociales et rituelles au Canada (ci-après appelée « pêche autochtone »). On gère principalement la pêche au filet maillant dans le D111 afin de cibler des saumons rouges et des saumons cohos (*O. kisutch*) sauvages (issus du frai naturel), et depuis peu, des saumons kétas (*O. keta*) mis en valeur, issus d'écloseries de l'Alaska régies par des programmes de mise en valeur. Lors des années où il y avait un surplus de production, les saumons chinooks (*O. tshawytscha*) ont aussi été ciblés. Les saumons roses (*O. gorbuscha*) sont aussi pêchés et vendus alors que les prises accessoires de saumon arc-en-ciel (*O. mykiss*) ne peuvent pas être vendues. Des prises de saumon rouge de la Taku en zone non terminale sont aussi réalisées aux États-Unis, dans le cadre de la pêche au filet maillant dérivant et à la senne coulissante.

Aux fins d'évaluation des prises, les stocks des lacs King Salmon, Kuthai, Little Trapper et Tatsatua ont été combinés en un groupe de déclaration appelé « lacs Taku »; les données sur le stock du lac Tatsamenie sont déclarées de façon individuelle. Tous les stocks de type fluvial restants sont regroupés dans un groupe de déclaration appelé « cours principal ». On ne fait pas de dénombrement direct des individus de ce groupe; on calcule plutôt la différence entre l'abondance en rivière et la somme des relevés menés dans des lacs.

1.2 POINTS DE RÉFÉRENCE POUR LES SAUMONS DU PACIFIQUE

Deux cadres de référence institutionnels ont été créés pour la gestion des saumons du Pacifique du Canada et de l'Alaska. Les deux sont fondés sur le même cadre de référence biologique, mais la façon dont les renseignements biologiques sont utilisés diffère. La section 1.2.3 explique la politique sur la pêche durable du saumon de l'Alaska, et la section 1.2.4 explique la PSS du Canada et décrit comment les renseignements biologiques

sont utilisés par les deux parties afin qu'il soit possible d'établir des objectifs de gestion et d'évaluer le statut d'un stock. Il existe des différences conceptuelles, qui sont caractérisées comme des *cadres de référence*. Dans la section 1.2.5, on compare des rapports récents du ministère de la Pêche et de la Chasse de l'Alaska et du MPO dans lesquels l'approche conceptuelle, les définitions et les méthodes de calcul diffèrent en fonction des données accessibles et des méthodes d'établissement de politiques.

1.2.1 Cadres de référence

Le stock de saumon rouge de la Taku est géré conjointement par le MPO, le ministère de la Pêche et de la Chasse de l'Alaska et la Première Nation des Tlingit de la rivière Taku. Par l'entremise du Traité du saumon du Pacifique de 1985, la Commission du saumon du Pacifique engage le Canada et les États-Unis à respecter des obligations en matière de conservation et de partage des prises qui concernent les saumons provenant de la portion canadienne de la Taku. Le Traité prévoit une gestion assurée conjointement par les deux pays et des obligations en matière de conservation (par l'entremise d'un objectif d'échappée de géniteurs) et de partage des prises (partage du total autorisé des captures [TAC] au prorata) pour le stock saumon rouge de la Taku. Ce stock est géré comme un ensemble aux termes des dispositions du chapitre 1 de l'annexe IV du Traité. L'objectif d'échappée de géniteurs historique, établi en 1985, était de 75 000 individus et la plage connexe allait de 71 000 à 80 000 individus. Cet objectif était considéré comme étant provisoire parce qu'il était fondé sur des données de prises et d'échappée qui étaient très limitées à l'époque. Pour la saison de pêche de 2019, le Conseil transfrontière de la Commission du saumon du Pacifique a établi un objectif provisoire révisé de 59 000 individus pour lequel la plage s'étend de 55 000 à 62 000 individus (TTC, 2019a). Pour obtenir cet objectif provisoire, on a diminué l'objectif historique de 22 % afin de tenir compte des taux historiques d'individus marqués non recapturables issus d'études de radiotélémetries réalisées en 1984, 2015, 2017 et 2018, qui biaisaient les estimations par capture-recapture à la hausse. Conformément au Traité, les parties sont obligées d'établir un objectif d'échappée fondé sur le RMD et bilatéralement convenu pour le saumon rouge de la Taku avant la saison de pêche de 2020 (TTC, 2019a).

Le MPO et le ministère de la Pêche et de la Chasse de l'Alaska s'appuient sur des cadres stratégiques semblables, donc les travaux récents liés aux points de référence biologiques sont uniformes sur le plan conceptuel. Toutefois, il existe des différences importantes relatives à des détails méthodologiques et à l'utilisation subséquente des résultats.

1.2.2 Points de référence biologiques

L'étape fondamentale est d'ajuster un modèle de production biologique aux données utilisées et d'estimer les paramètres de population liés à la productivité et à la capacité selon la forme du modèle ajusté. Les points de référence biologiques peuvent ensuite être calculés directement à partir d'échantillons issus des distributions *a posteriori* de paramètres tirés du modèle état-espace ajusté. Les méthodes et les critères connexes ont été élaborés précédemment selon la PSS et l'approche de précaution du Canada (p. ex., Holt, 2009; Holt *et al.*, 2009; Grant *et al.*, 2011) ainsi que la politique sur la pêche durable du saumon de l'Alaska (Munro, 2019).

Voici certains points de référence biologiques qui sont liés à des tendances à long terme.

- G_{MAX} : abondance de géniteurs maximisant le nombre de recrues.
- G_{RMD} : abondance de géniteurs produisant le rendement maximal durable.
- G_{EQ} : abondance de géniteurs produisant un équilibre à long terme dans le cadre duquel le nombre de géniteurs est égal au nombre de recrues.

-
- U_{RMD} : taux de prise (proportion de la remonte qui est pêchée) au rendement maximal constant.
 - G_{GEN} : abondance de géniteurs à laquelle est associée une forte probabilité de rétablir l'abondance associée à G_{RMD} en une génération, en l'absence d'activités de pêche.
 - 80 % de G_{RMD} : nombre de géniteurs correspondant à 80 % de l'abondance de géniteurs produisant le RMD.

Ces points de référence sont associés à des définitions techniques largement acceptées et peuvent être calculés indépendamment de tout facteur à considérer en matière de gestion. Par exemple, G_{RMD} est toujours défini comme étant l'abondance de géniteurs produisant le RMD à long terme (c.-à-d. l'abondance de géniteurs produisant la plus grande différence entre l'abondance de géniteurs et le nombre de recrues subséquentes), indépendamment de la manière selon laquelle le stock en question est géré.

1.2.3 Politique sur la pêche durable du saumon de l'Alaska

Deux politiques adoptées à titre de règlement par l'Alaska Board of Fisheries (BOF), soit la *Policy for the Management of Sustainable Salmon Fisheries* (5 AAC 39.222) et la *Policy for Statewide Salmon Escapement Goals* (5 AAC 39.223), exigent qu'on mène, tous les trois ans, un examen des objectifs d'échappée concernant le saumon qui coïncide avec le cycle réglementaire de chaque zone de gestion, et qu'on fournisse les processus et les critères à suivre. La politique sur la pêche durable du saumon définit trois types d'objectifs d'échappée fixés par le ministère de la Pêche et de la Chasse de l'Alaska (disposition f de la *Policy for the Management of Sustainable Salmon Fisheries* : 5 AAC 39.222).

(3) Un objectif d'échappée biologique représente l'échappée qui fournit la meilleure possibilité d'atteindre le RMD. Il s'agira de l'objectif de gestion principal pour l'échappée, à moins qu'on ait adopté un objectif d'échappée optimal ou un objectif de remonte en rivière. Cet objectif sera élaboré à partir des meilleures données biologiques et devrait pouvoir se justifier sur le plan scientifique au moyen des données biologiques accessibles. Il sera déterminé par le Ministère et sera exprimé sous forme d'une plage de valeurs fondées sur des facteurs comme la productivité du stock de saumon et l'incertitude des données. Le Ministère s'efforcera de faire en sorte que les valeurs d'échappée de saumon demeurent réparties également au sein des limites de l'objectif d'échappée biologique établi. [traduction]

(25) Un objectif d'échappée optimal représente un objectif de gestion précis concernant l'échappée de saumon, qui tient compte de facteurs biologiques et liés à l'allocation de privilèges de pêche et qui pourrait être différent de l'objectif d'échappée durable et l'objectif d'échappée biologique. L'objectif d'échappée optimal établi sera durable et pourra être exprimé sous forme d'une plage de valeurs ayant une limite inférieure plus élevée que le seuil d'échappée durable. Il sera adopté à titre de règlement par le BOF. Le Ministère s'efforcera de faire en sorte que les valeurs d'échappée de saumon demeurent réparties également au sein des limites de l'objectif d'échappée optimal établi. [traduction]

(36) Un objectif d'échappée durable représente un niveau d'échappée, exprimé sous forme d'un indice ou d'une estimation d'échappée, qui produit un rendement durable pendant une période de cinq à dix ans et qui est utilisé dans des situations où il n'est pas possible d'estimer un objectif d'échappée biologique ni de gérer un stock en fonction de cet objectif. L'objectif d'échappée durable établi sera l'objectif de gestion principal pour l'échappée, à moins que le BOF ait adopté un objectif d'échappée optimal ou un

objectif de remonte en rivière. L'objectif d'échappée durable sera élaboré à partir des meilleures données biologiques et devrait pouvoir se justifier sur le plan scientifique au moyen des données biologiques accessibles. Il sera déterminé par le Ministère, tiendra compte des incertitudes dans les données et sera exprimé sous forme d'une plage de valeurs ou de la limite inférieure de celle-ci. Le Ministère s'efforcera de maintenir les valeurs d'échappée au sein de la plage de l'objectif ou au-delà de la limite inférieure connexe. [traduction]

(39) Le seuil d'échappée durable représente un seuil d'échappée en deçà duquel la capacité d'un stock de saumon de se maintenir est compromise. Concrètement, on peut estimer ce seuil à partir des limites inférieures des niveaux d'échappée historiques ayant toujours permis au stock de saumon de se maintenir. Le seuil est moins élevé que la limite inférieure de l'objectif d'échappée biologique et que la limite inférieure de l'objectif d'échappée durable. Le Ministère établit un seuil d'échappée durable pour les stocks de saumon préoccupants sur le plan de la gestion ou de la conservation, et consulte le BOF, au besoin. [traduction]

Selon la politique sur la pêche durable du saumon de l'Alaska (partie 2 de la disposition c de la *Policy for the Management of Sustainable Salmon Fisheries* [5 AAC 39.222]) :

(B) Les objectifs d'échappée de saumon, qu'il s'agisse d'objectifs d'échappée durables, biologiques ou optimaux, ou encore d'objectifs de remonte en rivière, devraient être établis en conformité avec le rendement durable. À moins d'indication contraire, le Ministère s'occupera de gérer les pêches de l'Alaska pour que les stocks correspondent au RMD, dans la mesure du possible. [traduction]

Selon la politique sur la pêche durable du saumon de l'Alaska (partie 2 de la disposition f de la *Policy for the Management of Sustainable Salmon Fisheries* [5 AAC 39.222]) :

(22) Le rendement maximal durable (RMD) correspond au plus grand rendement annuel moyen d'un stock de saumon. Concrètement, le RMD est atteint lorsqu'un niveau d'échappée donné est maintenu au sein d'une plage précise chaque année, peu importe le nombre de remontes annuelles. L'atteinte du RMD nécessite une gestion et des données scientifiques d'une grande précision en ce concerne la relation entre l'échappée de saumon et les retours subséquents. Le concept de RMD devrait être interprété selon un contexte écosystémique général afin de tenir compte des interactions entre les espèces, des changements environnementaux, d'une variété de biens et de services écosystémiques et de l'incertitude scientifique. [traduction]

Pendant son processus réglementaire, le BOF examinera les objectifs d'échappée biologiques, les objectifs d'échappée durables et les seuils d'échappée durables. Avec l'aide du Ministère, il déterminera s'il est approprié d'établir un objectif d'échappée optimal. Même si les seuils d'échappée durables font partie de la politique sur la pêche durable du saumon de l'Alaska, aucun seuil d'échappée durable n'est actuellement établi en Alaska (Munro, 2019).

Dans la politique sur la pêche durable du saumon de l'Alaska, on décrit également trois niveaux de préoccupation qui peuvent être associés à un stock de saumon pour lesquels des objectifs d'échappée ont été établis (disposition f de la *Policy for the Management of Sustainable Salmon Fisheries* [5 AAC 39.222]) :

(6) Le niveau « préoccupation sur le plan de la conservation » découle d'une incapacité chronique, malgré l'utilisation de mesures de gestion précises, à maintenir les échappées d'un stock au-dessus du seuil établi. Ce niveau est plus sérieux que le niveau « préoccupation sur le plan de la gestion ». [traduction]

(21) Le niveau « préoccupation sur le plan de la gestion » découle d'une incapacité chronique, malgré l'utilisation de mesures de gestion précises, à maintenir les échappées d'un stock de saumon à l'intérieur de la plage des objectifs durables, biologiques et optimaux établis ou d'autres objectifs de gestion fixés pour la pêche en question. Ce niveau n'est pas aussi sérieux que le niveau « préoccupation sur le plan de la conservation ». [traduction]

(42) Le niveau « préoccupation sur le plan du rendement » découle d'une incapacité chronique, malgré l'utilisation de mesures de gestion précises, à maintenir les taux de rendement prévus et les surplus exploitables au-delà des besoins du stock en matière d'échappée. Ce niveau est moins sérieux que le niveau « préoccupation sur le plan de la gestion », qui est lui moins sérieux que le niveau « préoccupation sur le plan de la conservation ». [traduction]

On a réalisé de nombreux examens ciblant les objectifs d'échappée depuis l'adoption officielle de la politique sur la pêche durable du saumon de l'Alaska (p. ex., Brannian *et al.*, 2006; Clark *et al.*, 2014; Heintz *et al.*, 2017; Schaberg *et al.*, 2019; Munro, 2019).

1.2.4 Politique du Canada concernant le saumon sauvage

Après un long processus d'élaboration et de consultation (Irvine, 2009), le MPO a adopté la *Politique du Canada pour la conservation du saumon sauvage du Pacifique* (politique concernant le saumon sauvage) en 2005 (MPO, 2005). Cette politique cerne six stratégies et décrit les mesures requises pour mettre en œuvre chacune de ces stratégies. Les stratégies peuvent être résumées comme suit :

1. Déterminer l'état d'une population;
2. Déterminer l'état d'un habitat;
3. Intégrer les considérations écosystémiques;
4. Établir les processus de planification stratégique axés sur la collaboration;
5. Inclure les résultats des stratégies 1 à 4 dans la mise en œuvre annuelle;
6. Mener régulièrement des examens du rendement.

La stratégie 1, qui décrit les exigences relatives au suivi normalisé de l'état de saumons issus du frai naturel, est la stratégie qui correspond le mieux aux travaux décrits dans le présent document de recherche concernant les points de référence biologiques pour le saumon rouge de la Taku. Elle comprend trois mesures connexes :

1. déterminer les unités de conservation;
2. élaborer des critères pour évaluer les unités de conservation et déterminer les points de référence représentant leur état biologique;
3. suivre et évaluer l'état des unités de conservation.

On a réalisé d'importants travaux relatifs à chacune de ces mesures.

Holtby et Ciruna (2007) ont élaboré un cadre permettant d'identifier des unités de conservation et ont présenté une liste initiale des 420 unités de conservation associées aux cinq espèces de saumon de la Colombie-Britannique. Dans le document du MPO (2009), on présente un résumé de ce cadre. Les délimitations des unités de conservation ont été révisées depuis, étant donné que les données sont compilées et vérifiées dans le cadre des évaluations de l'état, mais aucune liste principale à jour sur les unités de conservation à l'échelle de la côte n'a officiellement été publiée à ce jour. Les saumons rouges de la Taku sont regroupés selon deux

principaux types de cycle vital (fluvial et lacustre) et cinq unités de conservation. Une unité de conservation est de type fluvial (tableau 49 du document de Holtby et Ciruna [2007]) et les quatre autres sont de type lacustre (lacs Kuthai, Little Trapper/Trapper, Tatsamenie et Tatsatua) (tableau 50 du document de Holtby et Ciruna [2007]). Les groupes de déclaration permettant l'identification génétique du saumon rouge de la Taku, qui ont été recommandés et acceptés par le Comité technique transfrontière en avril 2013 (TTC, 2019a), portent le nom de « lac Tatsamenie », « autres lacs Taku » et « type fluvial Taku » (Waugh *et al.*, 2015¹).

Holt *et al.* (2009) ont élaboré un cadre de référence permettant de réaliser une évaluation d'état, qui est fondé sur une série de mesures (p. ex., abondance relative, tendances à court terme et à long terme en matière d'abondance). Chacune de ces mesures est associée à un point de référence supérieur et à un point de référence inférieur définissant trois zones d'état (rouge, ambre et verte). Pour la mesure de l'abondance relative, le point de référence supérieur est fixé à 80 % de G_{RMD} et le point de référence inférieur correspond à G_{GEN} , soit l'abondance de géniteurs à laquelle est associée une forte probabilité de rétablir l'abondance associée à G_{RMD} en une génération, en l'absence d'activité de pêche (c.-à-d. qu'il y a une probabilité élevée que le total de recrues adultes corresponde ou soit supérieur à G_{RMD}). Holt (2009) a documenté les analyses constituant le fondement du choix des points de référence, et Holt et Bradford (2011) ont étudié davantage les propriétés de points de référence biologiques de recharge. Holt et Ogden (2013) ont lancé un progiciel permettant de calculer les points de référence et les résultats issus de différentes mesures d'état.

Grant *et al.* (2011) ainsi que Brown *et al.* (2014a²) ont compilé les données accessibles pour un grand nombre d'unités de conservation et ont présenté les mesures d'état relatives à la PSS, qui ont été évaluées lors d'ateliers de spécialistes subséquents (Grant et Pestal, 2012; Brown *et al.*, 2014b³).

Voici les concepts clés qui ont découlé de ces travaux.

- Des évaluations aux termes de la PSS qui sont axées sur l'état biologique. Les facteurs à considérer relatifs au rendement sont expressément exclus de cette mesure, mais font partie de la planification intégrée liée à la stratégie 4.
- Aucune mesure unique ne permet de refléter les nombreux aspects différents de l'état qui sont considérés par les spécialistes; l'intégration des données relatives à l'état a donc été réalisée dans le cadre d'un atelier de grande envergure (Grant et Pestal, 2012; Brown *et al.*, 2014b³).
- Les points de référence relatifs à l'état sont fondamentalement différents des points de référence aux fins de gestion (p. ex., Chaput *et al.*, 2012; Holt et Irvine, 2013), mais les

¹ Waugh, B., P. Etherton, I. Boyce et S. Stark, 2015. Stock Composition of Stikine Chinook and Sockeye (2010 & 2013) and Taku Sockeye (2009 & 2013) In-river Fisheries - Genetic Stock Identification Sample Analysis. Rapport final non publié.

² Brown, G.S., S.J. Baillie, R.E. Bailey, J.R. Candy, C.A. Holt, C.K. Parken, G.P. Pestal, M.E. Thiess et D.M. Willis. 2014a. Pre-COSEWIC review of southern British Columbia Chinook salmon (*Oncorhynchus tshawytscha*) conservation units, Part II: Data, analysis and synthesis. Document de recherche non publié du Secrétariat canadien de consultation scientifique du MPO.

³ Brown, G., M.E. Thiess, G. Pestal, C.A. Holt et B. Patten. 2014b. Integrated biological status assessments under the Wild Salmon Policy using standardized metrics and expert judgement: southern British Columbia Chinook Salmon (*Oncorhynchus tshawytscha*) Conservation Units. Document de recherche non publié du Secrétariat canadien de consultation scientifique du MPO.

responsables de la gestion peuvent décider de leur attribuer la même valeur (p. ex., objectif de la politique d'échappée fixé à G_{RMD}).

1.2.5 Comparaison des deux cadres de référence

La présente section décrit brièvement dans quelle mesure la politique sur la pêche durable du saumon de l'Alaska et la PSS du Canada concordent sur le plan conceptuel et en matière de mise en œuvre récente. Afin de rapprocher officiellement les deux cadres de référence concernant la gestion des stocks transfrontières, on a proposé dans les rapports antérieurs de concevoir un document résumant les lignes directrices relatives à l'élaboration de points de référence biologiques et aux fins de gestion pour les stocks traversant la frontière entre le Canada et les États-Unis (Pestal et Johnston, 2015; section 5.4).

La terminologie des deux cadres est sensiblement la même; voici les termes qui sont équivalents.

- Les objectifs d'échappée optimaux du cadre de l'Alaska correspondent aux points de référence aux fins de gestion du cadre canadien parce que ces deux concepts comprennent des considérations socio-économiques et admettent des contraintes pratiques concernant la mise en œuvre. Toutefois, ils se distinguent par le fait que les points de référence aux fins de gestion pourraient aussi être définis par un taux d'exploitation ou une taille de remonte. Le processus d'élaboration diffère d'une agence à l'autre; les objectifs d'échappée optimaux sont établis par le BOF, et les points de référence aux fins de gestion sont établis par le MPO dans le cadre du *Plan de gestion intégrée des pêches* annuel en question, après la tenue d'une consultation publique.
- Les objectifs d'échappée durables du cadre de l'Alaska correspondent aux objectifs d'échappée aux fins de gestion provisoires du cadre canadien parce qu'ils sont souvent fondés sur les centiles de l'abondance de géniteurs observée.
- Le seuil d'échappée durable du cadre de l'Alaska et le point de référence G_{GEN} du cadre canadien visent tous les deux à signaler des préoccupations sérieuses en matière de conservation. Ce qui les distingue, c'est que G_{GEN} possède une définition quantitative officielle et a fait l'objet de tests de robustesse (p. ex., Holt, 2009; Holt et Bradford, 2011), tandis que le choix et la justification d'un seuil d'échappée durable précis sont faits au cas par cas.

Les deux agences ont utilisé des points de référence biologiques précis afin d'établir les limites de leur plage d'abondance de géniteurs. Dans les deux cas, G_{RMD} est utilisé à titre de point d'ancrage. Toutefois, ce point de référence est interprété de façon très différente par les deux parties (tableau 1). Selon la politique sur la pêche durable du saumon de l'Alaska, G_{RMD} représente le fondement pour l'établissement d'un objectif d'échappée biologique. Il s'agit également du point de départ pour le choix d'un objectif d'échappée optimal, lorsque l'objectif d'échappée biologique a été établi. Aux termes de la PSS du Canada, le paramètre G_{RMD} est utilisé pour délimiter les trois zones (verte > 80 % de G_{RMD} ; rouge < G_{GEN} ; ambre : entre ces deux valeurs) de l'un des indicateurs d'état utilisés dans une évaluation intégrée. La PSS ne précise pas comment les objectifs de gestion devraient être établis par rapport au point de référence G_{RMD} ou aux trois zones d'état parce que les évaluations d'état sont fondées sur les tendances observées et que les règles de pêche sont élaborées selon de futurs scénarios plausibles. En raison des différences entre les deux cadres, la récente mise en œuvre de chaque politique n'était pas la même pour les deux agences (tableau 2).

Voici les principales différences entre les deux cadres.

-
- Dans les analyses récentes du ministère de la Pêche et de la Chasse de l'Alaska, les profils de rendement sont présentés comme un élément essentiel des résultats (p. ex., Hamazaki et Conitz, 2015; Fleischman et Reimer, 2017). Au contraire, les données relatives au rendement ne faisaient pas partie des études de cas de la PSS ciblant le saumon rouge du Fraser et le saumon quinnat du sud de la Colombie-Britannique. Ces études de cas étaient axées sur des mesures de l'état biologique, y compris le point de référence supérieur et le point de référence inférieur de l'*abondance relative* (Grant *et al.*, 2011; Grant et Pestal, 2012; Brown *et al.*, 2014a²; Brown *et al.*, 2014b³).
 - Dans les analyses du ministère de la Pêche et de la Chasse de l'Alaska, on a souvent utilisé une version modifiée du modèle de Ricker, qui tenait compte de l'autocorrélation des résidus (p. ex., Fleischman *et al.*, 2011; Hamazaki et Conitz, 2015; Fleischman et Reimer, 2017). Cette version du modèle n'a pas été utilisée dans les rapports du MPO, sauf dans les explorations théoriques de Holt (2009).
 - Dans plusieurs rapports produits par les deux agences, on a utilisé des régressions linéaires simples réalisées avec la méthode bootstrap. Dans certains cas, il s'agissait de la seule méthode d'estimation utilisée (p. ex., Bernard *et al.*, 2000; Tompkins *et al.*, 2005; Fair *et al.*, 2011), mais dans d'autres rapports, on a combiné l'utilisation de ces régressions linéaires simples avec la méthode Monte-Carlo par chaîne de Markov (MCMC) afin d'étudier la robustesse des résultats (p. ex., McPherson *et al.*, 2010; Holt et Ogden, 2013).

Dans chaque cas, l'approche choisie dépendait des données accessibles et du cadre de référence institutionnel. L'analyse du présent document repose sur les trois facteurs à considérer ci-dessous.

1. Lorsque les méthodes divergeaient (p. ex., correction de biais), l'approche choisie était fondée sur les données d'autres stocks transfrontières, à titre de référence (p. ex., Bernard *et al.* [2000] pour le saumon quinnat de la rivière Stikine; Bernard et Jones III [2010] pour le saumon quinnat de la rivière Alsek; McPherson *et al.* [2010] pour le saumon quinnat de la Taku; Eggers et Bernard [2011] pour le saumon rouge de la rivière Alsek et Pestal et Johnston [2015] pour le saumon coho de la Taku).
2. En raison du système de gestion transfrontière pour le saumon rouge de la Taku, les renseignements requis par les deux agences ont été présentés dans le cadre des processus de planification individuels ou conjoints.
3. Les modèles bayésiens sont de plus en plus utilisés à la place des méthodes plus habituelles dans le cadre d'analyses des relations géniteurs-recrues concernant les saumons du Pacifique. Pour cette raison, les données géniteurs-recrues du saumon rouge de la Taku ont été analysées au moyen d'un modèle bayésien état-espace structuré selon l'âge. La méthode MCMC a été utilisée dans un environnement R (R Core Team, 2019; version 3.6.0) au moyen des progiciels *rjags* (Plummer, 2019) et *R2jags* (Su et Yajima, 2015). Ces progiciels ont permis de fournir une interface entre le programme R et le logiciel JAGS ([Just Another Gibbs Sampler](#) [en anglais seulement]; pour l'analyse des données bayésiennes).

2 MÉTHODES

Voici des données utilisées dans le modèle état-espace de la relation géniteurs-recrues :

1. estimation des prises de saumons rouges issus du frai naturel ou d'écloseries (mis en valeur) en amont et en aval de la frontière et coefficients de variation (CV) connexes;

-
2. estimations de Petersen regroupées de l'abondance du saumon rouge en amont de la frontière obtenues par capture-recapture et CV connexes;
 3. estimations pondérées de la composition selon l'âge des prises de saumon rouge de la Taku pêchées dans le district 111 des États-Unis et des saumons rouges capturés dans des tourniquets du cours inférieur de la Taku (île Canyon) (annexes A1, A2 et A3).

Les sources de ces données sont décrites dans les sections suivantes. Des explications plus détaillées relatives à la compilation des données et à la vérification des sources connexes figurent dans le document de Pestal *et al.* (2020).

2.1 DONNÉES

2.1.1 Sources de données

Données sur les prises

Des activités de pêche dirigées ciblant le saumon rouge de la Taku sont réalisées au Canada, dans le bassin hydrographique de la Taku (prises en amont de la frontière), et aux États-Unis, dans le cadre de la pêche en rivière à des fins personnelles (prises en aval de la frontière) et de la pêche au filet maillant réalisée dans les eaux marines du D111 (prises en aval de la frontière). Les prises figurant dans la présente analyse proviennent seulement de pêches dirigées réalisées en zone marine terminale (D111 des États-Unis), ce qui comprend les prises accessoires de saumon rouge de la Taku réalisées lors des activités de pêche du saumon d'écloserie à la senne coulissante dans le port d'Amalga (D111). Dans les deux pays, les exigences en matière de déclaration des prises sont rigoureuses. Aux États-Unis, les débarquements de saumon réalisés par des pêcheurs commerciaux individuels sont consignés sur un bordereau de débarquement; l'unité utilisée est le poids total des prises. Ce poids est ensuite converti en nombre d'individus par les transformateurs, qui utilisent leur propre méthode pour déterminer le poids moyen d'un poisson. Les prises réalisées aux États-Unis doivent être déclarées au ministère de la Pêche et de la Chasse de l'Alaska dans les sept jours suivant le débarquement, au moyen d'un bordereau de débarquement. Ces bordereaux sont traités et corrigés rapidement pendant la saison de pêche. Les données sont ensuite saisies dans un système de base de données interne du ministère de la Pêche et de la Chasse de l'Alaska, qui compile les bordereaux de débarquement. Les prises effectuées au Canada sont aussi déclarées quotidiennement au MPO grâce à des bordereaux de débarquement qui sont vérifiés, puis saisis chaque jour dans une base de données interne du MPO. Toutefois, sur ces bordereaux de débarquement, l'unité utilisée est le nombre d'individus pêchés.

Prises en aval de la frontière

La pêche au filet maillant dans le D111 représente en moyenne 122 900 prises de saumon rouge (de 1983 à 2017; TTC, 2019b); le nombre de prises minimal de 25 800 individus a été atteint en 1998, et le nombre de prises maximal de 203 000 individus, en 2001; le premier quartile compte 49 000 individus et le troisième, 107 500 individus (de 1983 à 2017; TTC, 2019b). Parmi les prises de saumon rouge réalisées dans le cadre des activités de pêche au filet maillant dans le D111, le nombre moyen de saumons rouges de la Taku issus du frai naturel est de 80 885 individus (TTC, 2019b). Chaque saison aux États-Unis, les activités de pêche en rivière à des fins personnelles, qui sont de faible envergure et qui sont majoritairement menées près de l'île Canyon, représentent en moyenne environ 1 100 prises de saumon rouge de la Taku.

Les saumons rouges mis en valeur aux États-Unis qui proviennent de l'écloserie Snettisham de Port Snettisham (de 1994 à aujourd'hui) ainsi que plusieurs stocks nationaux de saumons

rouges issus du frai naturel (y compris ceux des lacs Speel et Crescent) alimentent la pêche au filet maillant réalisée dans le D111. En moyenne, 29 000 individus mis en valeur aux États-Unis sont capturés chaque année dans le cadre des activités de pêche menées dans le D111; le nombre de prises minimal de 2 600 individus mis en valeur a été atteint en 1994 et le nombre de prises maximal de 92 800 individus mis en valeur, en 2001 (de 1994 à 2017; TTC, 2019b). Des saumons rouges issus des stocks transfrontières des lacs Tatsamenie, Trapper et King Salmon ont été pêchés dans le cadre d'activités de pêche américaines et canadiennes.

Dans les eaux marines en aval de la frontière, on échantillonne chaque semaine des individus capturés dans le cadre des activités de pêches au filet maillant réalisées dans le D111 afin de recueillir des échantillons appariés de données sur l'âge, le sexe et la longueur (ASL), d'otolithes et de tissu génétique (tableau 3). Chaque année, on recueille en moyenne 4 400 échantillons de données ASL dans le cadre des activités de pêche au filet maillant réalisées dans le D111 (de 1982 à 2018). De 1986 à 2011, on utilisait l'analyse des écailles, la présence de parasites dans le cerveau et le marquage thermique des otolithes afin de déterminer la composition des stocks ciblés par la pêche au filet maillant réalisée dans le D111, au moyen d'une analyse des stocks mélangés (TTC, 2009; Heintz *et al.*, 2014). Depuis 2012, on estime la composition de ces stocks au moyen d'un modèle d'analyse génétique des stocks mélangés fondé sur les données relatives au marquage et à l'âge d'individus mis en valeur (modèle MAGMA) qui est issu du modèle d'identification génétique de stocks de Pella-Masuda (Pella et Masuda, 2001) et qui comprend des données appariées sur le marquage des otolithes et l'âge des individus. Le modèle MAGMA produit des distributions *a posteriori* de la composition des stocks, qui tiennent compte de l'incertitude liée à la composition des stocks attribuable à des erreurs d'échantillonnage ou à une mauvaise identification des individus. On a estimé le nombre de saumons rouges de la Taku mis en valeur (provenant d'écloseries) parmi les prises issues des pêches à des fins personnelles au moyen des échantillons d'otolithes provenant de la pêche commerciale canadienne.

Prises en amont de la frontière

En amont de la frontière, les saumons rouges de la Taku qui sont pêchés jusqu'à une distance d'environ 18 km en amont de la frontière sont ciblés par les pêches commerciales en rivière, les pêches autochtones et les pêches expérimentales et d'évaluation; la majorité des prises sont pêchées à moins de 5 km de la frontière. Chaque semaine lors la saison de pêche, les gestionnaires des pêches concernés déterminent les périodes de pêche commerciale, qui varient de zéro à sept jours par semaine, d'après les données d'évaluation des stocks accessibles. De 1984 à 2017, les prises de la pêche commerciale canadienne s'élevaient à une moyenne annuelle de 24 700 saumons rouges de la Taku issus du frai naturel ou mise en valeur. Les prises de la pêche autochtone canadienne sont surveillées et déclarées au MPO par la Première Nation des Tlingit de la rivière Taku; elles s'élèvent en moyenne à moins de 200 saumons rouges de la Taku par année.

De 1986 à 2011, les renseignements sur la composition des stocks et sur le nombre de saumons rouges de la Taku mis en valeur parmi les prises issues de ces pêches étaient fondés sur le marquage thermique des otolithes, l'analyse des écailles et la présence de parasites dans le cerveau. Depuis 2012, la composition des stocks est estimée grâce à l'identification génétique des stocks, qui est fondée sur des échantillons de tissus provenant des prises de la pêche commerciale au filet maillant réalisée en rivière (TTC, 2019b; tableau 4). Les prises de la pêche commerciale et des pêches expérimentales et d'évaluation sont échantillonnées chaque semaine. En moyenne, le MPO a échantillonné chaque saison environ 2 200 prises de saumon rouge provenant de la pêche commerciale canadienne afin d'obtenir des échantillons de données ASL, d'otolithes (non appariés) et de tissu génétique (appariés depuis 2018).

Estimations de l'abondance selon la méthode de capture-recapture

On a estimé l'abondance du stock de saumon rouge d'origine canadienne dans les rivières en amont de la frontière au moyen d'études de capture-recapture menées chaque année depuis 1984 (TTC, 2019b). Ces estimations ont été compilées, vérifiées et ont fait l'objet d'une série de tests afin qu'on puisse déterminer les sources de biais possibles et comparer les méthodes d'estimation de rechange (Pestal *et al.*, 2020). Les études de capture-recapture visent principalement à estimer l'abondance du saumon rouge dans les rivières en amont de la frontière (figure 1); par conséquent, l'abondance de la remonte est liée au saumon rouge de la Taku d'origine canadienne. Chaque année, on estime la remonte en rivière de façon hebdomadaire pendant la montaison afin d'éclairer la gestion de la pêche du saumon. Après la saison de pêche, on estime l'abondance totale en rivière. On utilise ces données et les données relatives aux prises pour reconstruire et estimer la remonte annuelle de saumon rouge de la Taku en zone terminale (TTC, 2019b). Des résumés détaillés présentant les résultats des évaluations annuelles ont été documentés dans des rapports périodiques, initialement dans la série de rapports régionaux du ministère de la Pêche et de la Chasse de l'Alaska publiée, et depuis 1998, dans la série de rapports techniques de la Commission du saumon du Pacifique. Le rapport publié le plus récent est celui de la saison 2013 (Boyce et Andel, 2014).

Première étape

Des saumons rouges sont capturés dans des tourniquets situés près de l'île Canyon, dans le cours inférieur de la Taku, puis les individus dont la longueur calculée de la moitié de l'œil à la fourche est supérieure à 349 mm sont marqués au moyen d'une étiquette spaghetti et d'une méthode secondaire (p. ex., entaille d'une nageoire) lors de la première des deux étapes d'échantillonnage (Bednarski *et al.*, 2019). Les deux tourniquets utilisés sont situés près de l'île Canyon, sur des rives opposées, et sont séparés par une distance d'environ 200 m. À cet endroit, le chenal de la Taku est idéal pour la capture d'individus au moyen de tourniquets parce que la rivière est entièrement canalisée dans un canyon étroit aux parois très escarpées. En 2016 et en 2017, on a utilisé un troisième tourniquet qui était installé en aval de l'île Canyon, en face de la rivière Yehring.

De 1984 à 2017, on échantillonnait les individus capturés au moyen des tourniquets deux fois par jour, soit vers 8 h et 16 h; certains individus étaient donc retenus pendant plus de 12 heures. Plusieurs études ont documenté les effets néfastes subis par les individus capturés et manipulés dans des tourniquets qui étaient retenus pendant de longues périodes (Bromaghin et Underwood, 2003; Cleary, 2003; Underwood *et al.*, 2004; Bromaghin *et al.*, 2007; Liller *et al.*, 2011). En 2018, on a changé les méthodes d'utilisation des tourniquets pour effectuer un échantillonnage horaire, de façon à réduire le stress subi par les saumons dû à la capture et au marquage. De façon générale, on faisait fonctionner les tourniquets de 4 h à midi, et de 16 h à 22 h (Andel *et al.*, 2018).

Deuxième étape

La deuxième étape, soit la recapture, se produit en amont de la frontière, dans le cadre de la pêche commerciale et de la pêche expérimentale et d'évaluation (scientifique) canadiennes en rivière. Elle consiste à inspecter les prises de saumon rouge afin de vérifier la présence d'étiquettes ou de marques secondaires (Bednarski *et al.*, 2019). Le retour des étiquettes spaghetti est une condition associée à tous les permis de pêche commerciale canadienne. Le personnel sur le terrain collecte quotidiennement les étiquettes retournées par les pêcheurs et consigne les numéros connexes. On vérifie le respect de cette condition en regardant si les prises ont une cicatrice causée par une étiquette. On utilise les ratios entre les saumons marqués et les saumons non marqués qui ont été capturés dans le cadre des pêches canadiennes au filet maillant en rivière afin d'estimer l'abondance du saumon rouge en rivière.

Stratification selon la taille et ajustements liés au taux d'individus non recapturables

On a estimé l'abondance annuelle du stock de saumon rouge de la Taku d'origine canadienne en rivière, de 1984 à 2018, au moyen des données issues des études de capture-recapture, qui ont été saisies dans l'environnement R (R Core Team, 2019; version 3.6.0) à l'aide du progiciel *BTSPAS* (Bayesian Time Stratified Population Analysis System) et d'extensions personnalisées (Schwarz, 2006; Schwarz *et al.*, 2009; Bonner et Schwarz, 2020). Toutefois, les estimations obtenues étaient des estimations de Petersen regroupées; elles n'ont donc pas été appliquées dans un cadre bayésien.

Les estimations de Peterson stratifiées selon la taille qui ont été obtenues par capture-recapture et qui sont propres à une année donnée étaient seulement disponibles pour la période de 2013 à 2018; en effet, les données relatives aux étiquettes n'ont pas pu être appariées aux données relatives à la taille pour les années antérieures (annexe A3 et tableau 5). Pour obtenir les estimations stratifiées selon la taille, il suffit d'appliquer l'estimation de Petersen regroupée deux fois, une fois pour les individus de petite taille et une fois pour les individus de grande taille, puis d'ajouter les estimations individuelles. Les données relatives à la période en question ont été séparées; on a regroupé celles liées aux individus de petite taille et celles liées aux individus de grande taille selon le 30^e centile de la distribution annuelle de la taille des prises issues de la pêche commerciale canadienne en rivière (Pestal *et al.*, 2020). En comparant les estimations stratifiées selon la taille et les estimations de Petersen regroupées simples pour la période de 2003 à 2018, on a observé un biais important; en moyenne, les estimations stratifiées selon la taille étaient inférieures de 6,4 %. Par conséquent, un rajustement à la baisse de 6,4 % a été appliqué aux estimations de Petersen regroupées non stratifiées obtenues par capture-recapture pour les années où les données sur la taille correspondantes n'étaient pas accessibles (de 1984 à 2002, à l'exception de 1986) (annexe A3). Les données de capture-recapture n'étaient pas accessibles pour 1986; il n'y a donc pas d'estimation d'abondance pour cette année.

On a ajusté toutes les estimations (de 1984 à 2018, à l'exception de 1986) afin de tenir compte des individus marqués non recapturables (annexe A4). Pour l'année 2016 et les années précédentes, on a appliqué un taux d'individus non recapturables pondéré moyen de 25,5 % aux estimations de Petersen regroupées de l'abondance qui ont été obtenues par capture-recapture. Le taux d'individus non recapturables était fondé sur une moyenne pondérée des résultats issus d'études de télémétrie menées en 1984, 2015, 2017 et 2018 (annexe A4). Un taux d'individus non recapturables propre à une année donnée a été appliqué aux données de 2017 (32,1 %) et de 2018 (14,6 %) d'après les études de télémétries menées pendant ces années. Les estimations de l'abondance obtenues par capture-recapture qui ont été utilisées dans la présente analyse ne comprennent pas les expansions fondées sur les activités relatives aux tourniquets (c.-à-d. captures par unité d'effort [CPUE]) (TTC, 2019b; tableau 5).

Expansion des estimations de l'abondance obtenues par capture-recapture

Certaines estimations de l'abondance historiques et publiées qui ont été obtenues par capture-recapture ont été élargies au moyen de la proportion cumulative moyenne des CPUE dans les tourniquets. Cette proportion est fondée sur l'installation tardive ou le retrait hâtif de tourniquets, ou encore sur un faible taux de recapture d'individus marqués et un faible effort d'étiquetage avant ou après la saison de pêche commerciale en rivière. Par exemple, en 1989, les activités relatives aux tourniquets ont commencé le 5 mai et le premier saumon rouge a été marqué le 31 mai, mais la pêche expérimentale et d'évaluation canadienne n'a commencé que le 19 juin et les activités de pêche commerciale canadienne ont commencé à la fin de juin et n'avaient lieu qu'un à quatre jours par semaine (McGregor *et al.*, 1991). Selon les études de capture-recapture, on a estimé que 99 467 saumons rouges sont passés près de l'île Canyon

entre le 18 juin et le 25 septembre. On a élargi cette estimation à 114 068 individus en utilisant la proportion cumulative de CPUE dans les tourniquets de 1989 jusqu'au 17 juin (12,8 %) pour estimer le nombre de saumons rouges qui sont passés à cet endroit avant le début des activités de pêche canadienne en rivière et des efforts de recapture d'individus marqués (McGregor *et al.*, 1991). Un événement similaire s'est produit en 1995 lorsqu'on a élargi l'estimation de l'abondance de 0,8 % pour tenir compte du nombre de saumons rouges qui sont passés près de l'île Canyon avant la période liée à cette estimation de capture-recapture (Kelley *et al.*, 1997; TTC, 1997). En 2010, on a utilisé les CPUE dans les tourniquets afin d'élargir l'estimation de l'abondance en rivière obtenue par capture-recapture pour les périodes où peu de saumons marqués ont été recapturés et peu d'efforts de recapture ont été menés pendant les semaines statistiques 22 et 23, et 35 à 37. Les estimations sont passées de 103 257 à 109 028 individus (Andel et Boyce, 2014). Les expansions annuelles ont été variables; aucune expansion n'a été effectuée de 1998 à 2006 ni en 2011, 2014 et 2016, et une augmentation maximale de 12,8 % a été effectuée en 1989 (tableau 5; annexe D15 dans le document de TTC [2019b]). Les estimations d'échappée historiques (différence entre l'estimation de l'abondance en amont de la frontière obtenue par capture-recapture ayant été élargie et les prises canadiennes en amont de la frontière) et l'abondance de la remonte en zone terminale (somme de l'estimation de l'abondance en amont de la frontière obtenue par capture-recapture ayant été élargie et des prises américaines en aval de la frontière) étaient fondées sur les estimations de l'abondance obtenues par capture-recapture qui ont été élargies (annexe D15 dans le document de TTC [2019b]). Même si les facteurs d'expansion annuels sont accessibles et bien documentés, de façon générale, les raisons justifiant les expansions ainsi que les données brutes connexes ne sont pas bien documentées pour chaque année de la période de 1984 à 2018. Par conséquent, ces expansions n'ont pas été appliquées aux estimations actualisées de l'abondance obtenues par capture-recapture.

On a utilisé les estimations de Petersen de l'abondance obtenues par capture-recapture qui ont été ajustées selon le taux de saumons non recapturables, qui sont à jour et stratifiées selon la taille, et qui n'ont pas été élargies, dans le modèle établi pour représenter l'abondance de la remonte en rivière observée (voir l'équation 8). La différence entre l'abondance de la remonte en rivière et le total de prises de saumon rouge de la Taku en amont de la frontière représente l'échappée de géniteurs (voir l'équation 9).

Données relatives à la composition par âge

On a estimé les données relatives à la composition par âge à partir d'une combinaison de données sur l'âge pondérées provenant des prises de saumons rouges issus de la pêche au filet maillant dans l'inlet Taku du D111 et de données sur l'âge provenant des individus capturés dans les tourniquets situés près de l'île Canyon (voir la section 2.2.2.1 sur la composition par âge) (tableaux 3 et 6). C'est en 1986 qu'on a commencé l'analyse des écailles afin de déterminer la composition du stock ciblé par la pêche au filet maillant dans le D111. Par conséquent, on a seulement utilisé les données sur l'âge provenant des individus capturés dans les tourniquets situés près de l'île Canyon afin d'estimer la composition du stock par âge pour la période de 1983 à 1985. Les données sur la composition par âge provenant des tourniquets ont été pondérées en fonction des estimations de Petersen regroupées de l'abondance qui ont été obtenues par capture-recapture. Par conséquent, les données de 1986 étaient seulement fondées sur la composition par âge des prises propre au stock (étant donné qu'il n'y avait pas d'estimation d'abondance obtenue par capture-recapture pour 1986). On considère donc que les données sur la composition par âge de 1980 à 1982 sont absentes du modèle.

2.2 MODÈLE ÉTAT-ESPACE

On a analysé les données relatives aux relations géniteurs-recrues chez le saumon rouge de la Taku au moyen d'un modèle bayésien état-espace de Ricker présentant ces relations (Ricker, 1954) qui est structuré selon l'âge et qui comprend une composante autorégressive à décalage d'un an afin d'évaluer l'incertitude associée à l'estimation du nombre de géniteurs permettant d'atteindre le RMD (Fleischman *et al.*, 2013).

2.2.1 Modèle de processus

On a modélisé les retours (R) de saumons rouges de la Taku géniteurs des années d'éclosion $y = 1980$ à 2014 comme une fonction de l'échappée de géniteurs (G) au moyen d'une fonction géniteurs-recrues de Ricker (1954) linéarisée et d'une erreur de processus log-normale autorégressive à décalage d'un an (AR[1]) (Noakes *et al.*, 1987), selon l'équation suivante :

$$(1) \quad \ln(R_y) = \ln(G_y) + \ln(\alpha) - \beta G_y + \phi \omega_{y-1} + \varepsilon_y$$

Dans l'équation 1, α est le paramètre de productivité, β est le paramètre de capacité inverse (dépendant de la densité), ϕ est le coefficient AR à décalage d'un an et ω_y représente les résidus du modèle, selon l'équation suivante :

$$(2) \quad \omega_y = \ln(R_y) - \ln(G_y) - \ln(\alpha) + \beta G_y$$

Le paramètre ε_y représente les erreurs de processus distribuées de façon indépendante et normale, et σ_R représente l'écart-type. On a modélisé les retours lors des six premières années étudiées ($R_{1974}-R_{1979}$), qui ne sont pas liées à des échappées observées précédemment par la relation géniteurs-recrues, comme des tirages à partir d'une distribution log-normale courante comprenant les paramètres $\ln(R_0)$ et σ_{R0} .

Les vecteurs de l'âge à maturité ($p_{y,a}: a = 4:6$) des retours d'une année d'éclosion y et d'âge 4 à 6 (les âges 2 à 4 ont été combinés, tout comme les âges 6 à 8) ont été tirés à partir d'une distribution Dirichlet courante, qu'on a réalisée en générant des variables indépendantes aléatoires ($g_{y,a}: a = 4:6$) à partir de la distribution gamma, soit

$$(3) \quad g_{y,a} \sim \text{gamma}(\text{forme} = \gamma_a, \text{échelle inverse} = 0,01)$$

et en divisant chaque variable par la somme de l'ensemble des variables générées (Evans *et al.*, 1993), selon l'équation suivante :

$$(4) \quad p_{y,a} = \frac{g_{y,a}}{\sum_a g_{y,a}}$$

On a calculé les proportions prévues des retours à un âge π_a (Gelman *et al.*, 2004) au moyen de l'équation suivante :

$$(5) \quad \pi_a = \frac{\gamma_a}{\sum_a \gamma_a} = \frac{\gamma_a}{D}$$

Les proportions calculées ont été réalisées comme une série de distributions bêta imbriquées qui reflètent la somme des tendances centrales de l'âge à maturité, qui est égale à un. La somme des valeurs de γ_a peut être interprétée comme la dispersion inverse (D) de la distribution Dirichlet. Une faible valeur de D reflète une grande variabilité des proportions de l'âge à maturité (p) au sein des années d'éclosion étudiées et une valeur élevée de D indique que p est plus constant au fil du temps.

L'abondance en zone terminale (N) des retours de saumons rouges de la Taku d'âge a lors d'une année t (de 1980 à 2018) correspond au produit du scalaire de la proportion selon

l'âge (p) et des retours en zone terminale (R ; recrutement) d'une année d'éclosion $y = t-a$ et d'âge a , soit :

$$(6) \quad N_{t,a} = R_{t-a} p_{t-a,a}$$

L'abondance de la remonte en zone terminale lors d'une année t correspond à la somme des valeurs de l'abondance à un âge donné des individus de tous les âges, soit :

$$(7) \quad N_t = \sum_{a=4}^6 N_{t,a}$$

L'abondance de la remonte en rivière (IR) à la frontière a été modélisée comme suit :

$$(8) \quad IR_t = N_t - Paval_t^{FN}$$

Le paramètre IR représente donc la différence entre l'abondance de la remonte en zone terminale et les prises (P) de saumons issus du frai naturel (FN) réalisées en aval de la frontière (à l'exception des prises de saumons issus du frai naturel réalisées dans le cadre de la pêche à des fins personnelles). Étant donné que les prises issues de la pêche américaine à des fins personnelles menée dans la Taku sont déjà comptées dans les données sur les individus non recapturables obtenues par capture-recapture, elles sont exclues des prises de saumons issus du frai naturel en aval de la frontière (annexe A2).

Finalement, l'abondance de géniteurs (G), soit l'échappée des saumons d'âge a pendant une année civile t , correspond à la différence entre l'abondance en rivière et le total des prises de saumon rouge de la Taku en amont de la frontière (individus mis en valeur ou issus du frai naturel, à l'exception des prises de géniteurs issus du frai naturel ou mis en valeur). Voici l'équation utilisée :

$$(9) \quad G_{t,a} = IR_{t,a} - Pamont_{t,a}$$

On a modélisé les prises en zone terminale effectuées en aval de la frontière (prises de saumons issus du frai naturel ou mis en valeur provenant de la pêche au filet maillant dans le D111 des États-Unis; prises accessoires de saumons issus du frai naturel ou mis en valeur issues de la pêche à la senne coulissante dans le port d'Amalga du D111; prises de saumons issus du frai naturel ou mis en valeur provenant de la pêche américaine à des fins personnelles) comme le produit de l'abondance de la remonte en zone terminale et du taux de prises annuel, comme suit :

$$(10) \quad Paval_t = N_t \mu.aval_t$$

Dans cette équation le taux de prises annuel ($\mu.aval_t$) est tiré à partir d'une distribution bêta (annexe A1). De même, on a modélisé les prises annuelles de saumons issus du frai naturel réalisées en aval de la frontière ($Paval_t^{FN}$) comme le produit de l'abondance de la remonte en zone terminale et du taux annuel de prises de saumons issus du frai naturel, selon l'équation ci-dessous :

$$(11) \quad Paval_t^{FN} = N_t \mu.aval_t^{FN}$$

Dans celle-ci, le taux de prises de saumons issus du frai naturel ($\mu.aval_t^{FN}$) est tiré à partir d'une distribution bêta (annexe A1).

On a modélisé les prises annuelles en amont de la frontière (c.-à-d. issues de la pêche commerciale au filet maillant, de la pêche expérimentale et d'évaluation et de la pêche autochtone) comme le produit de l'abondance en rivière et du taux de prises annuel, selon l'équation suivante :

$$(12) \quad Pamont_t = IR_t \mu.amont_t$$

Dans celle-ci, le taux de prises annuel ($\mu. amont_t$) est tiré d'une distribution bêta (annexe A1). De même, on a modélisé les prises de saumons issus du frai naturel réalisées en amont de la frontière ($Pamont_t^{FN}$) comme le produit de l'abondance en rivière et du taux de prises de saumons issus du frai naturel annuel, selon l'équation suivante :

$$(13) \quad Pamont_t^{FN} = IR_t \mu. amont_t^{FN}$$

Dans celle-ci, le taux de prises de saumons issus du frai naturel annuel ($\mu. aval_t^{FN}$) est tiré d'une distribution bêta (annexe A1).

2.2.2 Modèle d'observations

Les données observées (annexes A2 et A3) comprennent les estimations de Petersen regroupées de l'abondance en rivière obtenues par capture-recapture (voir la section 2.1.1.2 sur les estimations d'abondance obtenues par capture-recapture), les prises annuelles de saumons issus du frai naturel réalisées en aval de la frontière ($Paval_t^{FN}$), le total des prises annuelles (provenant de saumons issus du frai naturel ou mis en valeur) réalisées en aval de la frontière ($Paval_t$), les prises annuelles de saumons issus du frai naturel réalisées en amont de la frontière ($Pamont_t^{FN}$), le total des prises annuelles (provenant de saumons issus du frai naturel ou mis en valeur) réalisées en amont de la frontière ($Pamont_t$), les CV (prises en amont de la frontière, prises en aval de la frontière et données de capture-recapture) et les données sur la composition par âge du stock en rivière. Pour ce modèle, on a considéré qu'il n'y avait aucune autre prise de saumon rouge de la Taku.

On a modélisé l'estimation de l'abondance des remontes de saumon rouge de la Taku en rivière à partir des estimations de Petersen regroupées de l'abondance obtenues par capture-recapture comme suit :

$$(14) \quad \widehat{IR}_t = IR_t e^{\varepsilon_{IR_t}}$$

Dans cette équation, les valeurs de ε_{IR_t} étaient normales ($0, \sigma_{IR_t}^2$) et on a calculé la variance au moyen de l'équation suivante :

$$(15) \quad \sigma_{IR_t}^2 = \ln(CV_{IR_t}^2 + 1)$$

Les prises (saumons issus du frai naturel ou mis en valeur) effectuées en aval de la frontière ont été calculées comme suit :

$$(16) \quad \widehat{Paval}_t = Paval_t e^{\varepsilon_{Paval_t}}$$

Dans cette équation, les valeurs de ε_{Paval_t} étaient normales ($0, \sigma_{Paval_t}^2$) et les valeurs de la variance ont été calculées à l'aide de l'équation 15.

Les prises (saumons issus du frai naturel ou mis en valeur) effectuées en amont de la frontière ont été calculées comme suit :

$$(17) \quad \widehat{Pamont}_t = Pamont_t e^{\varepsilon_{Pamont_t}}$$

Dans cette équation, les valeurs de ε_{Pamont_t} étaient normales ($0, \sigma_{Pamont_t}^2$) et les valeurs de la variance ont été calculées à l'aide de l'équation 15.

Pour estimer les prises de saumons issus du frai naturel effectuées en amont et en aval de la frontière, on a utilisé les équations 16 et 17, respectivement. Pour calculer les valeurs de la variance, on a utilisé l'équation 15.

On a fixé les CV des prises effectuées en aval et en amont de la frontière à 0,05 (annexe A2; cv.hb, cv.ha) afin de représenter une faible incertitude en raison de la déclaration rigoureuse

des prises de part et d'autre de la frontière. Toutefois, les CV des premières années (de 1980 à 1983) ont été fixés à 0,90 parce que les estimations des prises de saumon rouge de la Taku pêchées en aval de la frontière ne sont pas disponibles pour cette période (semblable au document de Fleischman *et al.* [2013]). Les CV de l'abondance en rivière calculée au moyen d'estimations de capture-recapture correspondent à la division de l'écart-type par l'estimation (annexe A3; *ir.cv*; résultat du progiciel *BTSPAS* dans l'environnement R [R Core Team, 2019; version 3.6.0] utilisé pour l'analyse des données de capture-recapture), sauf pour les années 1980 à 1983 et 1986, qui sont associées à un CV de 0,90 représentant une incertitude élevée.

Composition par âge

On a estimé la composition par âge de l'abondance en rivière à partir d'échantillons ASL annuels prélevés dans des tourniquets (voir la section 2.1.1.3 sur les données relatives à la composition par âge; tableau 6) et on l'a pondérée par semaine statistique. En outre, on a estimé la composition par âge des prises de saumon rouge de la Taku issues de la pêche au filet maillant dans le D111 à partir des données ASL provenant des prises (voir la section 2.1.1.3 sur les données relatives à la composition par âge; tableau 6) pondérées par semaine statistique. Premièrement, les proportions par âge pour chaque année de montaison ont été converties en nombre d'individus par âge d'après les prises annuelles et les estimations de Petersen regroupées de l'abondance obtenues par capture-recapture, respectivement. Par exemple, on a multiplié la proportion d'individus d'âge 1 en eau douce et d'âge 2 en mer (individus d'âge 1.2) de 2016 par l'estimation de Petersen regroupée de l'abondance obtenue par capture-recapture de 2016 afin de calculer le nombre d'individus d'âge 1.2 capturés dans les tourniquets en 2016. Ensuite, on a combiné le nombre d'individus par âge de chaque méthode (prises ou tourniquets) pour chaque groupe d'âge (c.-à-d. individus d'âge 4; les individus d'âge 0 en eau douce et d'âge 3 en mer [individus d'âge 0.3] capturés dans des tourniquets ont été combinés aux individus d'âge 1 en eau douce et d'âge 2 en mer [individus d'âge 1.2] capturés dans des tourniquets). Puis, on a combiné le nombre par âge correspondant à chaque méthode (prises et tourniquets) (c.-à-d. que le nombre d'individus d'âge 4 provenant des échantillons prélevés dans des tourniquets en 2016 a été additionné au nombre d'individus d'âge 4 provenant des prises de 2016 issues de la pêche au filet maillant dans le D111). Cette méthode a essentiellement permis de pondérer le nombre d'individus par âge en fonction de l'abondance en rivière (d'après les estimations de Petersen regroupées de l'abondance obtenues par capture-recapture) et du nombre de prises (c.-à-d. que si le nombre de prises était plus élevé, on a attribué un poids plus important au nombre d'individus par âge connexe). On a ensuite converti le nombre d'individus par âge combiné en proportion annuelle par âge, soit $q_{(ob)t,a}$. Puis, on a combiné les proportions annuelles des individus d'âge 2, d'âge 3 et d'âge 4 (c.-à-d. que les proportions des individus d'âge 2, 3 et 4 ont été regroupées en un groupe d'âge, celui des individus d'âge 2 à 4). De même, les proportions annuelles d'individus d'âge 6 ont été combinées avec celles des individus d'âge 7 et 8 dans un groupe d'individus d'âge 6 à 8. Finalement, on a calculé les valeurs de substitution du nombre d'individus par âge de la remonte en zone terminale, soit $x_{t,a}$ (annexe A2), en multipliant les proportions annuelles pondérées par 100, selon l'équation suivante :

$$(18) \quad x_{t,a} = q_{(ob)t,a} n_{Et} \text{ où } \sum x_{t,a} = n_{Et} = 100 \text{ pour tous les âges, chaque année.}$$

On a modélisé le nombre d'individus par âge ($x_{t,a}$) comme une distribution multinomiale comprenant le paramètre d'ordre (n_{Et}) ainsi que des paramètres de proportion selon l'équation suivante :

$$(19) \quad q_{t,a} = \frac{N_{t,a}}{N_t}$$

où $\sum q_{t,a} = 1$ pour tous les âges et pour chaque civile année t . La composition par âge pour les années 1983 à 1985 était seulement fondée sur la composition par âge des individus capturés dans des tourniquets, et la composition par âge pour l'année 1986 était seulement fondée sur la composition par âge des prises issues de la pêche au filet maillant dans le D111 (voir la section 2.1.1.3 sur les données relatives à la composition par âge).

Les principaux résultats modélisés issus des analyses état-espace relatives aux saumons du Pacifique ne sont habituellement pas sensibles au choix de n_{Et} (Fleischman et McKinley, 2013). Ainsi, on a assigné une valeur arbitraire à la taille efficace annuelle de l'échantillon, soit $n_{Et} = 100$, et on a obtenu différentes valeurs de substitution pour le nombre d'individus par âge de la remonte en zone terminale ($x_{t,a}$), dont la somme correspond à n_{Et} (annexe A2). Une valeur arbitraire de $n_{Et} = 100$ a été assignée à la taille efficace de l'échantillon dans d'autres analyses utilisant une méthode de modélisation bayésienne état-espace (p. ex., Hamazaki *et al.*, 2012; Fleischman et Reimer, 2017).

2.2.3 Ajustement du modèle

L'ajustement du modèle consiste à trouver les valeurs des paramètres de population qui peuvent vraisemblablement produire les données observées. À l'aide des progiciels *rjags* (Plummer, 2019) et *R2jags* (Su et Yajima, 2015) dans l'environnement R (R Core Team, 2019; version 3.6.0), on a utilisé des méthodes MCMC afin de fournir une évaluation plus réaliste de l'incertitude que celle obtenue avec les méthodes géniteurs-recrues habituelles. Les progiciels *rjags* et *R2jags* fournissent une interface entre le programme R et le logiciel JAGS ([Just Another Gibbs Sampler](#) [en anglais seulement]; pour l'analyse des données bayésiennes).

Distributions *a priori*

Pour toutes les variables inconnues du modèle, l'analyse bayésienne exige qu'on précise les probabilités *a priori*. À quelques exceptions près, la plupart des distributions *a priori* dans ce modèle étaient vagues (tableau 7). Pour le paramètre bêta (Milla, 2002) et le logarithme alpha, on a utilisé des distributions *a priori* normales avec une moyenne de 0, une variance extrêmement élevée ainsi que la contrainte d'être supérieure à $1,00 \times 10^{-6}$. Le paramètre phi devait se situer entre -1,0 et 1,0. On a modélisé les valeurs log-transformées du recrutement pendant la période initiale, soit R_{1974} à R_{1979} (données non liées à l'abondance de géniteurs) comme des tirages à partir d'une distribution normale courante avec une moyenne de $\ln(R_0)$ et une variance de $\sigma_{R_0}^2$. Fleischman *et al.* (2013) ont découvert qu'une distribution *a priori* informative de σ_{R_0} pourrait avoir un effet important sur la distribution *a posteriori* de σ_{R_0} et les valeurs initiales de R_y , mais ses effets sur des valeurs quantitatives clés du modèle pourraient être négligeables. On a attribué une distribution *a priori* normale avec une moyenne de 0 et une variance de $\frac{\sigma_R^2}{(1-\phi^2)}$ aux résidus initiaux du modèle, soit ω_0 . On a aussi attribué une distribution *a priori* bêta (1,1) aux taux de prises annuels ($\mu.aval_t, \mu.amont_t, \mu.aval_t^{FN}, \mu.amont_t^{FN}$) et une distribution *a priori* Dirichlet, réalisée comme une série de distributions bêta imbriquées, au vecteur de la proportion par âge des hyperparamètres $\{\pi_\alpha = 4:6\}$. Pour $\sigma_{R_0}^2$ et σ_R^2 , on a utilisé des distributions *a priori* gamma qui sont inverses, conjuguées et diffuses.

Outils de diagnostic pour évaluer le mélange et la convergence

On a utilisé des méthodes MCMC pour générer les probabilités *a posteriori* conjointes des valeurs quantitatives inconnues au moyen des progiciels *rjags* (Plummer, 2019) et *R2jags* (Su et Yajima, 2015) dans l'environnement R (R Core Team, 2019; version 3.6.0). Trois chaînes MCMC ont été créées. Après l'élimination d'une période de rodage de 10 000 échantillons, on a conservé 3 000 échantillons (amincissement de 1 000 000 itérations par 1 000, soit

1 000 échantillons par chaîne) aux fins d'analyse, en vue d'estimer les écarts-types, les centiles et les médianes *a posteriori*. On a utilisé divers outils de diagnostic du progiciel *rjags* (Plummer, 2019) pour évaluer le mélange et la convergence, y compris des courbes de la série chronologique (graphique de la valeur échantillonnée par rapport à son numéro sur la chaîne qui permet de vérifier si le mélange relatif à l'évaluation visuelle des chaînes superposées est adéquat), des courbes d'autocorrélation (illustrent la corrélation entre les échantillons séparés par i itérations dans une chaîne afin de déterminer si le mélange est adéquat et si la chaîne a besoin d'être amincie davantage) et des courbes de densité. La courbe d'un tel graphique représentant la distribution *a posteriori* devrait être lisse et ne devrait pas atteindre les limites des distributions *a priori*. En outre, on a évalué la statistique de convergence de Gelman-Rubin-Brooks (R_c) (Gelman et Rubin, 1992; Brooks et Gelman, 1998), les écarts-types de Monte Carlo (c.-à-d. une estimation de la différence entre la moyenne des valeurs échantillonnées [moyenne *a posteriori*] et la véritable moyenne *a posteriori*; l'erreur de Monte Carlo devrait correspondre à moins de 5 % de l'écart-type de l'échantillon évalué; Toft *et al.*, 2007) et la statistique de Geweke. Grâce à l'outil de diagnostic de Gelman-Rubin-Brooks, on peut surveiller la convergence de simulations itératives en comparant la variance au sein d'une chaîne ou entre diverses chaînes. Brooks et Gelman (1998) ont proposé que si $R_c < 1,2$ pour tous les paramètres du modèle, on peut être assez confiant que la convergence a été atteinte. La statistique et les courbes de Geweke (Geweke, 1992) devraient se situer au sein de la plage de -2 à 2. La statistique de Geweke est un écart réduit et les valeurs de la plage connexe indiquent que la moyenne des premiers et des derniers échantillons se situe à l'intérieur de deux écarts-types. Si ce n'est pas le cas, la première partie de la chaîne MCMC diffère de la dernière partie, ce qui signifie qu'une période de rodage plus longue est justifiée.

Estimation des points de référence biologiques aux fins de gestion

On a calculé les points de référence biologiques pour chaque échantillon MCMC. On a calculé l'abondance des géniteurs au RMD (G_{RMD}) d'après la fonction W de Lambert (Scheuerell, 2016), au moyen de l'équation suivante :

$$(20) \quad G_{RMD} = \frac{1 - W(e^{1 - \ln(\alpha')})}{\beta}$$

où $\ln(\alpha') = \ln(\alpha) + \frac{\sigma_R^2}{2(1-\phi^2)}$, afin de corriger la différence entre la médiane et la moyenne d'une distribution log-normale des erreurs issue d'un processus AR(1) (Pacific Salmon Commission, 1999). Pour que le rendement durable atteigne un niveau donné de G , on a soustrait l'échappée de géniteurs du recrutement, selon l'équation suivante :

$$(21) \quad Y_G = R - G = G e^{(\ln(\alpha') - \beta G)} - G$$

On a calculé l'échappée de géniteurs maximisant le nombre de recrues (G_{MAX}) comme étant $1/\beta$ et on a calculé l'abondance de géniteurs à l'équilibre en l'absence d'activité de pêche (le nombre de recrues remplace exactement le nombre de géniteurs) selon l'équation suivante :

$$(22) \quad G_{EQ} = \frac{\ln(\alpha')}{\beta}$$

Scheuerell (2016) a estimé le taux de prises produisant le RMD (U_{RMD}) à l'aide de l'équation suivante :

$$(23) \quad U_{RMD} = \beta G_{RMD}$$

On a calculé l'abondance de géniteurs permettant de rétablir le stock au niveau de G_{RMD} en une génération et en l'absence d'activité de pêche (G_{GEN}) à l'aide d'une fonction « Solver » issue du progiciel de mesures de la PSS (Holt et Pestal, 2019), qui permet de réaliser les calculs élaborés par Holt et Ogden (2013). Pour chaque paramètre alpha et bêta de l'échantillon *a posteriori*, la fonction « Solver » utilise l'approximation de Hilborn (Hilborn, 1985) afin de calculer G_{RMD} , puis détermine la plus faible abondance de géniteurs permettant de produire un nombre de recrues prévu qui est supérieur à G_{RMD} (c.-à-d. atteinte de G_{RMD} en une génération et en l'absence d'activité de pêche). Les points de référence biologiques G_{RMD} , U_{RMD} et 80 % de G_{RMD} fondés sur le document de Scheuerell (2016) ont été calculés selon les échantillons *a posteriori* de $\ln(\alpha')$ et du paramètre bêta, au moyen du progiciel *gsI* (Hankin, 2006) dans l'environnement R (R Core Team, 2019; version 3.6.0).

2.3 APERÇU DE L'ANALYSE DE SENSIBILITÉ

2.3.1 Analyse de sensibilité de la distribution *a priori* pour le paramètre bêta

On a réalisé des analyses de sensibilité de la distribution *a priori* pour le paramètre bêta à partir de la fonction géniteurs-recrues car bêta, le degré de dépendance à la densité, est propre à un stock (Hilborn et Liermann, 1998; Mueter *et. al.*, 2002) et peut varier considérablement d'un stock à un autre. La distribution *a priori* de référence pour le paramètre bêta était une distribution normale avec une moyenne de 0, une précision (inverse de la variance) de 0,000001 et la contrainte d'être supérieure à $1,0 \times 10^{-6}$. Une première distribution *a priori* de rechange pour le paramètre bêta, β_{1} , était une distribution uniforme allant de 0,000001 jusqu'à 1,0. Une seconde distribution *a priori* de rechange pour le paramètre bêta, β_{2} , était une distribution normale avec une moyenne de 0 et une précision de 0,000001, sans contrainte.

Les données d'entrée du logiciel JAGS pour le paramètre de dispersion d'une distribution *a priori* normale correspondent à la précision, qui est l'inverse de la variance.

2.3.2 Analyse de sensibilité pour les premières années (de 1980 à 1983) pendant lesquelles il n'y a pas eu d'estimation de l'abondance du stock par capture-recapture

On a aussi mené des analyses de sensibilité concernant les premières années pour lesquelles il n'y a pas eu d'estimation de l'abondance obtenue au moyen de la méthode de capture-recapture (tableau 8). Pour tous les scénarios, on a utilisé les estimations de Petersen regroupées de l'abondance obtenues par capture-recapture pour 1984 et 1985, et 1987 à 2018 comme données d'entrée en vue d'estimer l'abondance du stock en amont de la frontière; on a aussi utilisé les CV connexes tirés du modèle de référence (tableau 8). Il n'y a pas eu d'estimation de l'abondance en rivière pour 1986. Dans le cadre des analyses de sensibilité, on a examiné cinq scénarios. Pour les scénarios 1a, 1b et 1c, les estimations de l'abondance en rivière pour la période de 1980 à 1983 et l'année 1986 correspondaient aux données de sortie des estimations médianes de l'abondance obtenues par capture-recapture, qui étaient tirées de la distribution *a posteriori* du modèle de référence. On a ajusté le CV pour chaque scénario (0,90, 0,50 et 0,10, respectivement) afin de représenter les différents degrés de confiance liés à ces estimations. Pour le scénario 2, les estimations médianes de l'abondance obtenues par capture-recapture qui ont été tirées de la distribution *a posteriori* du modèle de référence pour la période de 1980 à 1983 et l'année 1986 ont été multipliées par 0,75 afin de représenter des abondances qui pouvaient être inférieures à celles du modèle de référence. Le CV était fixé à 0,10 pour ces années. Pour le scénario 3, les estimations médianes de l'abondance obtenues par capture-recapture qui ont été tirées de la distribution *a posteriori* du modèle de référence

pour la période de 1980 à 1983 et l'année 1986 ont été multipliées par 1,33 afin de représenter des abondances qui pouvaient être supérieures à celles du modèle de référence. Le CV était également fixé à 0,10 pour ces années.

2.4 PRÉSENTATION DES RÉSULTATS

2.4.1 Profils de rendement optimal

Les profils de rendement optimal représentent les probabilités qu'un niveau donné d'échappée de géniteurs (G) produise des rendements (Y) moyens dépassant X % du RMD, soit $P(Y_G > X \text{ \% du RMD})$. On a calculé ces probabilités au moyen de l'équation suivante :

$$(28) \quad P(Y_G > X \text{ \% RMD}) = \frac{\text{nombre de } Y_G > X \text{ \% RMD}}{\text{nombre d'échantillons MCMC}}$$

Les profils de rendement optimal sont des courbes de P par rapport à G (Fleischman *et al.*, 2013).

2.4.2 Profils de surpêche

On a calculé la probabilité de surpêche comme suit : $1 - P(Y_G > X \text{ \% du RMD})$ lorsque $G < G_{RMD}$; lorsque $G > G_{RMD}$, la probabilité de surpêche est de 0. Ces profils illustrent la probabilité que le rendement optimal soit réduit à une valeur inférieure à un pourcentage donnée du RMD (70 %, 80 % et 90 %) à un taux d'échappée fixe (Bernard et Jones III, 2010).

2.4.3 Profils de recrutement maximal

Il s'agit de la probabilité qu'un niveau donné d'échappée de géniteurs (G) produise un nombre moyen de recrues dépassant X % du recrutement maximal. On a calculé cette probabilité au moyen de l'équation suivante :

$$(29) \quad P(Y_G > X \text{ \% MAX}) = \frac{\text{nombre de } Y_s > X \text{ \% MAX}}{\text{nombre d'échantillons MCMC}}$$

Ainsi, les profils du recrutement maximal correspondent à des courbes de P par rapport à G (Hamazaki *et al.*, 2012).

2.4.4 Rendement durable

Le rendement durable prévu, soit le nombre de saumons excédant le niveau nécessaire pour remplacer le nombre moyen de géniteurs au cours des années d'éclosion 1974 à 2014, est maximal à proximité de G_{RMD} .

3 RÉSULTATS

3.1 OUTILS DE DIAGNOSTIC POUR ÉVALUER LE MÉLANGE ET LA CONVERGENCE

Les diagnostics n'ont révélé aucun problème majeur avec la structure de données et de modèle utilisée. Les courbes de la série chronologique pour les paramètres clés du modèle se situaient autour d'une moyenne, et les trois chaînes en question étaient indiscernables, ce qui indique que toutes les chaînes convergeaient vers des valeurs semblables. Afin d'améliorer le mélange de chaque chaîne et d'éviter une autocorrélation, on a aminci les échantillons (chaque 1 000^e itération). Le diagnostic de convergence de Gelman-Rubin était inférieur à 1,2 pour tous les paramètres du modèle (Brooks et Gelman, 1997), ce qui indique que toutes les chaînes convergeaient vers la même distribution *a posteriori*. On a calculé l'erreur de Monte-Carlo et on

l'a comparée à l'écart-type de l'échantillon étudié afin de déterminer si on avait obtenu un nombre suffisant d'échantillons après la période de rodage. Tous les ratios correspondant à l'erreur de Monte-Carlo divisée par l'écart-type de l'échantillon étaient inférieurs à 0,05, ce qui indique que le nombre d'échantillons était toujours suffisant après la période de rodage. On a éliminé 10 000 itérations du début de la chaîne (période de rodage) afin de s'assurer que la première et la dernière partie de la chaîne ont la même distribution. Étant donné que les outils de diagnostic indiquaient que le mélange et la convergence des chaînes MCMC étaient adéquats, on a calculé des estimations d'intervalle à partir des centiles des échantillons de la distribution *a posteriori*.

3.2 ABONDANCE, PRODUCTIVITÉ VARIABLE DANS LE TEMPS, TAUX DE PRISES, COMPOSITION PAR ÂGE ET ÂGE À LA MATURITÉ

Les CV des estimations reconstituées de l'abondance de la remonte en zone terminale (N) pour le modèle de Ricker autorégressif variaient de 4 à 46 % (figure 2C et tableau 9). Les années associées à une incertitude plus élevée correspondent aux années pour lesquelles il n'y a pas d'estimation de l'abondance par capture-recapture (de 1980 à 1983 et 1986; annexe A3) et aux années pour lesquelles il n'y a pas de donnée sur la composition par âge (de 1980 à 1982; annexe A2). À l'exception des remontes pendant les premières années, les CV des estimations reconstituées du nombre de recrues par année d'éclosion variaient de 6 % à 18 % (tableau 9). Les résidus de productivité ou de recrutement associés aux modèles de Ricker (figure 3B) représentent les écarts de recrutement par rapport aux valeurs prévues par la fonction géniteurs-recrues de Ricker. Après la prise en compte des effets dépendants de la densité, ces résidus reflètent les changements de productivité qui sont variables dans le temps. L'absence de tendance associée aux résidus, dont la valeur s'approchait de zéro, indique que le modèle était bien ajusté. L'abondance de la remonte en zone terminale était assez stable, à l'exception de petits pics en 1996, 2001 et 2003 (tableaux 9 et 10; figure 2C).

La plupart des saumons rouges de la Taku atteignent la maturité à l'âge 5 (plage moyenne : de 42 à 66 %; principalement des individus d'âge 1.3 et quelques individus d'âge 2.2). Une partie de ces saumons atteignent la maturité entre l'âge 2 et l'âge 4 (plage moyenne : de 28 à 54 %; principalement des individus d'âges 1.2 et 0.3, et quelques individus d'âges 0.2 et 1.1), et une petite partie des saumons atteignent la maturité entre l'âge 6 et l'âge 8 (plage moyenne : de 2 à 10 %; principalement des individus d'âges 1.4 et 2.3) (figure 4A). La médiane des taux de prises de saumons rouges issus du frai naturel en aval de la frontière a varié au fil de la série chronologique et n'a pas connu de période continue de sommets ou de creux (figure 5A; valeur maximale de 65 % et moyenne de 45 %). À l'exception des premières années de la série chronologique (de 1980 à 1983), la médiane des taux de prises de saumons rouges issus du frai naturel en amont de la frontière était très stable et a connu une faible variation au cours de la série chronologique (figure 5B; moyenne de 15 % et valeur maximale de 19 %).

3.3 RENDEMENT, CAPACITÉ ET PRODUCTIVITÉ DU STOCK

Les résultats liés aux relations entre les géniteurs et les recrues obtenus au moyen du modèle de Ricker ont été corrigés en fonction des erreurs de mesure concernant les valeurs de G et de R lorsqu'ils découlaient du modèle état-espace structuré selon l'âge, qui avait été ajusté aux estimations de l'abondance obtenues par capture-recapture, aux données liées aux prises et aux données liées à la composition du stock selon l'âge. Ces résultats sont représentés par les barres d'erreur dans la figure 6; chaque paire de données est pondérée selon la précision avec laquelle elle a été estimée. Les relations plausibles (aires ombragées grises) issues de données d'observation étaient variées et certaines déviaient beaucoup par rapport aux médianes de la distribution *a posteriori* pour $\ln(\alpha')$ et β (figure 6; ligne tiretée noire). En particulier, le paramètre

bêta, soit l'intensité de la dépendance à la densité ou la rapidité selon laquelle la courbe diminue, variait beaucoup puisque les données se trouvaient sous la ligne de remplacement (figure 6; ligne pleine noire). L'estimation médiane d' $\ln(\alpha')$ était de 2,11, ce qui correspond à une valeur de α' de 8,17 ($\alpha \geq 4$ correspond à un stock très productif; Su et Peterman, 2012). L'estimation médiane du paramètre dépendant de la densité, β , était de $1,69 \times 10^{-5}$ (tableau 11). L'incertitude liée au paramètre β était reflétée par la variation des valeurs de G entraînant le recrutement maximal ($G_{MAX} = 1/\beta$), et l'incertitude liée à l'abondance à l'état d'équilibre (G_{EQ}) est reflétée par la variation des valeurs de G , à l'endroit où les courbes croisent la ligne de remplacement. Le contraste entre les données sur les géniteurs utilisée dans l'analyse géniteurs-recrues (de 1980 à 2014) est faible (3,8; Clark *et al.*, 2014); les analyses statistiques géniteurs-recrues pour lesquelles les plages sont inférieures à quatre fois la plus petite abondance de géniteurs sont susceptibles de produire une mauvaise estimation de G_{RMD} (CTC, 1999). La productivité du stock, soit $\ln(R/G)$ (figure 7), était très cyclique et variait de 0,28 à 1,79 (R/G variait de 1,3 à 6,0). L'estimation du paramètre ϕ issue du processus AR(1) était de 0,24, ce qui indique une faible autocorrélation positive de décalage 1 dans les résidus.

Les estimations d'échappée, que l'on a obtenues en ajustant un modèle état-espace aux données relatives au saumon rouge de la Taku, allaient de 24 075 saumons en 1982 à 102 456 saumons en 2016 (figure 8). Pour intégrer l'incertitude relative aux relations plausibles entre les géniteurs et les recrues (figure 6), on a comptabilisé des échappées de géniteurs données qui ont permis d'atteindre ou non les points de référence biologiques des relations géniteurs-recrues plausibles afin de créer les profils de surpêche (figure 9; graphique du haut), les profils de recrutement maximal (figure 9; graphique du centre) et les profils de rendement optimal (figure 9; graphique du bas). Les profils de recrutement maximal, pour lesquels les probabilités les plus élevées sont obtenues lorsque G_{MAX} se rapproche de 59 145 saumons (tableau 11), montrent la probabilité d'atteindre au moins 70 %, 80 % ou 90 % du recrutement maximal pour des niveaux d'échappée précis. Les profils de rendement optimal montrent la probabilité qu'un nombre donné de géniteurs permette d'atteindre au moins 70 %, 80 % ou 90 % du RMD. On peut utiliser ces probabilités, qui sont les plus élevées lorsque G_{RMD} se rapproche de 43 857 saumons (tableau 11), pour quantifier l'efficacité du rendement d'objectifs d'échappée possibles, en tenant compte de l'incertitude relative à l'abondance et à la productivité véritables du stock (figures 9 et 10). Les profils de surpêche montrent la probabilité que le rendement constant soit réduit à moins de 70 %, 80 % ou 90 % du RMD si trop peu de saumons peuvent frayer.

3.4 ANALYSE DE SENSIBILITÉ DE LA DISTRIBUTION *A PRIORI* POUR LE PARAMÈTRE BÊTA

Les résultats d'une analyse de sensibilité de la distribution *a priori* pour le paramètre bêta du modèle de Ricker montrent que l'utilisation d'une distribution uniforme (distribution *a priori* de recharge β_1) produit des estimations médianes de données de sortie clés du modèle (p. ex., $\ln(\alpha')$, β , et points de référence) qui sont semblables à celles produites à partir d'une distribution *a priori* normale (tableau 12), et ce, même si le temps de calcul lié à une distribution *a priori* uniforme est nettement plus important. Par exemple, l'estimation médiane de G_{RMD} était de 43 857 saumons pour le modèle de référence et de 44 032 saumons pour la distribution *a priori* de recharge pour le paramètre bêta fondée sur une distribution uniforme. De même, l'utilisation d'une distribution *a priori* normale pour le paramètre bêta sans contrainte d'être supérieure à $1,00 \times 10^{-6}$ (distribution *a priori* de recharge β_2), a grandement augmenté l'incertitude liée aux estimations des points de référence, mais a produit des estimations médianes semblables à celles des données de sortie clés du modèle de référence (tableau 12). Par exemple, l'estimation médiane de G_{RMD} était de 43 857 saumons pour le modèle de référence et de

43 692 saumons pour la distribution *a priori* normale de recharge pour le paramètre bêta sans contrainte d'être supérieure à $1,00 \times 10^{-6}$, mais les CV étaient très différents (0,67 pour le modèle de référence et 4,05 pour la distribution *a priori* de recharge pour le paramètre bêta). Ce résultat était aussi valable pour d'autres points de référence comme G_{EQ} et G_{MAX} . Par conséquent, la distribution *a priori* de référence a été utilisée pour obtenir les estimations médianes des données de sortie clés du modèle et les points de référence biologiques connexes.

3.5 ANALYSE DE SENSIBILITÉ POUR LES PREMIÈRES ANNÉES (DE 1980 À 1983) PENDANT LESQUELLES IL N'Y A PAS EU D'ESTIMATION D'ABONDANCE PAR CAPTURE-RECAPTURE

Une analyse de sensibilité des estimations de l'abondance en rivière pendant les premières années étudiées (scénarios 1a, 1b et 1c; les estimations médianes d'abondance obtenues par capture-recapture, qui sont issues de la distribution *a posteriori* du modèle de référence ont été utilisées à titre de données d'entrée pour l'abondance en rivière des années 1980 à 1983 et 1986; le CV a été ajusté selon le scénario [0,90, 0,50 et 0,10, respectivement]) a indiqué que la diminution arbitraire de l'incertitude des données relatives à l'abondance en rivière pendant les premières années étudiées faisait augmenter l'estimation *a posteriori* de G_{RMD} . Cette augmentation variait d'environ 2 900 à 15 100 saumons (le G_{RMD} variait de 46 720 à 58 987 saumons) lorsque le CV des estimations d'abondance obtenues au moyen de la méthode de capture-recapture passait de 0,90 à 0,10 (tableau 13); cependant, le CV de G_{RMD} était relativement stable (plage de 0,62 à 0,72 pour les trois scénarios et 0,67 pour le modèle de référence). Si le CV des estimations d'abondance obtenues par capture-recapture pour la période de 1980 à 1983 et l'année 1986 était fixé à 0,10 (c.-à-d. valeur semblable aux autres données d'entrée pour les années 1984, 1985 et 1987 à 2018), mais que les données d'entrée pour les années 1980 à 1983 et 1986 étaient multipliées par 0,75 (scénario deux), l'estimation de G_{RMD} demeurerait relativement semblable à celle du modèle de référence même si la précision des points de référence augmentait (CV diminuait à 0,43; tableau 13). Si on utilisait le même CV, mais que les données d'entrée pour les années 1980 à 1983 et 1986 étaient multipliées par 1,33 (scénario trois), l'estimation de G_{RMD} augmentait de 20 600 saumons, mais la précision des points de référence demeurait semblable à celle du modèle de référence, soit de 0,74 (tableau 13).

3.6 POINTS DE RÉFÉRENCE BIOLOGIQUES AUX FINS DE GESTION

Voici les points de référence biologiques estimés (5^e et 95^e centiles de la distribution *a posteriori*, illustrant la plage centrale de 90 % des échantillons des paramètres) à partir des hypothèses du modèle de référence et des données relatives aux années d'éclosion de 1980 à 2014.

- Le nombre de géniteurs qui permet d'atteindre le RMD (G_{RMD}) est estimé à 43 857 (de 30 422 à 99 699 géniteurs).
- Le nombre de géniteurs qui permet d'atteindre 80 % du RMD (80 % du G_{RMD}) est estimé à 35 086 (de 24 337 à 79 760 géniteurs).
- Le nombre de géniteurs qui permet de produire le nombre de recrues maximal (G_{MAX}) est estimé à 59 145 (de 35 843 à 164 901 géniteurs).
- Le nombre de géniteurs qui permet d'atteindre l'abondance d'équilibre en l'absence d'activité de pêche (G_{EQ}) est estimé à 124 106 (de 97 418 à 252 655 géniteurs).

-
- Le nombre de géniteurs auquel est associée une forte probabilité de rétablir l'abondance associée à G_{RMD} en une génération, en l'absence d'activité de pêche (G_{GEN}) est estimé à 5 873 (de 1 967 à 25 146 géniteurs).

4 DISCUSSION

4.1 POINTS DE RÉFÉRENCE BIOLOGIQUES FONDÉS SUR UNE ANALYSE GÉNITEURS-RECRUES

Il a été difficile d'estimer le paramètre bêta en raison de l'absence d'échappées pour lesquelles les recrues ne remplaçaient pas les géniteurs. Aucune des estimations ponctuelles médianes associées au nombre de recrues par rapport au nombre de géniteurs n'a franchi la ligne de remplacement, ce qui indique qu'il y a très peu de contraste général au sein de la série chronologique (figure 6) et seulement deux intervalles de crédibilité à 95 % de l'estimation du nombre de géniteurs a franchi la ligne de remplacement (1983 et 2013). Le fait d'ajouter une contrainte pour que le paramètre bêta soit supérieur à $1,00 \times 10^{-6}$ dans le modèle de référence a beaucoup augmenté la précision (tableau 12). Par conséquent, davantage de données relatives à une abondance de géniteurs élevée sont nécessaires pour réduire l'incertitude liée au paramètre bêta.

4.2 FACTEURS À CONSIDÉRER POUR CHOISIR UN OBJECTIF D'ÉCHAPPÉE DE GÉNITEURS

La politique sur les pêches guide le cadre de référence qui détermine comment nous présentons et interprétons les résultats des analyses biologiques. Comme résumé dans la section 1.2, le ministère de la Pêche et de la Chasse de l'Alaska et le MPO exercent leurs activités aux termes de politiques indépendantes, et les résultats de nos analyses peuvent être appliqués de différentes façons.

L'estimation médiane de G_{RMD} était de 43 857 saumons, mais diverses plages d'objectifs d'échappée qui englobent cette valeur peuvent être considérées. En raison de l'incertitude liée aux données de sortie du modèle géniteurs-recrues, du contraste minimal dans la série chronologique et du manque de données concernant les abondances élevées de géniteurs, le GT Taku a recommandé l'application d'une approche prudente en ce qui concerne la conciliation entre l'atteinte du RMD et la protection du stock contre la surpêche. Par exemple, l'échappée de géniteurs la plus importante utilisée dans l'analyse géniteurs-recrues (de 1980 à 2014) était de 91 294 saumons (2003) et le contraste général entre cette valeur et l'échappée la plus faible (24 075 saumons en 1983) était seulement de 3,8. À titre comparatif, les stocks de saumons pour lesquels on considère que beaucoup de données sur la relation géniteurs-recrues sont accessibles ont un contraste de huit et plus (Clark *et al.*, 2014). Étant donné que peu de valeurs d'échappée sont supérieures à 75 000 et qu'il n'existe aucune preuve de dépendance à la densité, une incertitude importante est associée aux estimations des recrues situées à proximité de la limite supérieure de la plage (figure 6). Dans le tableau 14, on compare la probabilité que des échappées biologiques atteignent au moins 70 %, 80 % ou 90 % de la valeur médiane du RMD pour chaque série de paramètres tirée à partir de la distribution *a posteriori* (c.-à-d. les profils de rendement sous-jacents aux plages de référence concernant le rendement optimal du ministère de la Pêche et de la Chasse de l'Alaska) et la probabilité que la surpêche du stock soit associée à une diminution du rendement en deçà d'un pourcentage du RMD (70 %, 80 % ou 90 %) en raison d'une pêche trop intense ou de la production de trop peu de géniteurs (figure 9). Par exemple, la figure 11 montre un objectif d'échappée hypothétique allant de 40 000 à 75 000 saumons. D'après la limite inférieure de

cette plage, le profil de surpêche montre que la probabilité que la surpêche du stock entraîne une réduction du rendement durable de moins de 70 %, 80 % ou 90 % du RMD est de 5 %, de 8 % et de 17 %, respectivement. On devrait considérer cette probabilité lors du choix d'une plage appropriée étant donné que les conséquences d'erreurs possibles sont plus sérieuses pour l'objectif de surpêche que pour l'objectif de rendement; on pourrait donc considérer une faible augmentation de la limite inférieure de la plage.

En plus de l'incertitude associée à la courbe de recrutement du stock, du contraste minimal de l'estimation de l'échappée au sein de la série chronologique et des risques associés à la surpêche, les négociations relatives au Traité représentent un autre facteur à considérer lors du choix d'un objectif d'échappée. Les deux parties partagent la responsabilité d'atteindre des niveaux d'échappée qui se situent à l'intérieur de la plage de l'objectif fixé; le partage des prises et la responsabilisation de gestion sont fondés sur l'objectif d'échappée convenu. Selon la disposition A du paragraphe 3b)(i) tiré du chapitre 1 de l'annexe IV du Traité sur le saumon du Pacifique (janvier 2019) :

(A) On doit estimer l'abondance annuelle de saumons rouges de la Taku sauvages en additionnant les prises de saumons rouges de la Taku sauvages pêchées dans le district 111 des États-Unis à l'estimation de l'abondance de saumons rouges sauvage en amont de la frontière. En outre, on doit estimer le TAC annuel de saumons rouges de la Taku sauvages en soustrayant l'objectif d'échappée convenu, tel que défini dans le plan de gestion annuel, de l'estimation de l'abondance annuelle de la remonte en zone terminale. [traduction]

Selon le paragraphe 4a) du chapitre 1 de l'annexe IV du Traité sur le saumon du Pacifique (janvier 2019) :

(Élément déclencheur 1) [...] les parties doivent examiner l'ensemble du régime de gestion et recommander des modifications à commencer au cours de l'année suivante afin de mieux gérer les exigences en matière de conservation si la limite inférieure de la plage de l'objectif d'échappée convenu n'est pas atteinte pendant trois années consécutives. [traduction]

Par conséquent, les gestionnaires concernés, tant aux États-Unis qu'au Canada, doivent veiller à ce que l'objectif d'échappée convenu et la limite inférieure de celui-ci soient respectés; ainsi, cette limite doit être jugée suffisamment prudente pour qu'on puisse éviter la surpêche, mais doit permettre de maximiser le rendement. En outre, la plage de l'objectif d'échappée doit être suffisamment importante pour que les gestionnaires puissent y gérer une pêche de stocks mixtes de façon raisonnable (c.-à-d. divers stocks de saumon rouge de type lacustre ou fluvial, retours de saumons rouges mis en valeur, gestion du saumon quinnat, etc.) compte tenu des fluctuations interannuelles de l'abondance des stocks et de la survie en mer, de l'incertitude des estimations de la taille des remontes en saison et des lignes directrices bilatérales concernant l'allocation de privilèges de pêche. La plage de l'objectif provisoire révisé de 2019, qui est fondée sur l'objectif historique de 55 000 à 62 000 saumons, ajusté de 22 %, et qui est associé à un objectif de gestion de 59 000 saumons, est assez limitée (TTC, 2019a). Les plages associées aux objectifs d'échappée de 22 stocks de saumons rouges de l'Alaska, qui sont fondées sur les estimations d'échappée produisant le RMD (G_{RMD}), ont en moyenne un écart de 2,1 (c.-à-d. que si on multiplie la limite inférieure par 2,1, on obtient la limite supérieure), et varient de 1,3 à 2,5 (Miller et Heintz, 2018). Selon Eggers (1993), une plage d'objectif de 0,8 à 1,6 fois le G_{RMD} permet une flexibilité de gestion adéquate et le maintien des niveaux de prises à moins de 90 % de G_{RMD} ; toutefois, cette plage est fondée sur une simulation et devrait seulement être appliquée à des pêches ciblant un seul stock.

Nous recommandons donc que la plage de l'objectif d'échappée fondé sur le RMD soit déterminée en fonction des critères de risque ci-dessous, qui ont été définis à partir des profils de rendement.

- L'objectif d'échappée recommandé devrait fournir une probabilité supérieure à 90 % que le rendement durable soit d'au moins 80 % du RMD, ainsi qu'une probabilité de surpêche de moins de 10 %;
 - Les recommandations antérieures concernant l'objectif d'échappée étaient fondées sur une faible probabilité de surpêche (saumon quinnat dans la rivière Copper [Savereide *et al.*, 2018]; saumon quinnat dans la rivière Asek [Bernard et Jones III, 2010]).
- L'objectif d'échappée recommandé devrait fournir une probabilité supérieure à 50 % que le rendement durable soit d'au moins 70 % du RMD à long terme, si le stock est géré de selon la plage de l'objectif proposé.

Lorsqu'un niveau de probabilité a été déterminé, il est possible d'utiliser le tableau 14 pour cerner directement les limites envisagées pour la plage de l'objectif d'échappée. Les aires ombragées indiquent les abondances de géniteurs qui respectent les deux critères proposés susmentionnés. Toutes les abondances de géniteurs qui sont supérieures à 38 000 sont associées à une probabilité inférieure à 10 % d'atteindre moins de 80 % du RMD (6^e colonne du tableau 14). Pour la limite inférieure de la plage de l'objectif d'échappée, toute abondance supérieure à 38 000 serait conforme au premier critère susmentionné. Toute abondance de géniteurs allant de 28 000 à 79 000 (valeurs limites comprises) est associée à une probabilité égale ou supérieure à 50 % d'atteindre 70 % du RMD (4^e colonne du tableau 14). Pour la limite supérieure de la plage de l'objectif d'échappée, toute abondance faisant partie de cette plage serait conforme au second critère susmentionné. D'autres facteurs qualitatifs pourraient être considérés pour limiter davantage les valeurs envisagées pour limites inférieure et supérieure.

4.3 ESTIMATIONS DE L'ABONDANCE OBTENUES PAR CAPTURE-RECAPTURE DANS UN NOUVEAU CADRE

L'objectif d'échappée de géniteurs historique, établi en 1985, était de 75 000 individus et la plage connexe allait de 71 000 à 80 000 individus. Les taux de saumons rouges non recapturables observés dans le cadre d'études par radiotéléométrie menées en 1984, 2015, 2017 et 2018 ont biaisé à la hausse les estimations par capture-recapture. Par conséquent, les estimations de Petersen regroupées de l'abondance obtenues par capture-recapture qui ont été utilisées dans la présente étude ont été ajustées à la baisse de 25,5 % afin qu'on puisse tenir compte des saumons non recapturables; elles ont aussi été ajustées à la baisse de 6,4 % pour représenter le biais moyen observé entre les estimations stratifiées selon la longueur des individus et les estimations de Petersen regroupées (voir la section 2.1.1.2 sur les estimations de l'abondance obtenues par capture-recapture). Les estimations non élargies, qui ont été publiées précédemment dans le rapport du Comité technique transfrontière (TTC, 2019b; annexe D15) (colonne 6 du tableau 5) et qui ont été ajustées selon le taux de saumons non recapturables propre à une année donnée et selon le biais lié à la sélection d'individus selon leur longueur (ajustement à la baisse de 6,4 %) (colonne 7 du tableau 5), sont très semblables aux nouvelles estimations de l'abondance obtenues par capture-recapture qui ont été utilisées en tant que données d'entrée dans le modèle bayésien état-espace (figure 12).

4.4 SOURCES D'INCERTITUDE

- *Erreurs liées au processus et à l'observation* : Grâce à l'utilisation d'un modèle bayésien état-espace structuré selon l'âge, on a pu tenir compte de la variation du processus (fluctuations naturelles) concernant la productivité du stock, le recrutement et l'âge à la

maturité, indépendamment des erreurs d'observation (incertitude associée à la mesure des données observées) liées à la taille des remontes, au nombre de prises et à la composition du stock selon l'âge.

- *Approches d'estimation de rechange* : Toutes les estimations dérivées des points de référence G_{RMD} , 80 % de G_{RMD} et U_{RMD} calculés à partir des approximations de la fonction W de Lambert (Scheuerell, 2016; Peterman *et al.*, 2000; Hilborn, 1985) ont produit des résultats semblables. Par souci de simplicité, on a donc seulement présenté les points de référence obtenus à partir de la fonction W de Lambert, qui est plus explicite.
- *Hypothèses des modèles de rechange* : On a examiné les analyses de sensibilité sur le choix de la distribution *a priori* pour le paramètre bêta et on a estimé des points de référence biologiques pour chaque modèle, aux fins de comparaison. La distribution de référence utilisée pour le paramètre bêta était une distribution *a priori* normale avec une moyenne de 0, une précision de 0,000001 et la contrainte d'être supérieure à $1,00 \times 10^{-6}$. La première distribution *a priori* de rechange utilisée, β_{a1} , était une distribution uniforme d'une plage de 0,000001 à 1,0. La deuxième distribution *a priori* de rechange utilisée, β_{a2} , était une distribution normale avec une moyenne de 0 et une précision de 0,000001. Les estimations médianes des données de sortie clés du modèle, comme $\ln(\alpha')$, β et les points de référence, obtenues à partir des deux distributions *a priori* de rechange pour le paramètre bêta, étaient semblables à celles obtenues à partir de la distribution de référence. Par contre, la précision des points de référence était beaucoup plus faible pour le modèle auquel on a appliqué la distribution *a priori* β_{a2} (tableau 12).
- *Incertitudes liées à la variabilité environnementale* : Les variations temporelles des conditions océaniques (p. ex., température à la surface de l'eau, acidification, apport d'eau douce) peuvent avoir une incidence sur les taux de survie des saumons et causer d'importantes variations annuelles de la productivité des saumons du Pacifique Nord-Est (Adkison *et al.*, 1996; Mueter *et al.*, 2002). L'utilisation de politiques de gestion qui varient dans le temps (changement de l'abondance de géniteurs cible selon la variation du paramètre de productivité dans le modèle de Ricker) peut faire en sorte qu'il y ait davantage d'échappées et d'activités de pêche, en plus de réduire le risque lié à une plage de taux de captures donnée (Collie *et al.*, 2012).
- *Expansion des estimations de l'abondance obtenues par capture-recapture* : Dans de futures analyses concernant un objectif d'échappée fondé sur le RMD et l'estimation de points de référence biologiques fondés sur un cadre de modélisation état-espace, les estimations de l'abondance obtenues par capture-recapture pourraient être élargies selon les CPUE de saumons capturés dans des tourniquets. Plus précisément, on pourrait avoir recours à l'expansion des estimations pour les années pendant lesquelles peu de saumons marqués ont été recapturés et peu d'efforts de recapture ont été menés ou pendant lesquelles les tourniquets utilisés ont été enlevés plus tôt que prévu pendant les semaines statistiques hâtives ou tardives; on pourrait aussi utiliser des estimations issues d'un modèle bayésien stratifié en fonction du temps (BTSPAS; Schwarz, 2006; Schwarz *et al.*, 2009; Bonner et Schwarz, 2020). Le BTSPAS est un modèle hiérarchique qui permet d'extrapoler la courbe de la remonte avant l'ouverture de la pêche commerciale ou après la fermeture de celle-ci, ou encore lorsqu'un tourniquet est enlevé plus tôt que prévu à cause d'un faible niveau d'eau ou d'une autre raison imprévue.
- *Incertitudes liées aux données* : Dans le cadre de l'analyse, on n'a pas tenu compte des prises non déclarées ni de la mortalité liée aux prises accessoires, comme la mortalité liée aux échappées (mort d'un poisson qui s'échappe de façon active après avoir été en contact avec un engin de pêche comme un hameçon ou un filet maillant, avant le débarquement), la

déprédation (poisson qui meurt parce qu'un prédateur le retire directement d'un engin de pêche au cours du processus de capture; n'inclut pas la prédation des poissons relâchés) et la perte d'individus (poisson qui meurt et qui tombe d'un engin de pêche comme un filet maillant avant le débarquement) (Patterson *et al.*, 2017). Premièrement, ces prises non déclarées peuvent biaiser les estimations des prises disponibles. Deuxièmement, le nombre total de poissons capturés dans le cadre des activités de pêche commerciale américaine est calculé selon le poids total des prises, qui est converti en nombre de poissons.

Troisièmement, un nombre inconnu de saumons rouges de la Taku sont pêchés dans le cadre d'activités de pêche d'interception non dirigées, qui sont menées dans le sud-est de l'Alaska, à l'extérieur de la zone terminale (district 111). Conformément au Traité, l'analyse effectuée comprend seulement les prises de saumon rouge de la Taku issues d'activités de pêche dirigée, qui ont été menées en zone terminale. Selon le paragraphe 3b)(i) tiré du chapitre 1 de l'annexe IV du Traité sur le saumon du Pacifique (janvier 2019) :

[...] les dispositions suivantes s'appliquent à la pêche américaine au filet maillant dérivant dans le D111 et à la pêche canadienne en rivière. Les activités de pêche dirigée ciblant le saumon rouge de la Taku seront seulement menées dans le bassin hydrographique de la Taku au Canada et dans le D111 aux États-Unis. (A) On doit estimer l'abondance annuelle de saumons rouges de la Taku sauvages en ajoutant les prises de saumons rouges de la Taku sauvages réalisées dans le D111 des États-Unis à l'estimation de l'abondance de saumons rouges sauvages en amont de la frontière. On doit estimer le TAC annuel de saumon rouge de la Taku en soustrayant l'objectif d'échappée convenu, tel que décrit dans le plan de gestion annuel, de l'abondance de la remonte annuelle en zone terminale. [traduction]

Par conséquent, l'abondance d'une remonte et d'un retour comprend seulement les saumons rouges de la Taku présents dans le bassin versant de la Taku et dans les zones terminales adjacentes à l'embouchure de celle-ci. Les futures analyses pourraient comprendre les prises provenant de zones non terminales pour mieux représenter l'abondance totale d'une remonte de saumon rouge de la Taku.

L'incertitude était plus élevée lors des années pour lesquelles l'estimation de l'abondance obtenue par capture-recapture (de 1980 à 1983 et 1986; annexe A3), les données liées à la composition selon l'âge (de 1980 à 1982; annexe A2) et les données liées aux prises en aval de la frontière (de 1980 à 1982; aucune donnée sur la composition du stock de saumons rouges de la Taku issus du frai naturel pendant cette période) étaient manquantes. Les échappées modélisées pour ces années étaient parmi les plus faibles de la série chronologique (de 24 075 à 36 106 saumons). L'incertitude associée à la productivité et au rendement de ces données est très élevée. Pour les futures analyses sur la détermination d'un objectif d'échappée en fonction du RMD et l'estimation de points de référence biologiques d'après un cadre de modélisation état-espace, on pourrait envisager de fournir plus de renseignements sur ces premières années et de tenir compte des biais possibles associés aux hypothèses supplémentaires. Voici certaines recommandations connexes.

- Exclure la période de 1980 à 1983 de l'analyse.
- Ajouter des données supplémentaires sur les captures, les estimations de l'abondance obtenues par capture-recapture et la composition par âge pour les années 1980 à 1983 et 1986 ainsi que davantage d'hypothèses concernant les données (voir la section 3.5 sur l'analyse de sensibilité pour les premières années pendant lesquelles il n'y a pas eu d'estimation de l'abondance par capture-recapture);

-
- Inclure l'estimation de l'abondance suivant la saison ayant été obtenue par capture-recapture et n'ayant pas été élargie pour l'année 1986 (104 162 individus; TTC, 2019b), qui a été ajustée à la baisse de 6,4 % (ce qui représente le biais moyen observé entre les estimations stratifiées selon la longueur et les estimations de Petersen regroupées de 2003 à 2018) et ajustée pour tenir compte des individus non recapturables (ajustée à 72 634 individus);
 - Inclure les prises réalisées en aval de la frontière dans le cadre des activités de pêche au filet maillant dans le D111 de 1980 à 1982, qui ont été ajustées selon la proportion du stock de la Taku correspondant à une moyenne sur dix ans (0,81 pour la période de 1983 à 1992) étant donné que ce stock n'était pas regroupé pendant cette période (il a été regroupé à partir de 1983) et que les activités de mise en valeur n'étaient pas commencées;
 - Les données sur la composition par âge pour 1980 à 1982 sont absentes du modèle (annexe A2); la composition par âge de l'ensemble de la remonte en 1982 pourrait être représentée par les prises issues de la pêche au filet maillant dans le D111 (saumons rouges de la Taku issus du frai naturel non séparés) (voir la section 2.2.2.1 sur la composition par âge) parce que les données sur l'âge issues des tourniquets ne sont pas disponibles pour la période de 1980 à 1982;
 - Les données sur la composition par âge de 1983 à 1985 sont seulement pondérées selon les individus capturés dans les tourniquets, mais elles pourraient être pondérées selon les individus capturés dans des tourniquets et les prises de la pêche au filet maillant dans le D111 (saumons rouges de la Taku issus du frai naturel non séparés) (voir la section 2.2.2.1 sur la composition par âge);
 - Les données sur la composition par âge de 1986 sont seulement fondées sur la composition par âge des prises de la pêche au filet maillant dans le D111; ces données pourraient être pondérées selon la composition par âge des individus capturés dans les tourniquets et des prises de la pêche au filet maillant dans le D111 si les estimations de l'abondance obtenues par capture-recapture provenant du rapport du TTC (2019b) étaient ajustées pour tenir compte de la sélectivité par taille et des individus non recapturables (c.-à-d. que l'estimation de l'abondance de 1986, qui a été obtenue par capture-recapture et qui n'a pas été élargie, provenant du rapport du TTC [2019b] serait utilisée pour pondérer les données sur la composition par âge des individus capturés dans les tourniquets; l'estimation de 104 162 individus a été ajustée à la baisse de 6,4 % [pour représenter le biais moyen observé entre les estimations stratifiées selon la longueur et les estimations de Petersen regroupées pour 2003 à 2018] et ajustée pour tenir compte des individus non recapturables [ajustée à 72 634 individus]).

Finalement, le faible contraste lié aux données d'échappée a créé une incertitude associée aux estimations des paramètres et aux estimations dérivées des points de référence biologiques.

4.5 RÉSUMÉ DES OBJECTIFS DE L'ÉVALUATION

Dans la section 1.1.1, on présente les deux objectifs précis de l'évaluation.

Objectif 1 : Déterminer les échappées de géniteurs qui permettraient d'atteindre le RMD pour le stock de saumon rouge (*Oncorhynchus nerka*) de la rivière Taku d'origine canadienne.

L'estimation médiane de G_{RMD} était de 43 857 saumons.

Objectif 2 : Déterminer les points de référence biologiques appropriés pour la gestion du stock de saumon rouge de la rivière Taku d'origine canadienne.

Voici les points de référence biologiques établis (5^e et 95^e centiles de la distribution *a posteriori*, illustrant la plage centrale de 90 % des échantillons des paramètres) à partir des données relatives aux années d'éclosion de 1974 à 2014.

- Le nombre de géniteurs qui permet d'atteindre le RMD (G_{RMD}) est estimé à 43 857 (de 30 422 à 99 699 géniteurs).
- Le nombre de géniteurs qui permet d'atteindre 80 % du RMD (80 % du G_{RMD}) est estimé à 35 086 (de 24 337 à 79 760 géniteurs).
- Le nombre de géniteurs qui permet de produire le nombre de recrues maximal (G_{MAX}) est estimé à 59 145 (de 35 843 à 164 901 géniteurs).
- Le nombre de géniteurs qui permet d'atteindre l'abondance à l'état d'équilibre en l'absence d'activité de pêche (G_{EQ}) est estimé à 124 106 (de 97 418 à 252 655 géniteurs).
- Le nombre de géniteurs auquel est associée une forte probabilité de rétablir l'abondance associée à G_{RMD} en une génération, en l'absence d'activité de pêche (G_{GEN}), est estimé à 5 873 (de 1 967 à 25 146 géniteurs).

Divers niveaux d'échappée sont présentés dans le tableau 14.

5 CONCLUSIONS

5.1 OBJECTIF D'ÉCHAPPÉE DE GÉNITEURS RECOMMANDÉ

Selon les analyses effectuées à partir du modèle état-espace et en raison des facteurs à considérer concernant le faible contraste et l'incertitude élevée des données, des paramètres et des points de référence biologiques, le groupe de travail sur le saumon rouge de la rivière Taku a recommandé un objectif d'échappée biologique dont la plage est de 40 000 à 75 000 saumons. Selon la limite inférieure de cette plage, la probabilité d'atteindre au moins 80 % du RMD est de 92 % et la probabilité d'une surpêche qui entraînerait une diminution du rendement constant à moins de 80 % du RMD est de 8 %. La limite supérieure de cette plage est associée à une probabilité minimale de 59 % d'atteindre au moins 70 % du RMD, et à une probabilité minimale de 43 % d'atteindre au moins 80 % du RMD.

5.2 BESOINS FUTURS EN MATIÈRE DE DONNÉES

Afin de continuer la surveillance de l'état du stock de saumon rouge de la Taku et de faciliter les futures mises à jour de l'objectif d'échappée, il est recommandé de continuer de recueillir les données ci-dessous.

- Données sur les prises et les efforts de pêche, et données sur l'âge des prises et la composition du stock (échantillons appariés de tissu génétique, d'otolithes et de données ASL) recueillies dans le cadre des activités de pêche commerciale au filet maillant menées dans le D111;
- Données sur les prises et les efforts connexes issus de la pêche américaine à des fins personnelles menée dans la Taku;
- Données sur les prises et les efforts connexes issues de la pêche commerciale canadienne menée dans la Taku, proportion de saumons rouges mis en valeur, données sur la

composition du stock et données sur la longueur et l'âge des individus (fondées sur des échantillons d'otolithes, de tissu génétique et de données ASL);

- Données sur les prises et les efforts connexes issues des activités de pêche autochtone menées dans la Taku;
- Données sur les efforts de pêche, la longueur et l'âge des individus ainsi que la composition du stock (y compris des échantillons de tissu génétique) provenant des tourniquets situés à proximité de l'île Canyon;
- Estimations de l'abondance obtenues par capture-recapture provenant des activités de marquage au moyen d'étiquettes spaghetti effectuées aux tourniquets et de la récupération d'individus marqués dans le cadre de la pêche commerciale canadienne;
- Dénombrement de l'échappée des lacs King Salmon, Tatsamenie, Little Trapper et Kuthai;
- Données sur la longueur et l'âge des individus, la récupération d'individus marqués, les taux de rétention des individus marqués et la proportion des individus mis en valeur (échantillons d'otolithes) aux barrières de dénombrement;
- Composition génétique du stock pour les prises en zone marine non terminale qui pourraient comprendre des saumons rouges de la Taku;
- Poursuite des études par radiotélémetrie afin d'évaluer les taux annuels d'individus non recapturables et de réévaluer le nombre moyen d'individus non recapturables à long terme selon les méthodes de manipulation historiques réalisées aux tourniquets (Bednarski *et al.*, 2019).

5.3 ORIENTATION POUR LES TRAVAUX FUTURS

Comme mentionné dans le document de Pestal et Johnston (2015), l'élaboration d'un document résumant les lignes directrices de l'élaboration de points de référence biologiques aux fins de gestion pour les stocks transfrontières des États-Unis du Canada permettrait de rapprocher les cadres de référence du MPO et du ministère de la Pêche et de la Chasse de l'Alaska grâce à un seul énoncé politique transfrontière.

6 REMERCIEMENTS

Nous aimerions remercier les membres du GT Taku, qui ont joué un rôle central dans l'assimilation des données historiques et l'examen de l'évaluation du stock réalisé dans le cadre du processus d'établissement d'objectifs d'échappée. Voici les membres de ce groupe de travail :

Julie Bednarski – Biologiste des pêches du ministère de la Pêche et de la Chasse de l'Alaska et coprésidente du GT;

Aaron Foos – Biologiste principal des sciences aquatiques du MPO et coprésident du GT;

Robert Clark – Biologiste des pêches expert-conseil du ministère de la Pêche et de la Chasse de l'Alaska (à la retraite);

Carl Schwarz (Ph.D.) – Biométricien expert-conseil du MPO;

Ian Boyce – Biologiste principal des sciences aquatiques du MPO;

Sara Miller (Ph.D.) – Biométricienne du ministère de la Pêche et de la Chasse de l'Alaska;

Paul Vecsei (Ph.D.) – Biologiste principal des sciences aquatiques du MPO;

Rich Brenner (Ph.D.) – Biologiste de l'évaluation des stocks de saumons du ministère de la Pêche et de la Chasse de l'Alaska;

Richard Erhardt – Biologiste expert-conseil des pêches de la Première Nation des Tlingit de la rivière Taku;

Gottfried Pestal – Biométricien expert-conseil du MPO;

Andrew Piston – Biologiste des pêches du ministère de la Pêche et de la Chasse de l'Alaska;

Phillip Richards – Biologiste des pêches du ministère de la Pêche et de la Chasse de l'Alaska.

Le GT Taku a coordonné étroitement toutes les étapes de la présente analyse par l'entremise de conférences téléphoniques fréquentes, de réunions régulières en personne et de plusieurs plateformes de partage (SharePoint, GitHub). Les données, les analyses et les recommandations présentées dans le présent document reflètent le point de vue consensuel des membres du groupe de travail principal.

Nous aimerions remercier les réviseurs du SCCS, soit Andrew Munro (scientifique des pêches du ministère de la Pêche et de la Chasse de l'Alaska) et Charmaine Carr-Harris (biologiste de l'évaluation des stocks du MPO), ainsi que l'équipe de coordination du SCCS (John Candy, Ann Mariscak et Cameron Freshwater). En outre, nous aimerions remercier Steve Heintz (biologiste des pêches du ministère de la Pêche et de la Chasse de l'Alaska) pour son examen approfondi ainsi que Kathy Smikrud (analyste du SIG du ministère de la Pêche et de la Chasse de l'Alaska) pour ses cartes. Nous sommes aussi reconnaissants d'avoir reçu le financement remis par le Northern Endowment Fund, administré par la Commission sur le saumon du Pacifique, qui a soutenu la réévaluation de l'objectif d'échappée du saumon rouge de la Taku. En 2018, dans le cadre du projet nommé « Taku River Sockeye Salmon Stock Assessment Review and Escapement Goal Revision », on a fourni un montant de 156 990 \$ CAN au gouvernement canadien et de 20 000 \$ US au gouvernement américain. En 2019, dans le cadre du projet nommé « Taku River Sockeye Salmon Stock Assessment Review and Escapement Goal Revision–Part II », on a remis 127 650 \$ CAN au gouvernement canadien et 65 500 \$ US au gouvernement américain. Il s'agit de la contribution PP-288 de la division des pêches commerciales du ministère de la Pêche et de la Chasse de l'Alaska.

7 RÉFÉRENCES CITÉES

- Adkison, M. D., R. M. Peterman, M. F. Lapointe, D. M. Gillis, and J. Korman, J. 1996. Alternative models of climatic effects of sockeye salmon, *Oncorhynchus nerka*, productivity in Bristol Bay, Alaska, and the Fraser River, British Columbia. *Fisheries Oceanography*. 5: 137–152.
- Andel, J.E. and I.M. Boyce. 2014. [Mark-recapture studies of Taku River adult sockeye salmon stocks in 2010](#). Pacific Salmon Comm. Tech. Rep. No. 30: 48 p.
- Andel, J., A. Foos, R. E. Brenner, B. Huebschwerlen, S. E. Miller, and A. W. Piston. 2018. [Operational plan: Migration, tagging response, distribution, and inriver abundance of Taku River sockeye salmon](#). Alaska Department of Fish and Game, Division of Commercial Fisheries, Regional Operational Plan ROP.CF.1J.2018.01, Douglas.
- Bednarski, J., A. Foos, R. E. Brenner, S. E. Miller, A. W. Piston, and R. Vinzant. 2019. [Operational plan: migration, tagging response, distribution, and inriver abundance of Taku River sockeye salmon](#). Alaska Department of Fish and Game, Division of Commercial Fisheries, Regional Operational Plan ROP.CF.1J.2019.10, Douglas
- Beacham, T. D., B. McIntosh & C. MacConnachie. 2004. Population structure of lake-type and river-type sockeye salmon in transboundary rivers of northern British Columbia. *Journal of Fish Biology*, 65, 389-4

-
- Bernard, D. R., and E. L. Jones III. 2010. [Optimum escapement goals for Chinook salmon in the transboundary Alek River.](#) Alaska Department of Fish and Game, Fishery Manuscript Series No. 10-02, Anchorage.
- Bernard, D. R., S. A. McPherson, K. A. Pahlke, and P. Etherton. 2000. [Optimal production of chinook salmon from the Stikine River.](#) Alaska Department of Fish and Game, Fishery Manuscript No. 00-1, Anchorage.
- Bonner, S. J., and C. J. Schwarz. 2020. BTSPAS: Bayesian Time Stratified Petersen Analysis System. R package version 2020.1.1.
- Boyce, I. M., and J. E. Andel. 2014. [Mark-recapture studies of Taku River adult sockeye salmon stocks in 2012 and 2013.](#) Pacific Salmon Commission, Technical Report No. 32, Vancouver.
- Brannian, L. K., M. J. Evenson, and J. R. Hilsinger. 2006. [Escapement goal recommendations for select Arctic-Yukon-Kuskokwim region salmon stocks, 2007.](#) Alaska Department of Fish and Game, Fishery Manuscript Series No. 06-7, Anchorage.
- Bromaghin, J. F., and T. J. Underwood. 2003. [Evidence of residual effects from tagging Yukon River fall chum salmon in 2001.](#) U. S. Fish and Wildlife Service, Alaska Fisheries Technical Report Number 67, Anchorage.
- Bromaghin, J. F., T. J. Underwood, and R. F. Hander. 2007. Residual effects from fish wheel capture and handling of Yukon River fall chum salmon. *North American Journal of Fisheries Management* 27: 860–872.
- Brooks, S. P., and A. Gelman. 1998. General methods for monitoring convergence of iterative simulations. *Journal of Computational and Graphical Statistics* 7: 434–455.
- Chaput, G., A. Cass, S. Grant, A.M. Huang, G. and Veinott, G. 2012. [Considerations for defining reference points for semelparous species, with emphasis on anadromous salmonid species including iteroparous salmonids.](#) DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2012/146. v + 48p.
- Clark, R. A., D. M. Eggers, A. R. Munro, S. J. Fleischman, B. G. Bue, and J. J. Hasbrouck. 2014. [An evaluation of the percentile approach for establishing Sustainable Escapement Goals in lieu of stock productivity information.](#) Alaska Department of Fish and Game, Fishery Manuscript Series No. 14-06, Anchorage.
- Cleary, P. M. 2003. Effects of fish wheels on fall chum salmon (*Oncorhynchus keta*): non-esterified fatty acids and plasma indices of stress. M. S. Thesis. University of Alaska, Fairbanks.
- Collie, J. S., R. M. Peterman, and B. M. Zuehlke. 2012. A fisheries risk-assessment framework to evaluate trade-offs among management options in the presence of time-varying productivity. *Canadian Journal of Fisheries and Aquatic Sciences* 69: 209–223.
- CTC (Chinook Technical Committee). 1999. [Maximum sustained yield or biologically based escapement goals for selected Chinook salmon stocks used by the Pacific Salmon Commission's Chinook Technical Committee for Escapement Assessment.](#) TCCCHINOOK (99)-3, Vancouver.
- Eggers, D. M. 1993. Robust harvest policies for Pacific salmon fisheries. Pages 85–106 in G. Kruse, D. M. Eggers, R. J. Marasco, C. Pautzke, and T. J. Quinn II, editors. *Proceedings of the International Symposium on Management Strategies for Exploited Fish Populations.* Alaska Sea Grant College Program Report No. 93-02. University of Alaska, Fairbanks, Alaska.

-
- Eggers, D. M., and D. R. Bernard. 2011. [Run reconstruction and escapement goals for Alek River Sockeye salmon](#). Alaska Department of Fish and Game, Fishery Manuscript Series No. 11-01, Anchorage.
- Evans, M., N. Hastings, and B. Peacock. 1993. *Statistical Distributions*. 2nd ed. Wiley and Sons, New York.
- Fair, L. F., S. D. Moffitt, M. J. Evenson, and J. W. Erickson. 2011. [Escapement goal review of Copper and Bering rivers, and Prince William Sound Pacific salmon stocks, 2011](#). Alaska Department of Fish and Game, Fishery Manuscript Series No. 11-07, Anchorage.
- Fleischman, S. J., and T. R. McKinley. 2013. [Run reconstruction, spawner–recruit analysis, and escapement goal recommendation for late-run Chinook salmon in the Kenai River](#). Fishery Manuscript Series No. 13-02. Alaska Department of Fish and Game, Anchorage.
- Fleischman, S. J., and A. M. Reimer. 2017. [Spawner-recruit analyses and escapement goal recommendations for Kenai River Chinook salmon](#). Alaska Department of Fish and Game, Fishery Manuscript Series No. 17-02, Anchorage
- Fleischman, S. J., J. A. Der Hovanisian, and S. A. McPherson. 2011. [Escapement goals for Chinook salmon in the Blossom and Keta rivers](#). Alaska Department of Fish and Game, Fishery Manuscript Series No. 11-05, Anchorage.
- Fleischman S. J., M. J. Catalano, R. A. Clark, and D. R. Bernard 2013. An age-structured state-space stock-recruit model for Pacific salmon (*Oncorhynchus* spp.) *Canadian Journal of Fisheries and Aquatic Sciences* 70: 401–414.
- Gelman, A., and D. Rubin. 1992. Inference from iterative simulation using multiple sequences. *Statistical Science* 7: 457–511.
- Gelman, A., J. B. Carlin, H. S. Stern, and D. B. Rubin. 2004. *Bayesian Data Analysis*. Chapman and Hall, Boca Raton, Florida.
- Geweke, J. 1992. Evaluating the accuracy of sampling-based approaches to calculating posterior moments. In: *Bayesian Statistics 4* (ed. J.M. Bernardo, J. O. Berger, A. P. Dawid, and A. F. M. Smith). Clarendon Press, Oxford, UK.
- Grant, S. C. H. and G. Pestal. 2012. [Integrated Biological Status Assessments Under the Wild Salmon Policy Using Standardized Metrics and Expert Judgement: Fraser River Sockeye Salmon \(*Oncorhynchus nerka*\) Case Studies](#). Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2012/106. v + 132 p.
- Grant, S. C. H., B. L. MacDonald, T. E. Cone, C. A. Holt, A. Cass, E. J. Porszt, J. M. B. Hume, and L. B. Pon. 2011. [Evaluation of Uncertainty in Fraser Sockeye \(*Oncorhynchus nerka*\) Wild Salmon Policy Status using Abundance and Trends in Abundance Metrics](#). DFO. Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2011/087. viii + 183 p.
- Hamazaki, T., and J. M. Conitz. 2015. [Yukon River summer chum salmon run reconstruction, spawner-recruitment analysis, and escapement goal recommendation](#). Alaska Department of Fish and Game, Fishery Manuscript Series No. 15-07, Anchorage
- Hamazaki, T., M. J. Evenson, S. J. Fleischman, and K. L. Schaberg. 2012. [Spawner-recruit analysis and escapement goal recommendation for Chinook salmon in the Kuskokwim River Drainage](#). Alaska Department of Fish and Game, Fishery Manuscript Series No. 12-08, Anchorage.
- Hankin, R. K. S. 2006. Special functions in R: introducing the gsl package. *R News* 6(4)

-
- Heinl, S. C., S. E. Miller, and J. A. Bednarski. 2014. [Speel Lake Sockeye salmon stock status and escapement goal review](#). Alaska Department of Fish and Game, Fishery Manuscript Series No. 14-04, Anchorage.
- Heinl, S. C., E. L. Jones III, A. W. Piston, P. J. Richards, L. D. Shaul, B. W. Elliott, S. E. Miller, R. E. Brenner, and J. V. Nichols. 2017. [Review of salmon escapement goals in Southeast Alaska, 2017](#). Alaska Department of Fish and Game, Fishery Manuscript Series No. 17-11, Anchorage.
- Hilborn, R. 1985. Simplified calculation of optimum spawning stock size from Ricker's stock recruitment curve. *Canadian Journal of Fisheries and Aquatic Sciences* 42: 1833–1834.
- Hilborn, R., and M. Liermann. 1998. Standing on the shoulders of giants: learning from experience in fisheries. *Reviews in Fish Biology and Fisheries* 8: 273–283.
- Holt, C. A. 2009. [Evaluation of benchmarks for conservation units in Canada's Wild Salmon Policy: Technical Documentation](#). DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2009/059. x + 50 p.
- Holt, C. A. and M. J. Bradford. 2011. Evaluating benchmarks of population status for Pacific salmon. *North American Journal of Fisheries Management* 31: 363-378.
- Holt, C. A. and J. R. Irvine. 2013. Distinguishing benchmarks of biological status from management reference points: A case study on Pacific salmon in Canada. *Environmental Conservation* 40: 345-355.
- Holt, C. A. and A. Ogden. 2013. Software for assessing status of Conservation Units under Canada's Wild Salmon Policy: Instructional manual. *Can. Tech. Rep. Fish. Aquat. Sci.* 3058: vi + 43 p.
- Holt, C., and Pestal, G. 2019. WSP Metrics R Package. Available Online at: <https://github.com/carrieholt/WSP-Metrics-Code>
- Holt, C., A. Cass, B. Holtby, and B. Riddell. 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.
- Holtby, L.B. and K. A. Ciruna. 2007. [Conservation Units for Pacific Salmon under the Wild Salmon Policy](#). DFO. Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2007/070. viii + 350 p.
- Irvine, J. R. 2009. The successful completion of scientific public policy: lessons learned while developing Canada's Wild Salmon Policy. *Environmental Science & Policy* 12: 140–148.
- Kerr, F. A. 1948. Taku River map area, British Columbia. Canadian Department of Mines and Resources, Geological Survey Memoir 248, Ottawa.
- Kelley, M. S., P. A. Milligan, and A. J. McGregor. 1997. Mark-recapture studies of Taku River adult salmon stocks in 1995. Alaska Department of Fish and Game, Division of Commercial Fisheries Management and Development Division, Regional Information Report No. 1J97-01, Douglas.
- Kerr, F. A. 1948. Taku River map area, British Columbia. Canadian Department of Mines and Resources, Geological Survey Memoir 248, Ottawa.
- Liller, Z. W., K. L. Schaberg, and J. R. Jasper. 2011. Effects of holding time in a fish wheel live box on upstream migration of Kuskokwim River chum salmon. Alaska Department of Fish and Game, Fishery Data Series No. 1134, Anchorage.
- Marcus, M. G. 1960. Periodic drainage of glacier-dammed Tulsequah Lake, British Columbia. *The Geographical Review* V. L., 1: 89-106.

-
- McGregor, A. J., P. A. Milligan, and J. E. Clark. 1991. [Adult mark-recapture studies of Taku River salmon stocks in 1989](#). Alaska Department of Fish and Game, Division of Commercial Fisheries, Technical Fishery Report 91-05, Juneau.
- McPherson, S. A., E. L. Jones III, S. J. Fleishman, and I. Boyce. 2010. [Optimal production of Chinook Salmon from the Taku River through the 2001 year class](#). Alaska Department of Fish and Game, Fishery Manuscript Series No.10-03, Anchorage.
- Millar, R. B. 2002. Reference priors for Bayesian fisheries models. *Canadian Journal of Fisheries and Aquatic Sciences* 59: 1492–1502.
- Miller, S. E., and S. C. Heinl. 2018. [Chilkat Lake Sockeye salmon escapement goal review](#). Alaska Department of Fish and Game, Fishery Manuscript Series No. 18-05, Anchorage.
- Mueter, F. J., R. M. Peterman, and B. J. Pyper. 2002. Opposite effects of ocean temperature on survival rates of 120 stocks of Pacific salmon (*Oncorhynchus* spp.) in northern and southern areas. *Canadian Journal of Fisheries and Aquatic Sciences* 59: 456–463.
- Munro, A. R. 2019. Summary of Pacific salmon escapement goals in Alaska with a review of escapements from 2010 to 2018. Alaska Department of Fish and Game, Fishery Manuscript Series No. 19-05, Anchorage.
- MPO. 2005. [La politique du Canada pour la conservation du saumon sauvage du Pacifique](#).
- MPO. 2009. [Cadre pour la caractérisation des unités de conservation du saumon du Pacifique \(*Oncorhynchus* spp.\) en vue de la mise en oeuvre de la Politique concernant le saumon sauvage](#). Secr. can. de consult. sci. du MPO, Avis sci. 2008/052.
- Neal, E. G., E. Hood, and K. Smikrud. 2010. Contribution of glacier runoff to freshwater discharge into the Gulf of Alaska. *Geophysical Research Letters* 37: L06404.
- Noakes, D., D. W. Welch, and M. Stocker. 1987. A time series approach to stock–recruitment analysis: transfer function noise modelling. *Natural Resource Modeling* 2: 213–233.
- Pacific Salmon Commission. 1999. Maximum sustained yield or biologically based escapement goals for selected Chinook salmon stocks used by the Pacific Salmon Commission's Chinook Technical Committee for escapement assessment. Vancouver, B.C.
- Patterson, D. A., K. A. Robinson, R. J. Lennox, T. L. Nettles, L. A. Donaldson, E. J. Eliason, G. D. Raby, J. M. Chapman, K. V. Cook, M. R. Donaldson, A. L. Bass, S. M. Drenner, A. J. Reid, S. J. Cooke, and S. G. Hinch. 2017. Review and Evaluation of Fishing-Related Incidental Mortality for Pacific Salmon. DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2017/010.
- Pella, J. and M. Masuda. 2001. Bayesian methods for analysis of stock mixtures from genetic characters. *Fish. Bull.* 99: 151-167.
- Pestal, G. and S. Johnston. 2015. [Estimates of a Biologically-Based Spawning Goal and Biological Benchmarks for the Canadian-Origin Taku River Coho Stock Aggregate](#). DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2015/048. Ottawa. ix + 114 p.
- Pestal, G., C. J. Schwarz and R. A. Clark. 2020. Taku River Sockeye Salmon Stock Assessment Review and Updated 1984-2018 Abundance Estimates. Pacific Salmon Comm. Tech. Rep. No. 43: 118 p.
- Peterman, R. M., B. J. Pyper, and J. A. Grout. 2000. Comparison of parameter estimation methods for detecting climate-induced changes in productivity of Pacific salmon (*Oncorhynchus* spp.). *Canadian Journal of Fisheries and Aquatic Sciences* 57: 181–191.

-
- Plummer, M. 2019. [rjags: Bayesian Graphical Models using MCMC. R package version 4-9](#). (Consulté 1 août 2019)
- R Core Team. 2019. [R: A Language and Environment for Statistical Computing](#). R Foundation for Statistical Computing. Vienna, Austria. Version 3.6.0. (Consulté 1 août 2019).
- Ricker, W. E. 1954. Stock and recruitment. *J. Fish. Res. Board Can.* 11: 559–623.
- Rogers Olive, S. D., E. K. C. Fox, and S. E. Gilk-Baumer. 2018. Genetic baseline for mixed stock analyses of sockeye salmon harvested in Southeast Alaska for Pacific Salmon Treaty applications, 2018. Alaska Department of Fish and Game, Fishery Manuscript No. 18-03, Anchorage.
- Savereide, J. W., M. Tyers, and S. J. Fleischman. 2018. [Run reconstruction, spawner-recruit analysis, and escapement goal recommendation for Chinook salmon in the Copper River](#). Alaska Department of Fish and Game, Fishery Manuscript No. 18-07, Anchorage.
- Schaberg, K. L., H. Finkle, M. B. Foster, A. St. Saviour, and M. L. Wattum. 2019. [Review of salmon escapement goals in the Alaska Peninsula and Aleutian Islands Management Areas, 2018](#). Alaska Department of Fish and Game, Fishery Manuscript Series No. 19-01, Anchorage.
- Scheuerell, M. D. 2016. An explicit solution for calculating optimum spawning stock size from Ricker's stock recruitment model. *PeerJ* 4:e1623.
- Schmidt, J. S., and D. Evans. 2010. [Stock assessment of Sockeye salmon in the Buskin River, 2007-2009](#). Alaska Department of Fish and Game, Fishery Data Series No. 10-29, Anchorage.
- Schwarz, C. J. 2006. [The Petersen and related estimators with Applications to Fisheries Management](#). Technical Report. Simon Fraser University.
- Schwarz, C. J., D. Pickard, K. Marine and S.J. Bonner. 2009. Juvenile Salmonid Outmigrant Monitoring Evaluation, Phase II– December 2009. Final Technical Memorandum for the Trinity River Restoration Program, Weaverville, CA. 155 pp. + appendices.
- Su, Z. and R. M. Peterman. 2012. Performance of a Bayesian state-space model of semelparous species for stock-recruitment data subject to measurement error. *Ecological Modelling* 224, 76-89.
- Su, Y-S., and M. Yajima. 2015. R2jags: [Using R to Run 'JAGS'. R package version 0.5-7](#). (Accessed 1 August 2019).
- Toft, N., G. T. Innocent, G. Gettinby, and S. W. Reid. 2007. Assessing the convergence of Markov Chain Monte Carlo methods: an example from evaluation of diagnostic tests in absence of a gold standard. *Preventive Veterinary Medicine* 79: 244–256.
- Tompkins, A., B. Riddell, and D. A. Nagtegaal. 2005. [A biologically-based escapement goal for Cowichan River fall Chinook Salmon \(*Oncorhynchus tshawytscha*\)](#). DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2005/095. iii + 42 p.
- Chinook Technical Committee (CTC). 1999. Maximum sustained yield or biologically based escapement goals for selected Chinook salmon stocks used by the Pacific Salmon Commission Report TCCCHINOOK (99)-3, Vancouver.
- Transboundary Technical Committee (TTC). 1997. [Estimates of Transboundary River Salmon Production, Harvest and Escapement, 1995](#). Report TCTR (97)-02, Vancouver.

Transboundary Technical Committee (TTC). 2009. [Salmon Management and Enhancement Plans for the Stikine, Taku, and Asek Rivers, 2009](#). Report TCTR (09)-02, Vancouver.

Transboundary Technical Committee (TTC). 2019a. [Salmon Management and Enhancement Plans for the Stikine, Taku, and Asek Rivers, 2019](#). Report TCTR (19)-3, Vancouver.

Transboundary Technical Committee (TTC). 2019b. [Final Estimates of Transboundary River Salmon Production, Harvest and Escapement and a Review of Joint Enhancement Activities in 2017](#). Report TCTR (19)-2, Vancouver.

Underwood, T. J., J. F. Bromaghin, and S. P. Klosiewski. 2004. Evidence of handling mortality of adult chum salmon caused by fish wheel capture in the Yukon River, Alaska. *North American Journal of Fisheries Management* 24: 237–243.

[USGS Current Conditions for the Nation, 12 April, 2019a, 17:45:50 EST.](#)

[USGS Surface Water for Alaska: Peak Streamflow, 12 April 2019b, 17:39:26 EST.](#)

8 TABLEAUX

Tableau 1. Correspondance de trois cadres de référence relatifs à l'abondance de géniteurs pour les saumons du Pacifique. Les évaluations en question sont fondées sur l'incapacité chronique d'atteindre l'objectif fixé (ministère de la Pêche et de la Chasse de l'Alaska) ou sur la durée moyenne d'une génération (MPO). Concrètement, les deux définitions se traduisent par une période de 4 à 5 ans pour la plupart des stocks de saumon. Il est important de noter que les zones d'état du MPO pour l'abondance relative reflètent seulement l'une des diverses mesures de l'état qui doivent être évaluées ensemble. Les sources et les définitions figurent dans la section 1.2.

Niveau de préoccupation du ministère de la Pêche et de la Chasse de l'Alaska	Zones d'état du MPO
Aucune préoccupation en matière de gestion : Valeur d'échappée au sein de la plage de l'objectif d'échappée ou au-dessus de la limite supérieure de celle-ci	Verte : Aucune préoccupation d'après la mesure de l'abondance relative, mais l'état intégré n'est pas automatiquement dans la zone verte (> 80 % de G_{RMD})
Préoccupation en matière de gestion : Valeur d'échappée en deçà de la limite inférieure de la plage de l'objectif d'échappée	Ambre : Échappée > G_{GEN} mais < 80 % de G_{RMD}
Préoccupation en matière de conservation	Rouge : Mesure de l'abondance relative inférieure à G_{GEN}

Tableau 2. Comparaison entre les approches du ministère de la Pêche et de la Chasse de l'Alaska et du MPO concernant la mise en œuvre des politiques sur le saumon. Les références relatives à des exemples de mise en œuvre récente sont énumérées dans la section 1.2.

Aspect	Ministère de la Pêche et de la Chasse de l'Alaska	MPO
Objectif des travaux récents	Objectifs de frai	État biologique (les points de référence de l'état sont expressément définis comme n'étant PAS des objectifs)
Niveau d'un stock	Stocks délimités en matière de gestion et d'évaluation	Unités de conservation délimitées selon des caractéristiques biologiques (génétique, cycle vital, période de migration, zones adaptatives marines et d'eau douce)
Processus d'évaluation	Examen par les pairs des évaluations d'état (Fishery Manuscript Series du Ministère)	Examen par les pairs des données accessibles et des mesures d'état, suivi d'un atelier de spécialistes visant à déterminer des désignations d'état intégrées (documents de recherche du SCCS)
Processus de planification de la pêche	Examen des évaluations d'état par le BOF de l'Alaska	Plan de gestion intégrée des pêches, considération de l'état par le Comité chargé de la planification intégrée du saumon, et planification en conséquence

Tableau 3. Estimation des prises de saumon rouge de la rivière Taku réalisées dans le cadre de la pêche commerciale traditionnelle au filet maillant dérivant réalisée dans le district 111 des États-Unis de 1983 à 2018, et proportions selon l'âge.

Année	Prises	Proportions des prises selon l'âge						
		Âge 2	Âge 3	Âge 4	Âge 5	Âge 6	Âge 7	Âge 8
1983	23 460	---	---	---	---	---	---	---
1984	57 619	---	---	---	---	---	---	---
1985	73 367	---	---	---	---	---	---	---
1986	60 644	0,000	0,043	0,272	0,585	0,099	0,000	0,000
1987	54 963	0,003	0,033	0,345	0,564	0,055	0,000	0,000
1988	25 785	0,001	0,057	0,412	0,500	0,030	0,000	0,000
1989	62 804	0,000	0,000	0,229	0,698	0,071	0,000	0,000
1990	108 492	0,000	0,010	0,197	0,708	0,085	0,000	0,000
1991	104 471	0,000	0,017	0,237	0,662	0,084	0,000	0,000
1992	119 959	0,000	0,007	0,232	0,678	0,083	0,000	0,000
1993	140 888	0,000	0,008	0,239	0,690	0,062	0,001	0,000
1994	96 952	0,000	0,005	0,163	0,776	0,056	0,000	0,000
1995	86 929	0,000	0,068	0,240	0,639	0,054	0,000	0,000
1996	181 776	0,000	0,008	0,452	0,507	0,033	0,000	0,000
1997	76 043	0,000	0,010	0,213	0,638	0,139	0,000	0,000
1998	47 824	0,000	0,011	0,156	0,729	0,103	0,001	0,000
1999	61 205	0,000	0,014	0,372	0,577	0,036	0,000	0,000
2000	128 567	0,000	0,021	0,372	0,540	0,066	0,000	0,000
2001	194 091	0,000	0,002	0,249	0,723	0,026	0,000	0,000
2002	114 460	0,000	0,015	0,262	0,681	0,042	0,000	0,000
2003	134 957	0,000	0,013	0,157	0,807	0,024	0,000	0,000
2004	75 186	0,000	0,024	0,410	0,533	0,033	0,000	0,000
2005	44 360	0,000	0,023	0,297	0,657	0,023	0,000	0,000
2006	62 814	0,000	0,019	0,170	0,766	0,045	0,000	0,000
2007	60 879	0,000	0,029	0,292	0,613	0,065	0,000	0,000
2008	63 002	0,000	0,012	0,306	0,649	0,033	0,000	0,000
2009	35 121	0,000	0,007	0,229	0,688	0,076	0,000	0,000
2010	44 837	0,000	0,008	0,443	0,520	0,029	0,000	0,000
2011	65 090	0,000	0,010	0,137	0,799	0,054	0,000	0,000
2012	45 410	0,000	0,005	0,388	0,561	0,046	0,000	0,000
2013	84 567	0,000	0,004	0,203	0,701	0,091	0,000	0,000
2014	30 672	0,000	0,085	0,410	0,461	0,045	0,000	0,000
2015	40 904	0,000	0,015	0,529	0,431	0,025	0,000	0,000
2016	66 980	0,000	0,017	0,492	0,472	0,019	0,000	0,000
2017	67 706	0,001	0,010	0,179	0,762	0,049	0,000	0,000
2018	24 472	0,000	0,141	0,340	0,434	0,085	0,000	0,000

Tableau 4. Estimation des prises de saumon rouge de la rivière Taku réalisées dans le cadre de la pêche commerciale canadienne en rivière de 1983 à 2018, et proportions de ces prises par âge.

Année	Prises	Proportions des prises selon l'âge						
		Âge 2	Âge 3	Âge 4	Âge 5	Âge 6	Âge 7	Âge 8
1980	22 602	0,000	0,011	0,209	0,692	0,089	0,000	0,000
1981	10 922	0,000	0,003	0,142	0,788	0,067	0,000	0,000
1982	3 144	0,000	0,016	0,126	0,770	0,087	0,000	0,000
1983	17 056	0,000	0,013	0,245	0,668	0,074	0,000	0,000
1984	27 242	0,000	0,008	0,227	0,721	0,044	0,000	0,000
1985	14 244	0,000	0,036	0,186	0,749	0,029	0,000	0,000
1986	14 739	0,000	0,023	0,254	0,625	0,099	0,000	0,000
1987	13 554	0,000	0,014	0,277	0,663	0,046	0,000	0,000
1988	12 014	0,033	0,031	0,333	0,559	0,043	0,001	0,000
1989	18 545	0,000	0,023	0,246	0,688	0,044	0,000	0,000
1990	21 100	0,000	0,021	0,221	0,698	0,059	0,000	0,000
1991	25 067	0,000	0,041	0,322	0,565	0,071	0,000	0,000
1992	29 472	0,000	0,014	0,311	0,625	0,050	0,000	0,000
1993	33 217	0,000	0,011	0,227	0,696	0,067	0,000	0,000
1994	28 762	0,000	0,009	0,182	0,754	0,055	0,000	0,000
1995	32 640	0,000	0,096	0,234	0,605	0,064	0,000	0,001
1996	41 665	0,000	0,022	0,396	0,556	0,026	0,000	0,000
1997	24 003	0,000	0,012	0,277	0,622	0,087	0,002	0,000
1998	19 038	0,000	0,019	0,147	0,758	0,076	0,000	0,000
1999	20 681	0,000	0,039	0,431	0,500	0,030	0,001	0,000
2000	28 009	0,000	0,066	0,449	0,450	0,035	0,000	0,000
2001	47 660	0,000	0,006	0,234	0,718	0,042	0,000	0,000
2002	31 053	0,000	0,057	0,398	0,511	0,034	0,000	0,000
2003	32 730	0,000	0,027	0,141	0,802	0,030	0,000	0,000
2004	20 148	0,000	0,036	0,400	0,558	0,005	0,000	0,000
2005	21 697	0,000	0,011	0,208	0,762	0,020	0,000	0,000
2006	21 099	0,002	0,040	0,205	0,711	0,042	0,000	0,000
2007	16 714	0,002	0,079	0,411	0,454	0,052	0,000	0,000
2008	19 284	0,000	0,024	0,299	0,654	0,023	0,000	0,000
2009	10 980	0,000	0,041	0,354	0,551	0,054	0,000	0,000
2010	20 180	0,000	0,030	0,497	0,461	0,012	0,000	0,000
2011	23 898	0,000	0,033	0,202	0,743	0,023	0,000	0,000
2012	29 938	0,000	0,026	0,569	0,382	0,023	0,000	0,000
2013	25 074	0,000	0,009	0,218	0,727	0,043	0,000	0,002
2014	17 568	0,000	0,195	0,441	0,345	0,018	0,000	0,000
2015	19 715	0,000	0,019	0,559	0,411	0,010	0,000	0,000
2016	37 120	0,000	0,036	0,642	0,309	0,012	0,000	0,000
2017	30 150	0,000	0,022	0,188	0,750	0,040	0,000	0,000
2018	17 948	0,000	0,270	0,342	0,346	0,040	0,002	0,000

Tableau 5. Résumé des estimations de l'abondance obtenues par capture-recapture mises à jour et publiées précédemment (historiques) pour la période de 1984 à 2018 (à l'exception de 1986). Les estimations de l'abondance obtenues par capture-recapture mises à jour pour la période de 1984 à 2002 (à l'exception de 1986) étaient fondées sur des estimations de Petersen regroupées qui ont été ajustées à la baisse de 6,4 %, ce qui représente le biais moyen observé entre les estimations de Petersen regroupées de 2003 à 2018 qui étaient stratifiées selon la longueur des individus, et celles qui ne l'étaient pas. Les estimations de l'abondance obtenues par capture-recapture mises à jour pour 2003 et les années suivantes étaient fondées sur des estimations de Petersen stratifiées selon la longueur des individus, qui étaient propres à une année donnée. Les données de capture-recapture n'étaient pas accessibles pour 1986; il n'y a donc pas d'estimation de l'abondance obtenue par capture-recapture pour cette année. Pour 2016 et les années précédentes, on a appliqué un taux moyen d'individus non recapturables pondéré de 25,5 % aux estimations de l'abondance mises à jour, ce qui les a fait diminuer. On a appliqué des taux d'individus non recapturables propres à une année donnée aux estimations de l'abondance obtenues par capture-recapture mises à jour pour 2017 (32,1 %) et 2018 (14,6 %). Les estimations publiées précédemment proviennent du rapport du Comité technique transfrontière (TTC, 2019b) (colonnes 6 et 8). La catégorie « Estimations publiées précédemment (ajustées) » représente les estimations publiées qui ont été ajustées selon le taux d'individus non recapturables pour une année donnée (colonne 4) et le biais lié à la sélectivité par taille (colonne 5). Pour certaines années, on a appliqué un facteur d'expansion aux estimations publiées (colonne 10). On a appliqué ces facteurs aux estimations publiées précédemment (colonne 8) avant d'appliquer les ajustements relatifs aux taux d'individus non recapturables et à la sélectivité par taille (colonne 9). Par exemple, une estimation de 133 414 individus (valeur en 1984) élargie selon un facteur d'expansion d'environ 5,6 % augmente à une valeur de 141 254 individus. Si cette valeur est réduite de 25,5 %, puis de 6,4 %, elle diminue ensuite à 98 494 individus.

Année	Estimations actualisées de Petersen regroupées de l'abondance obtenues par capture-recapture	Écart-type	Ajustement lié au taux d'individus non recapturables	Ajustement lié à la sélectivité par taille	Estimations publiées précédemment	Expansion			Facteur d'expansion
						Estimations publiées précédemment (ajustées)	Estimations publiées précédemment	Estimations publiées précédemment (ajustées)	
1984	88 272	8 689	-0,255	-0,064	133 414	93 027	141 254	98 494	0.056
1985	84 479	8 573	-0,255	-0,064	118 160	82 391	123 974	86 445	0.047
1986	---	----	----	----	104 162	72 634	115 045	80 223	0.095
1987	56 362	5 386	-0,255	-0,064	87 554	61 050	96 023	66 955	0.088
1988	55 580	5 466	-0,255	-0,064	86 629	60 405	92 641	64 597	0.065
1989	80 997	7 605	-0,255	-0,064	99 467	69 356	114 068	79 537	0.128
1990	75 801	6 981	-0,255	-0,064	117 385	81 850	117 573	81 981	0.002
1991	104 895	9 899	-0,255	-0,064	153 773	107 223	154 873	107 990	0.007
1992	99 643	9 121	-0,255	-0,064	162 003	112 961	167 376	116 708	0.032
1993	92 933	8 351	-0,255	-0,064	138 523	96 589	142 148	99 117	0.026

Année	Estimations actualisées de Petersen regroupées de l'abondance obtenues par capture-recapture	Écart-type	Ajustement lié au taux d'individus non recapturables	Ajustement lié à la sélectivité par taille	Estimations publiées précédemment	Expansion			Facteur d'expansion
						Estimations publiées précédemment (ajustées)	Estimations publiées précédemment	Estimations publiées précédemment (ajustées)	
1994	90 128	8 231	-0,255	-0,064	129 119	90 032	131 580	91 748	0.019
1995	104 242	9 531	-0,255	-0,064	145 264	101 290	146 450	102 117	0.008
1996	97 477	8 788	-0,255	-0,064	132 322	92 265	134 651	93 889	0.017
1997	73 255	6 697	-0,255	-0,064	93 816	65 416	95 438	66 547	0.017
1998	64 755	6 069	-0,255	-0,064	89 992	62 750	89 992	62 750	----
1999	83 588	7 886	-0,255	-0,064	113 706	79 285	113 706	79 285	----
2000	83 190	7 583	-0,255	-0,064	115 693	80 670	115 693	80 670	----
2001	132 502	12 049	-0,255	-0,064	192 245	134 049	192 245	134 049	----
2002	94 605	8 637	-0,255	-0,064	135 233	94 295	135 233	94 295	----
2003	133 593	12 338	-0,255	-0,064	193 390	134 847	193 390	134 847	----
2004	85 257	7 828	-0,255	-0,064	127 047	88 587	127 047	88 587	----
2005	87 496	8 521	-0,255	-0,064	142 155	99 122	142 155	99 122	----
2006	106 545	10 175	-0,255	-0,064	167 597	116 862	167 597	116 862	----
2007	60 320	5 352	-0,255	-0,064	104 815	73 085	105 012	73 223	0.002
2008	78 031	7 647	-0,255	-0,064	84 073	58 622	87 568	61 059	0.040
2009	59 817	6 237	-0,255	-0,064	83 028	57 894	83 097	57 942	0.001
2010	80 747	8 034	-0,255	-0,064	103 257	71 999	109 028	76 023	0.053
2011	82 116	7 741	-0,255	-0,064	139 926	97 568	139 926	97 568	----
2012	102 670	9 534	-0,255	-0,064	155 590	108 490	156 877	109 387	0.008
2013	88 535	8 506	-0,255	-0,064	96 928	67 586	106 350	74 156	0.089
2014	68 532	6 357	-0,255	-0,064	109 984	76 690	109 984	76 690	----
2015	102 506	10 262	-0,255	-0,064	150 483	104 929	152 372	106 246	0.012

Année	Estimations actualisées de Petersen regroupées de l'abondance obtenues par capture-recapture	Écart-type	Ajustement lié au taux d'individus non recapturables	Ajustement lié à la sélectivité par taille	Estimations publiées précédemment	Expansion		Facteur d'expansion	
						Estimations publiées précédemment (ajustées)	Estimations publiées précédemment		
2016	146 294	13 284	-0,255	-0,064	213 851	149 114	216 536	149 114	----
2017	91 164	5 030	-0,321	-0,064	138 518	87 979	138 796	88 155	0.002
2018	84 806	5 206	-0,146	-0,064	135 351	108 135	136 995	109 448	0.012

Tableau 6. Estimations de Petersen regroupées de l'abondance en rivière du saumon rouge de la rivière Taku obtenues par capture-recapture, et estimations de la composition par âge des individus capturés dans les tourniquets situés à proximité de l'île Canyon, pour la période de 1983 à 2018. Les données sur la composition par âge provenant des tourniquets ont été pondérées selon les estimations de l'abondance en rivière obtenues par capture-recapture. Remarque : Les estimations présentées diffèrent des estimations publiées précédemment dans le rapport du Comité technique transfrontière (TTC, 2019b).

Année	Estimations de Petersen regroupées de l'abondance obtenues par capture-recapture	Proportions selon l'âge						Âge 8
		Âge 2	Âge 3	Âge 4	Âge 5	Âge 6	Âge 7	
1983	---	0,000	0,018	0,437	0,484	0,058	0,004	---
1984	88 273	0,002	0,039	0,268	0,662	0,029	0,000	---
1985	84 479	0,003	0,100	0,214	0,628	0,055	0,000	---
1986	---	0,000	0,032	0,359	0,526	0,083	0,000	---
1987	56 362	0,008	0,060	0,319	0,565	0,048	0,000	---
1988	55 580	0,003	0,127	0,380	0,442	0,048	0,000	---
1989	80 998	0,003	0,072	0,268	0,615	0,042	0,000	---
1990	75 801	0,004	0,084	0,312	0,549	0,050	0,000	---
1991	104 896	0,001	0,111	0,416	0,426	0,046	0,000	---
1992	99 643	0,002	0,100	0,396	0,449	0,053	0,000	---
1993	92 933	0,002	0,074	0,272	0,603	0,049	0,000	---
1994	90 129	0,009	0,102	0,267	0,591	0,030	0,000	---
1995	104 242	0,003	0,176	0,369	0,422	0,030	0,000	---
1996	97 478	0,000	0,051	0,355	0,571	0,023	0,000	---
1997	73 255	0,001	0,034	0,376	0,513	0,076	0,000	---
1998	64 756	0,001	0,075	0,261	0,617	0,046	0,000	---
1999	83 588	0,009	0,082	0,543	0,346	0,020	0,000	---
2000	83 190	0,000	0,075	0,433	0,470	0,022	0,000	---
2001	132 503	0,005	0,106	0,315	0,559	0,016	0,000	---
2002	94 606	0,003	0,117	0,398	0,461	0,020	0,000	---
2003	133 594	0,004	0,102	0,326	0,555	0,014	0,000	---
2004	85 258	0,003	0,082	0,470	0,425	0,020	0,000	---
2005	87 496	0,006	0,068	0,389	0,516	0,020	0,000	---
2006	106 545	0,002	0,096	0,327	0,548	0,027	0,000	---
2007	60 321	0,003	0,098	0,467	0,391	0,041	0,000	---
2008	78 031	0,005	0,092	0,312	0,568	0,023	0,000	---
2009	59 818	0,004	0,179	0,318	0,453	0,046	0,000	---
2010	80 747	0,006	0,097	0,529	0,362	0,005	0,000	---
2011	82 117	0,005	0,108	0,220	0,609	0,058	0,000	---
2012	102 671	0,003	0,057	0,586	0,335	0,018	0,001	---
2013	88 536	0,013	0,085	0,289	0,554	0,060	0,000	---
2014	68 533	0,007	0,342	0,390	0,241	0,019	0,001	---
2015	102 506	0,004	0,101	0,509	0,375	0,011	0,000	---
2016	146 294	0,002	0,061	0,616	0,305	0,017	0,000	---
2017	91 164	0,002	0,042	0,250	0,663	0,042	0,000	---
2018	84 807	0,000	0,336	0,431	0,195	0,039	0,000	---

Tableau 7. Distributions a priori des paramètres du modèle. Le paramètre ϕ devait se trouver au sein de la plage de $-1,0$ à $1,0$. Pour la distribution a priori de référence, les paramètres $\ln(\alpha)$ et β devaient dépasser une limite inférieure de $1,00 \times 10^{-6}$. Les données d'entrée du logiciel JAGS pour le paramètre de dispersion d'une distribution a priori normale correspondent à la précision, qui est l'inverse de la variance.

Paramètre	Codes du progiciel rjags	Distribution a priori	Distribution de recharge
$\ln(\alpha)$	Inalpha	$\ln(\alpha) \sim \text{Normale}(0; 1,00 \times 10^{-6})$	-
β	beta	$\beta_{\text{référence}} \sim \text{Normale}(0; 1,00 \times 10^{-6})$	$\beta_1 \sim \text{Uniforme}(1,00 \times 10^{-6}; 1,0)$ $\beta_2 \sim \text{Normale}(0; 1,00 \times 10^{-6})$
σ_R	sigma.R	$1/\sigma_R^2 \sim \text{Gamma}(0, 001; 0,001)$	-
ϕ	phi	$\phi \sim \text{Normale}(0; 1,00 \times 10^{-6})$	-
ω_0	log.resid.0	$\omega_0 \sim \text{Normale}(0; \sigma_R^2/(1 - \phi^2))$	-
D	D.sum	$1/\sqrt{D} \sim \text{Uniforme}(0; 1)$	-
$\ln(R_0)$	mean.log.R0	$\ln(R_0) \sim \text{Normale}(0; 1,00 \times 10^{-6})$	-
σ_{R0}	sigma.R0	$1/\sigma_{R0}^2 \sim \text{gamma}(0,001; 0,001)$	-
$R_1: R_6$	R[1:6]	Lognormale ($\ln(R_0), \sigma_{R0}^2$)	-

Tableau 8. Données utilisées dans l'analyse de sensibilité. Dans le tableau, les valeurs « ir » pour les années 1984 et 1985 et la période de 1987 à 2018 correspondent aux estimations de Petersen regroupées de l'abondance en amont de la frontière obtenues par capture-recapture, et les valeurs « cv.ir » représentent les coefficients de variation connexes. Il n'y a aucune estimation pour 1986. Ces estimations de Petersen regroupées obtenues par capture-recapture sont tirées du document de Pestal et al. (2020) et sont différentes des estimations publiées dans le rapport du Comité technique transfrontière (TTC, 2019b). Les valeurs « ir » pour les années 1980 à 1983 et 1986 dans les scénarios 1a, 1b et 1c correspondent aux estimations de l'abondance issues du modèle de référence. Les coefficients varient selon le scénario (0,90, 0,50 et 0,10, respectivement). Les valeurs « ir » pour les années 1980 à 1983 et 1986 dans le scénario 2 correspondent aux estimations de l'abondance issues du modèle de référence, qui ont été multipliées par 0,75. Pour ces années les coefficients de variation sont fixés à 0,10. Les valeurs « ir » pour les années 1980 à 1983 et 1986 dans le scénario 3 correspondent aux estimations de l'abondance issues du modèle de référence, qui ont été multipliées par 1,33. Pour ces années, les coefficients de variation sont fixés à 0,10.

Année	Scénario 1a		Scénario 1b		Scénario 1c		Scénario 2		Scénario 3	
	ir	cv.ir	ir	cv.ir	ir	cv.ir	ir	cv.ir	ir	cv.ir
1980	55 179	0,90	0,50	0,10	41 384	0,10	73 388	0,10		
1981	38 444	0,90	0,50	0,10	28 833	0,10	51 130	0,10		
1982	27 149	0,90	0,50	0,10	20 362	0,10	36 108	0,10		
1983	51 747	0,90	0,50	0,10	38 810	0,10	68 823	0,10		
1984	88 273	0,10	0,10	0,10	88 273	0,10	88 273	0,10		
1985	84 479	0,10	0,10	0,10	84 479	0,10	84 479	0,10		
1986	50 926	0,90	0,50	0,10	38 195	0,10	67 732	0,10		
1987	56 362	0,10	0,10	0,10	56 362	0,10	56 362	0,10		
1988	55 580	0,10	0,10	0,10	55 580	0,10	55 580	0,10		
1989	80 998	0,09	0,09	0,09	80 998	0,09	80 998	0,09		
1990	75 801	0,09	0,09	0,09	75 801	0,09	75 801	0,09		
1991	104 896	0,09	0,09	0,09	104 896	0,09	104 896	0,09		
1992	99 643	0,09	0,09	0,09	99 643	0,09	99 643	0,09		
1993	92 933	0,09	0,09	0,09	92 933	0,09	92 933	0,09		
1994	90 129	0,09	0,09	0,09	90 129	0,09	90 129	0,09		
1995	104 242	0,09	0,09	0,09	104 242	0,09	104 242	0,09		
1996	97 478	0,09	0,09	0,09	97 478	0,09	97 478	0,09		
1997	73 255	0,09	0,09	0,09	73 255	0,09	73 255	0,09		
1998	64 756	0,09	0,09	0,09	64 756	0,09	64 756	0,09		
1999	83 588	0,09	0,09	0,09	83 588	0,09	83 588	0,09		
2000	83 190	0,09	0,09	0,09	83 190	0,09	83 190	0,09		
2001	132 503	0,09	0,09	0,09	132 503	0,09	132 503	0,09		
2002	94 606	0,09	0,09	0,09	94 606	0,09	94 606	0,09		
2003	133 594	0,09	0,09	0,09	133 594	0,09	133 594	0,09		
2004	85 258	0,09	0,09	0,09	85 258	0,09	85 258	0,09		
2005	87 496	0,10	0,10	0,10	87 496	0,10	87 496	0,10		
2006	106 545	0,10	0,10	0,10	106 545	0,10	106 545	0,10		
2007	60 321	0,09	0,09	0,09	60 321	0,09	60 321	0,09		
2008	78 031	0,10	0,10	0,10	78 031	0,10	78 031	0,10		
2009	59 818	0,10	0,10	0,10	59 818	0,10	59 818	0,10		

Année	Scénario 1a			Scénario 1b			Scénario 1c			Scénario 2		Scénario 3	
	ir	cv.ir		cv.ir			cv.ir			ir	cv.ir	ir	cv.ir
2010	80 747	0,10		0,10			0,10			80 747	0,10	80 747	0,10
2011	82 117	0,09		0,09			0,09			82 117	0,09	82 117	0,09
2012	102 671	0,09		0,09			0,09			102 671	0,09	102 671	0,09
2013	88 536	0,10		0,10			0,10			88 536	0,10	88 536	0,10
2014	68 533	0,09		0,09			0,09			68 533	0,09	68 533	0,09
2015	102 506	0,10		0,10			0,10			102 506	0,10	102 506	0,10
2016	146 294	0,09		0,09			0,09			146 294	0,09	146 294	0,09
2017	91 164	0,06		0,06			0,06			91 164	0,06	91 164	0,06
2018	84 807	0,06		0,06			0,06			84 807	0,06	84 807	0,06

Tableau 9. Estimations de l'abondance annuelle du saumon rouge de la rivière Taku obtenues en ajustant un modèle état-espace aux données des années civiles 1980 à 2018. Les estimations ponctuelles correspondent aux médianes a posteriori et les coefficients de variation, aux écarts-types a posteriori, divisés par les moyennes a posteriori. Les valeurs correspondant au recrutement sont présentées par année d'éclosion. Les années où l'incertitude est plus élevée sont les années pour lesquelles les estimations de l'abondance obtenues par capture-recapture (1980 à 1983 et 1986) ou les données sur la composition par âge (1980 à 1982) sont manquantes. Les valeurs du recrutement initial log-transformées (R_{1974} à R_{1979}) n'étaient pas liées à l'abondance de géniteurs. Les années pour lesquelles des données sont manquantes sont ombragées.

Année	Remonte en zone terminale (N)	Échappée (G)	Recrutement (R)	Coefficients de variation		
				Remonte en zone terminale (N)	Échappée (G)	Recrutement (R)
1974	---	---	92 107	---	---	2,12
1975	---	---	89 052	---	---	0,60
1976	---	---	76 712	---	---	0,54
1977	---	---	75 484	---	---	0,51
1978	---	---	66 889	---	---	0,42
1979	---	---	132 073	---	---	0,14
1980	85 531	32 407	156 254	0,43	0,62	0,08
1981	76 265	27 408	121 560	0,45	0,71	0,12
1982	72 812	24 075	102 843	0,46	0,77	0,10
1983	75 550	34 562	86 662	0,37	0,72	0,09
1984	141 854	56 713	140 563	0,06	0,15	0,07
1985	153 351	66 095	172 768	0,06	0,12	0,07
1986	111 571	36 106	180 950	0,15	0,44	0,08
1987	109 141	40 471	217 425	0,05	0,12	0,08
1988	84 958	45 860	235 771	0,07	0,12	0,07
1989	142 426	60 762	203 578	0,05	0,12	0,08
1990	181 937	52 450	159 288	0,05	0,13	0,09
1991	203 708	74 518	250 773	0,05	0,12	0,08
1992	216 690	67 339	208 973	0,05	0,13	0,08
1993	230 899	57 220	124 394	0,05	0,15	0,08
1994	185 980	60 144	104 647	0,05	0,14	0,09
1995	188 863	69 229	188 877	0,05	0,13	0,08
1996	271 568	51 908	310 398	0,04	0,16	0,07
1997	150 725	49 692	230 150	0,05	0,13	0,08
1998	113 989	46 538	262 705	0,06	0,13	0,07
1999	142 912	60 424	160 773	0,05	0,12	0,09
2000	210 923	53 832	154 616	0,04	0,14	0,08
2001	316 357	76 982	163 022	0,05	0,14	0,07
2002	210 083	63 405	122 845	0,05	0,14	0,08
2003	257 332	91 294	141 320	0,05	0,12	0,07
2004	159 665	64 029	104 664	0,05	0,12	0,09
2005	134 367	67 425	99 608	0,06	0,13	0,09
2006	163 016	79 063	171 313	0,06	0,11	0,07
2007	121 172	42 850	112 096	0,05	0,12	0,10
2008	137 958	55 759	192 775	0,06	0,13	0,07
2009	95 900	49 164	87 993	0,07	0,13	0,11
2010	124 962	59 311	125 242	0,06	0,13	0,08

Année	Remonte en zone terminale (N)	Échappée (G)	Recrutement (R)	Coefficients de variation		
				Remonte en zone terminale (N)	Échappée (G)	Recrutement (R)
2011	145 489	55 687	167 007	0,05	0,13	0,09
2012	145 562	69 695	239 049	0,06	0,12	0,06
2013	167 680	57 774	76 426	0,06	0,16	0,13
2014	101 138	51 846	168 832	0,06	0,12	0,18
2015	141 543	80 770	---	0,07	0,12	---
2016	206 949	102 456	---	0,06	0,12	---
2017	158 205	60 125	---	0,04	0,09	---
2018	110 162	67 597	---	0,05	0,08	---
Moyenne	155 107	58 025	153 134	0,09	0,19	0,18
Minimum	72 812	24 075	66 889	0,04	0,08	0,06
Maximum	316 357	102 456	310 398	0,46	0,77	2,12

Tableau 10. Abondance de la remonte en zone terminale selon l'âge ($N_{y,a}$) obtenue en ajustant un modèle état-espace aux données sur le saumon rouge de la rivière Taku pour les années civiles 1980 à 2018. Les estimations ponctuelles correspondent aux médianes a posteriori et les coefficients de variation, aux écarts types a posteriori, divisés par les moyennes a posteriori. Remarque : $N_y = \sum_{a=4}^6 N_{y,a}$ pour les valeurs moyennes de $N_{y,a}$.

Année	Âges 2 à 4	Âge 5	Âges 6 à 8	Coefficients de variation		
				Âges 2 à 4	Âge 5	Âges 6 à 8
1980	30 201	48 180	3 889	0,57	0,60	1,40
1981	29 262	41 578	3 746	0,55	0,56	0,94
1982	26 750	41 051	3 241	0,53	0,54	0,88
1983	35 936	35 519	4 069	0,35	0,42	0,55
1984	50 129	87 099	3 876	0,14	0,10	0,47
1985	50 011	95 746	7 189	0,14	0,09	0,37
1986	36 671	65 001	9 867	0,19	0,17	0,31
1987	40 869	62 200	5 770	0,13	0,10	0,36
1988	41 708	39 502	3 438	0,11	0,11	0,40
1989	48 327	87 847	5 885	0,14	0,09	0,37
1990	59 239	111 259	10 513	0,14	0,08	0,33
1991	82 414	108 211	12 290	0,12	0,10	0,33
1992	81 721	121 796	12 759	0,12	0,09	0,32
1993	72 177	145 692	12 616	0,13	0,08	0,34
1994	55 080	122 272	8 200	0,14	0,08	0,40
1995	85 273	94 853	8 035	0,11	0,10	0,38
1996	111 807	150 475	8 537	0,12	0,10	0,44
1997	46 910	88 704	14 540	0,13	0,09	0,27
1998	33 664	72 109	7 916	0,14	0,09	0,32
1999	74 804	62 691	4 898	0,10	0,12	0,43
2000	96 960	105 422	7 909	0,11	0,10	0,38
2001	102 815	205 437	7 721	0,14	0,08	0,48
2002	82 894	118 287	7 834	0,12	0,09	0,43
2003	76 284	172 571	7 431	0,14	0,08	0,48
2004	72 836	80 473	6 186	0,11	0,10	0,43
2005	54 894	75 148	3 848	0,12	0,10	0,48
2006	55 222	101 353	5 824	0,13	0,09	0,43
2007	52 377	62 327	6 177	0,11	0,10	0,37
2008	49 485	83 092	4 918	0,13	0,09	0,42
2009	37 821	52 014	5 557	0,12	0,11	0,34
2010	67 996	53 893	2 526	0,10	0,12	0,53
2011	40 321	97 399	7 214	0,15	0,08	0,34
2012	79 136	60 716	5 183	0,10	0,12	0,43
2013	46 899	109 489	10 820	0,16	0,09	0,32
2014	59 511	37 280	3 958	0,10	0,13	0,44
2015	77 716	60 008	3 506	0,11	0,12	0,47
2016	118 956	82 333	4 935	0,10	0,12	0,49
2017	37 351	113 714	6 632	0,16	0,07	0,39
2018	69 871	33 906	6 023	0,09	0,14	0,37

Tableau 11. Estimations des paramètres provenant du modèle de Ricker état-espace autorégressif sur le saumon rouge de la rivière Taku pour les années civiles 1980 à 2018. Les médianes a posteriori sont des estimations ponctuelles; les 2,5^e et 97,5^e centiles définissent les intervalles de crédibilité à 95 % associés aux paramètres et les 5^e et 95^e centiles définissent les intervalles de crédibilité à 90 % (les paramètres sont définis dans la section sur la méthode). Les coefficients de variation (CV) représentent les écarts-types a posteriori, divisés par les moyennes a posteriori.

Paramètre	2,5 ^e	5 ^e	Médiane	95 ^e	97,5 ^e	CV a posteriori
α	3,49	3,95	7,63	14,60	16,66	0,42
α'	3,91	4,34	8,17	15,61	17,52	0,45
$\ln(\alpha)$	1,25	1,37	2,03	2,68	2,81	0,20
$\ln(\alpha')$	1,35	1,47	2,11	2,76	2,89	0,19
$\beta_{\text{référence}}$	4,18 x 10 ⁻⁶	6,06 x 10 ⁻⁶	1,69 x 10 ⁻⁵	2,79 x 10 ⁻⁵	3,01 x 10 ⁻⁵	0,39
ϕ	-0,27	-0,20	0,24	0,63	0,72	1,09
σ_R	0,27	0,28	0,36	0,46	0,48	0,15
G_{EQ}	94 406	97 418	124 106	252 655	327 102	0,64
G_{MAX}	33 210	35 843	59 145	164 901	239 065	0,85
G_{RMD}	28 830	30 422	43 857	99 699	130 640	0,67
80 % de G_{RMD}	23 064	24 337	35 086	79 760	104 512	0,67
U_{RMD}	0,55	0,59	0,75	0,85	0,87	0,11
G_{GEN}	1 688	1 967	5 873	25 146	38 871	1,26
D	29,08	30,39	46,67	69,82	77,15	0,26
π_4	0,36	0,37	0,39	0,42	0,42	0,04
π_5	0,52	0,53	0,55	0,58	0,58	0,03
π_6	0,04	0,04	0,05	0,06	0,07	0,13

Tableau 12. Médianes a posteriori et coefficients de variation pour les paramètres clés du modèle selon les versions de référence et de rechange de la distribution a priori pour le paramètre bêta.

Paramètre	Médiane	CV	Distributions a priori de rechange			
			Médiane		CV	
			β_1	β_2	β_1	β_2
α	7,63	0,42	7,63	7,56	0,41	0,44
$\ln(\alpha)$	2,03	0,20	2,03	2,02	0,20	0,20
$\ln(\alpha')$	2,11	0,19	2,11	2,10	0,19	0,20
β	$1,69 \times 10^{-5}$	0,39	$1,68 \times 10^{-5}$	$1,68 \times 10^{-5}$	0,39	0,40
G_{EQ}	124 106	0,64	124 370	123 505	0,49	3,67
G_{MAX}	59 145	0,85	59 509	59 197	0,83	5,37
G_{RMD}	43 857	0,67	44 032	43 692	0,59	4,05
80 % de G_{RMD}	35 086	0,67	35 226	34 953	0,59	4,05
U_{RMD}	0,75	0,11	0,74	0,74	0,11	0,12

Remarque :

$\beta_{référence} \sim$ Distribution normale (0; $1,00 \times 10^{-6}$), contrainte d'être supérieure à $1,00 \times 10^{-6}$

$\beta_1 \sim$ Distribution uniforme ($1,00 \times 10^{-6}$; 1,0)

$\beta_2 \sim$ Distribution normale (0; $1,00 \times 10^{-6}$)

Tableau 13. Médianes a posteriori et coefficients de variation pour les paramètres clés du modèle selon les versions de référence et de rechange des hypothèses sur les estimations de l'abondance obtenues par capture-recapture pour les premières années étudiées. Le coefficient de variation pour le point de référence de G_{RMD} selon les différents scénarios est entre parenthèses. Des analyses de sensibilité ont été menées pour les premières années où des estimations de l'abondance obtenues par capture-recapture sont manquantes. Dans tous les scénarios, pour les années 1984 et 1985 et la période de 1987 à 2018, on a utilisé les estimations de Petersen regroupées de l'abondance en amont de la frontière obtenues par capture-recapture et les coefficients de variation connexes (cv.ir) qui sont tirées du document de Pestal et al. (2020). Il n'y avait aucune estimation pour 1986. On a examiné cinq scénarios. Les valeurs pour les années 1980 à 1983 et 1986 dans les scénarios 1a, 1b et 1c correspondent aux estimations de l'abondance issues du modèle de référence. Les coefficients varient selon le scénario (0,90, 0,50 et 0,10, respectivement). Les valeurs « ir » pour les années 1980 à 1983 et 1986 dans le scénario 2 correspondent aux estimations de l'abondance issues du modèle de référence, qui ont été multipliées par 0,75. Pour ces années les coefficients de variation sont fixés à 0,10. Les valeurs « ir » pour les années 1980 à 1983 et 1986 dans le scénario 3 correspondent aux estimations de l'abondance issues du modèle de référence, qui ont été multipliées par 1,33. Pour ces années, les coefficients de variation sont fixés à 0,10.

Paramètre	Modèle de référence		Scénario 1a	Scénario 1b	Scénario 1c	Scénario 2	Scénario 3
	Médiane	CV					
α	7,63	0,42	7,06	6,59	5,55	7,66	4,95
$\ln(\alpha)$	2,03	0,20	1,95	1,88	1,71	2,04	1,60
$\ln(\alpha')$	2,11	0,19	2,03	1,96	1,79	2,11	1,68
β	$1,69 \times 10^{-5}$	0,39	$1,56 \times 10^{-5}$	$1,45 \times 10^{-5}$	$1,14 \times 10^{-5}$	$1,66 \times 10^{-5}$	$9,96 \times 10^{-6}$
G_{RMD}	43 857	0,67	46 720 (0,62)	48 991 (0,65)	58 987 (0,72)	44 811 (0,43)	64 412 (0,74)

Tableau 14. Sensibilité de l'échappée de référence fondée sur le rendement aux définitions de recharge. Les probabilités liées au rendement optimal (probabilité d'atteindre au moins x % du RMD) correspondent aux probabilités qu'une échappée donnée de géniteurs entraîne des rendements moyens dépassant 70 %, 80 % ou 90 % du RMD. Les probabilités liées à la surpêche (probabilité de surpêche entraînant un rendement inférieur à x % du RMD) correspondent aux probabilités que le rendement constant devienne inférieur à un pourcentage (70 %, 80 % ou 90 %) du RMD. La probabilité de surpêche, exprimée en pourcentage, correspond à la limite inférieure de la plage de l'objectif d'échappée. Les valeurs qui respectent les critères proposés par les auteurs sont ombragées. Les valeurs en gras représentent les limites de la plage de l'objectif d'échappée de 40 000 à 75 000 saumons recommandée par le groupe de travail sur le saumon rouge de la rivière Taku.

Échappée	Probabilité d'atteindre au moins x % du RMD			Probabilité de surpêche entraînant un rendement inférieur à x % du RMD		
	90 %	80 %	70 %	90 %	80 %	70 %
28 000	51 %	76 %	88 %	49 %	25 %	12 %
29 000	56 %	78 %	89 %	44 %	22 %	11 %
30 000	60 %	80 %	90 %	40 %	20 %	10 %
31 000	63 %	82 %	91 %	37 %	18 %	9 %
32 000	67 %	84 %	92 %	33 %	16 %	8 %
33 000	69 %	85 %	92 %	31 %	15 %	8 %
34 000	72 %	87 %	93 %	28 %	13 %	7 %
35 000	74 %	88 %	93 %	26 %	12 %	7 %
36 000	76 %	89 %	93 %	24 %	11 %	7 %
37 000	78 %	90 %	94 %	22 %	10 %	6 %
38 000	80 %	90 %	94 %	20 %	10 %	6 %
39 000	81 %	91 %	95 %	18 %	9 %	5 %
40 000	82 %	92 %	95 %	17 %	8 %	5 %
41 000	83 %	92 %	95 %	16 %	8 %	5 %
42 000	83 %	92 %	96 %	15 %	7 %	4 %
43 000	83 %	93 %	96 %	14 %	7 %	4 %
44 000	83 %	93 %	96 %	13 %	7 %	4 %
45 000	82 %	93 %	96 %	12 %	6 %	4 %
46 000	81 %	93 %	96 %	11 %	6 %	4 %
47 000	81 %	93 %	96 %	10 %	6 %	4 %
48 000	79 %	93 %	96 %	10 %	5 %	3 %
49 000	77 %	93 %	96 %	9 %	5 %	3 %
50 000	75 %	92 %	96 %	9 %	5 %	3 %
51 000	73 %	91 %	97 %	8 %	5 %	3 %
52 000	71 %	90 %	96 %	8 %	4 %	3 %
53 000	68 %	89 %	96 %	8 %	4 %	3 %
54 000	66 %	87 %	96 %	7 %	4 %	2 %
55 000	63 %	86 %	95 %	7 %	4 %	2 %
56 000	61 %	84 %	94 %	7 %	4 %	2 %
57 000	59 %	82 %	93 %	6 %	4 %	2 %
58 000	57 %	79 %	92 %	6 %	4 %	2 %
59 000	54 %	77 %	91 %	6 %	3 %	2 %

Échappée	Probabilité d'atteindre au moins x % du RMD			Probabilité de surpêche entraînant un rendement inférieur à x % du RMD		
	90 %	80 %	70 %	90 %	80 %	70 %
60 000	52 %	75 %	90 %	6 %	3 %	2 %
61 000	50 %	72 %	89 %	5 %	3 %	2 %
62 000	47 %	70 %	87 %	5 %	3 %	2 %
63 000	45 %	68 %	85 %	5 %	3 %	2 %
64 000	43 %	65 %	83 %	5 %	3 %	2 %
65 000	41 %	63 %	81 %	5 %	3 %	2 %
66 000	39 %	61 %	79 %	4 %	3 %	2 %
67 000	38 %	60 %	76 %	4 %	2 %	2 %
68 000	36 %	57 %	74 %	4 %	2 %	1 %
69 000	34 %	55 %	72 %	4 %	2 %	1 %
70 000	33 %	52 %	69 %	4 %	2 %	1 %
71 000	31 %	51 %	67 %	4 %	2 %	1 %
72 000	29 %	48 %	65 %	4 %	2 %	1 %
73 000	28 %	47 %	63 %	4 %	2 %	1 %
74 000	27 %	45 %	61 %	4 %	2 %	1 %
75 000	26 %	43 %	59 %	3 %	2 %	1 %
76 000	25 %	41 %	57 %	3 %	2 %	1 %
77 000	24 %	39 %	55 %	3 %	2 %	1 %
78 000	23 %	38 %	52 %	3 %	2 %	1 %
79 000	22 %	36 %	51 %	3 %	2 %	1 %
80 000	21 %	35 %	49 %	3 %	2 %	1 %
81 000	20 %	33 %	47 %	3 %	2 %	1 %
82 000	19 %	32 %	45 %	3 %	2 %	1 %
83 000	19 %	30 %	44 %	3 %	2 %	1 %
84 000	18 %	29 %	42 %	3 %	1 %	1 %

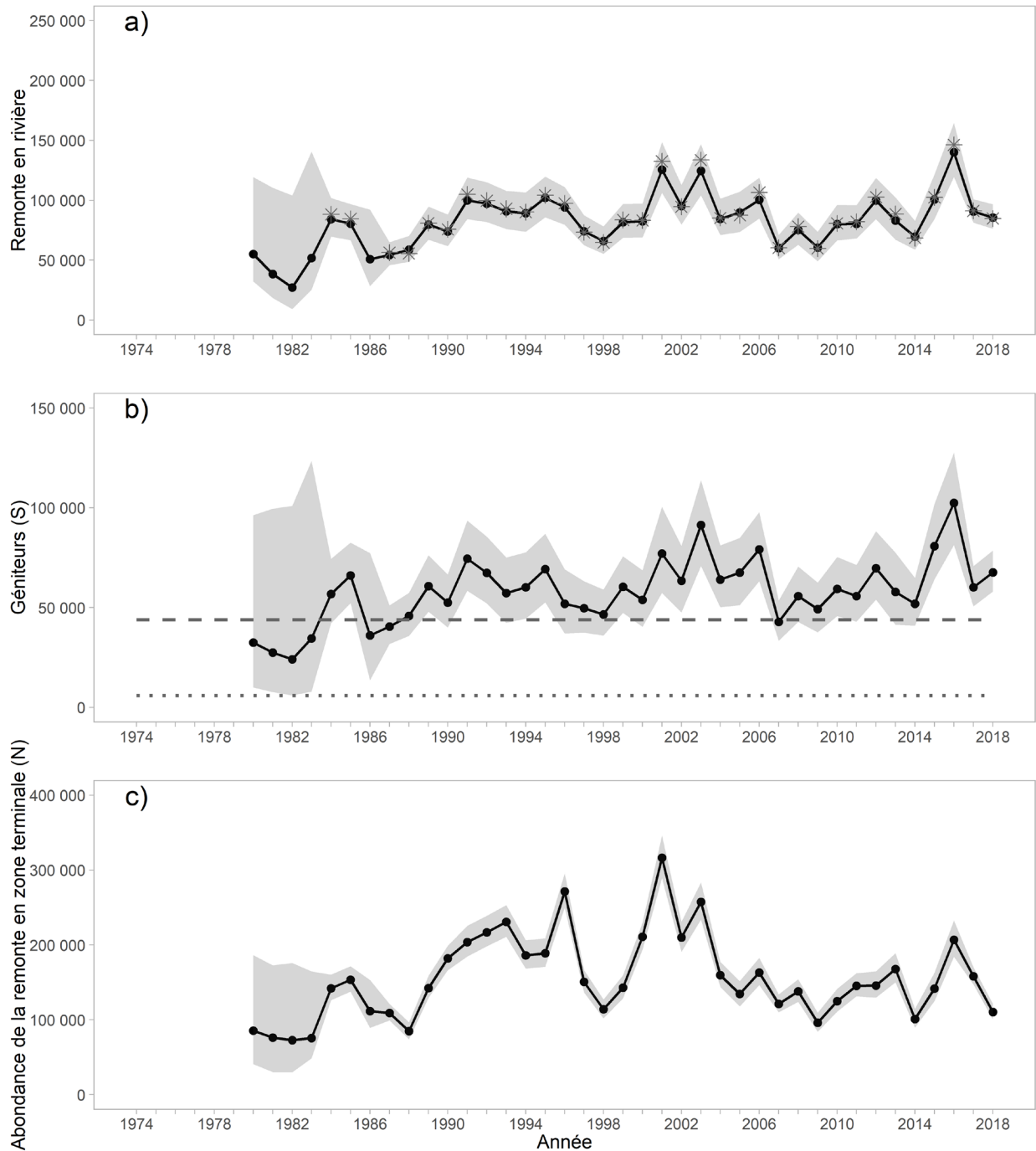


Figure 2. Estimations ponctuelles (médianes a posteriori; cercles reliés par une ligne pleine) et intervalles de crédibilité à 95 % (zones ombragées) de l'abondance annuelle en rivière (graphique a), de l'échappée annuelle (graphique b) et de l'abondance de la remonte en zone terminale (graphique c) par année civile t , découlant d'un modèle bayésien état-espace pour le saumon rouge de la rivière Taku. La médiane a posteriori de G_{RMD} est représentée par une ligne de référence horizontale et pointillée dans le graphique b et la médiane a posteriori de G_{GEN} (d'après l'approximation de Hilborn) est représentée par une ligne horizontale pointillée dans le même graphique. Dans le graphique a, les étoiles correspondent aux estimations de Petersen regroupées de l'abondance observée.

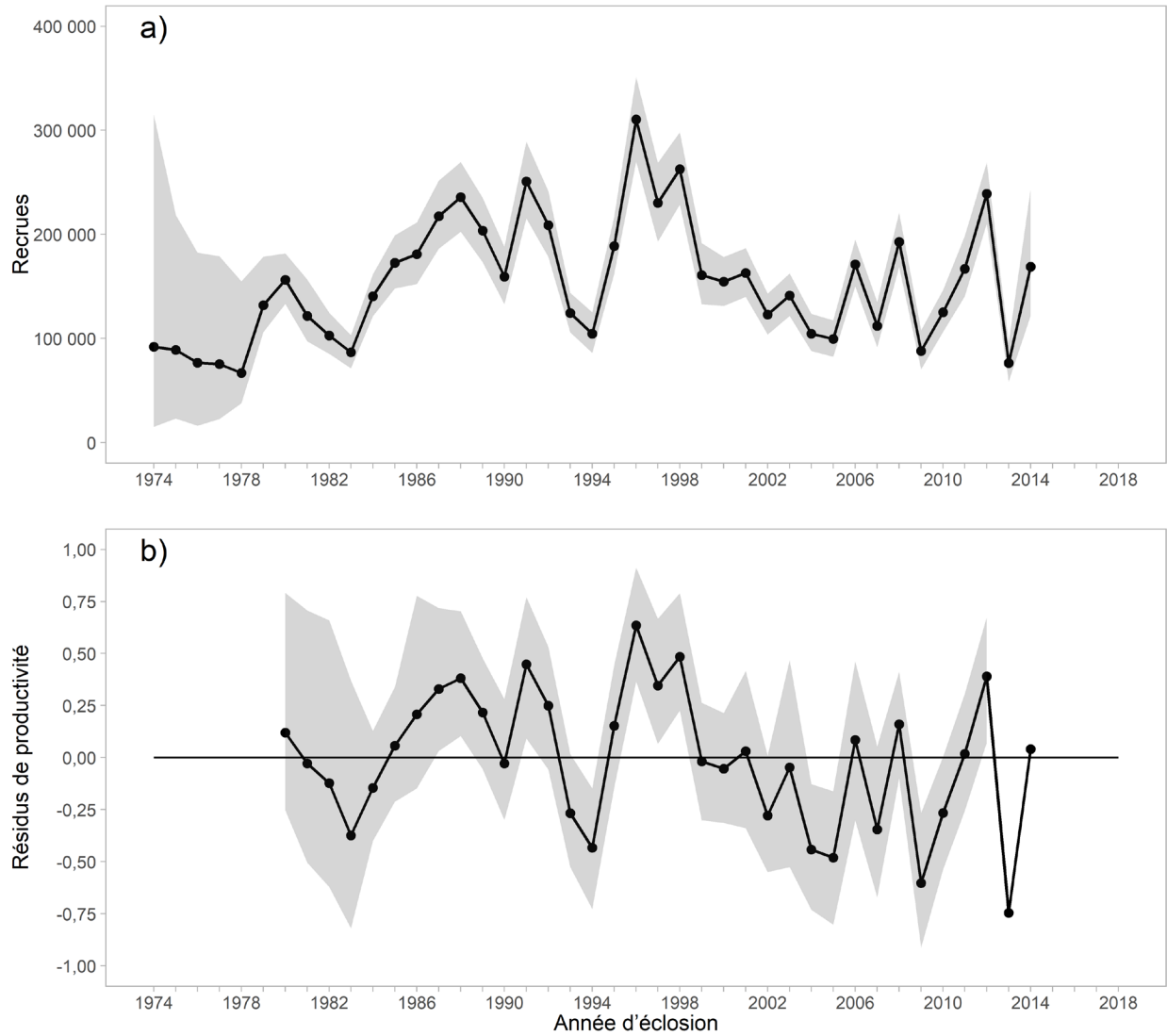


Figure 3. Estimations ponctuelles (médianes a posteriori; cercles reliés par une ligne pleine) et intervalles de crédibilité à 95 % (zones ombragées) du recrutement (graphique a) et des résidus de productivité (graphique b) par année civile t , découlant d'un modèle bayésien état-espace pour le saumon rouge de la rivière Taku.

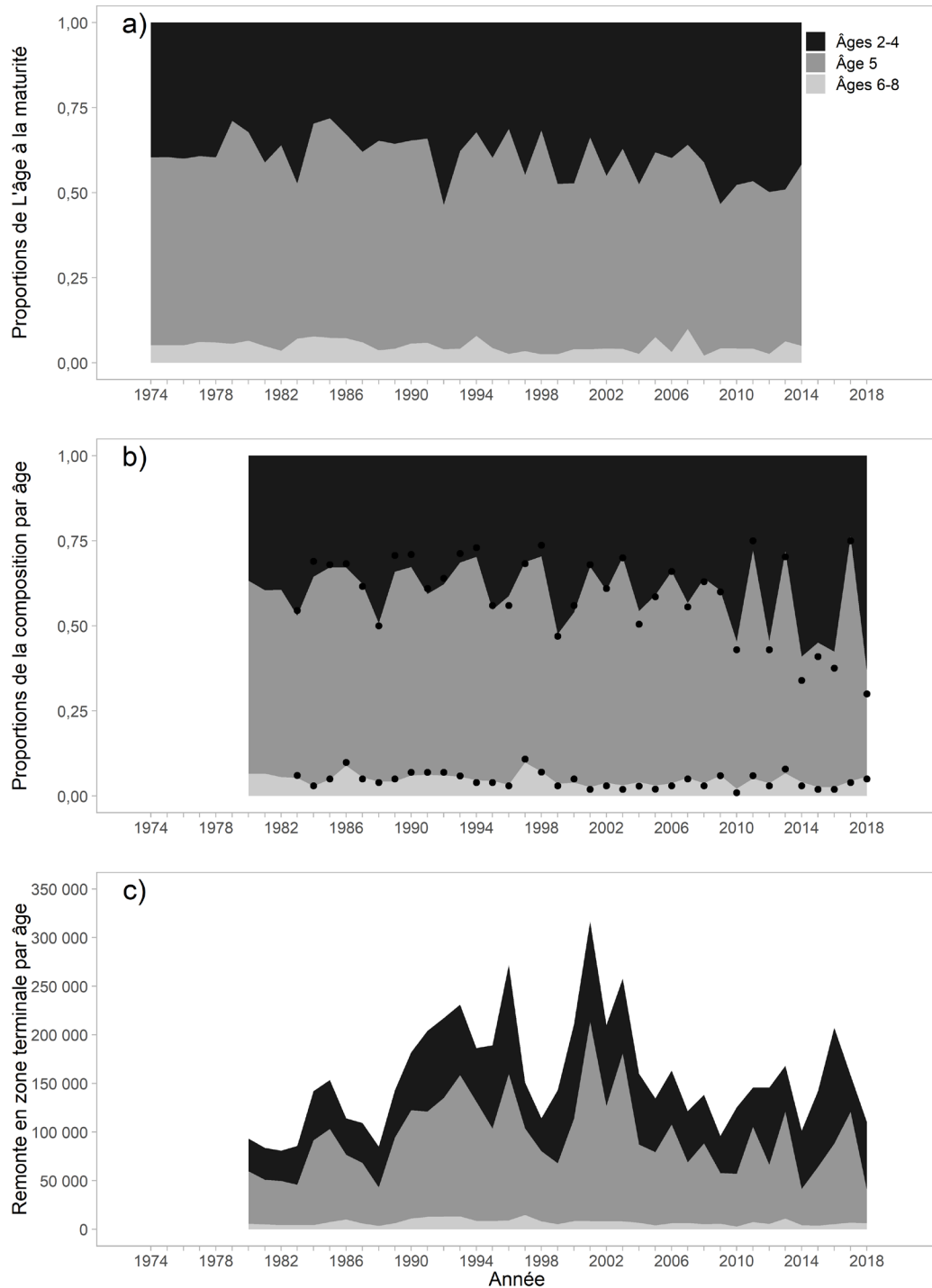


Figure 4. Estimation des proportions selon l'âge moyen à maturité (p) par année d'éclosion (de 1974 à 2014; graphique a), proportions de la composition moyenne par âge (q) de la remonte annuelle par année civile (de 1980 à 2018; graphique b) et remonte moyenne en zone terminale selon l'âge pour chaque année civile (de 1980 à 2018; graphique c), découlant d'un modèle bayésien état-espace ajusté aux données sur le saumon rouge de la rivière Taku. Les deux premières images sont des graphiques en aires dans lesquels la distance entre les lignes représente les proportions par âge. Dans le graphique du milieu, les points représentent les estimations fondées sur des données de la composition par âge tirées de l'annexe A2.

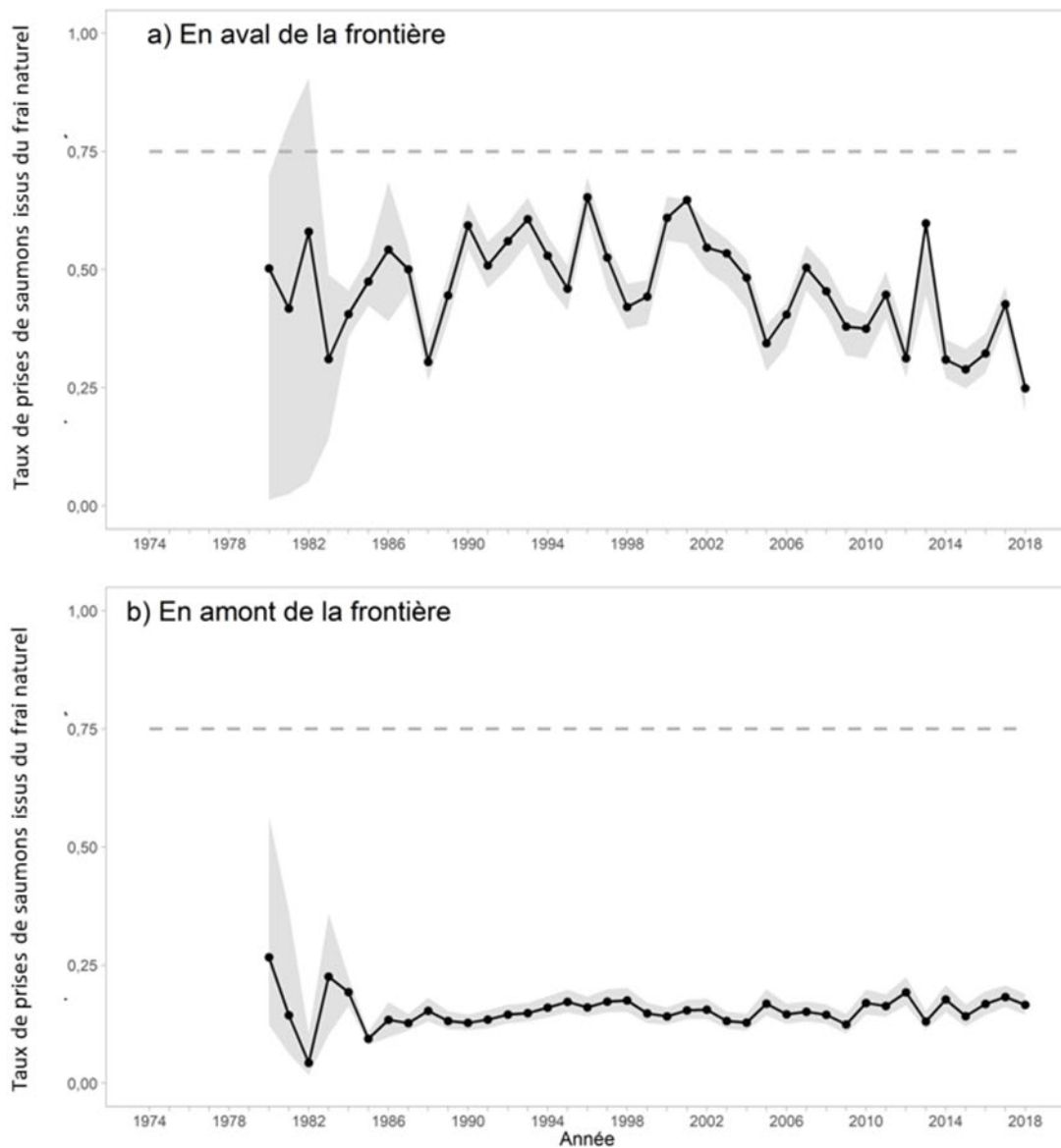


Figure 5. Estimations ponctuelles (médianes a posteriori; cercles reliés par une ligne pleine) et intervalles de crédibilité à 95 % (zones ombragées) des taux de prises de saumons issus du frai naturel en amont (graphique a) et en aval de la frontière (graphique b) par année civile t , qui proviennent d'un modèle bayésien état-espace pour le saumon rouge de la rivière Taku (de 1980 à 2018). La médiane a posteriori de U_{RMD} est représentée par une ligne de référence horizontale et pointillée dans les graphiques a et b.

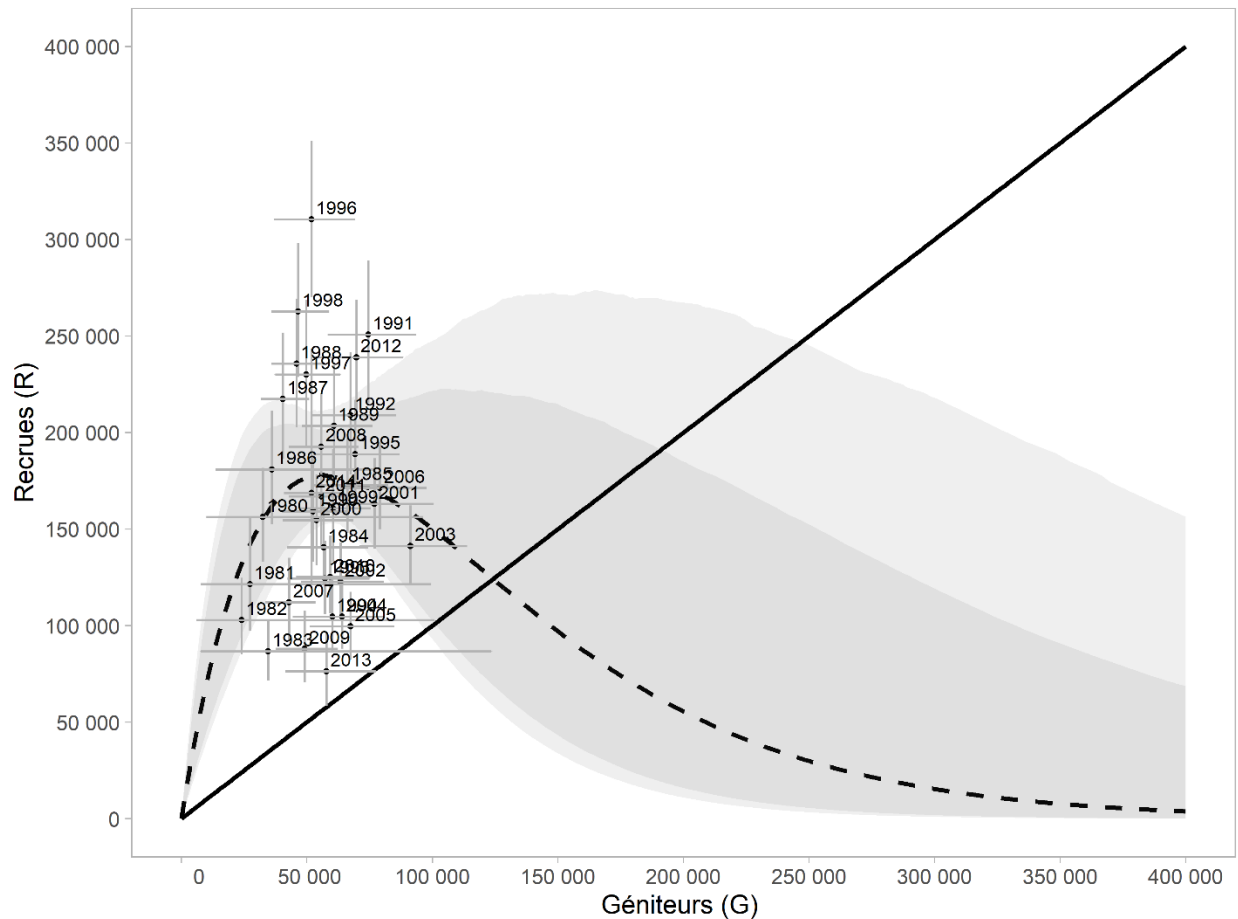


Figure 6. Relations géniteurs-recrues plausibles (aires ombragées autour de la ligne tiretée) pour le stock de saumon rouge de la rivière Taku, découlant d'un modèle bayésien état-espace ajusté aux données relatives à l'abondance du stock, aux prises et à l'âge des individus pêchés pour la période allant de 1980 à 2018. Relations entre les géniteurs et les recrues plausibles. Les médianes a posteriori du nombre de recrues et de géniteurs sont représentées par un point associé à une année d'éclosion; les lignes grises représentent l'intervalle de crédibilité à 95 %. La ligne tiretée noire représente la relation selon le modèle de Ricker obtenue à partir des médianes de la distribution a posteriori des paramètres $\ln(\alpha')$ et β ; les aires ombragées représentent les intervalles de crédibilité à 90 % et à 95 %. La ligne pleine noire représente le nombre de recrues nécessaire pour remplacer les géniteurs.

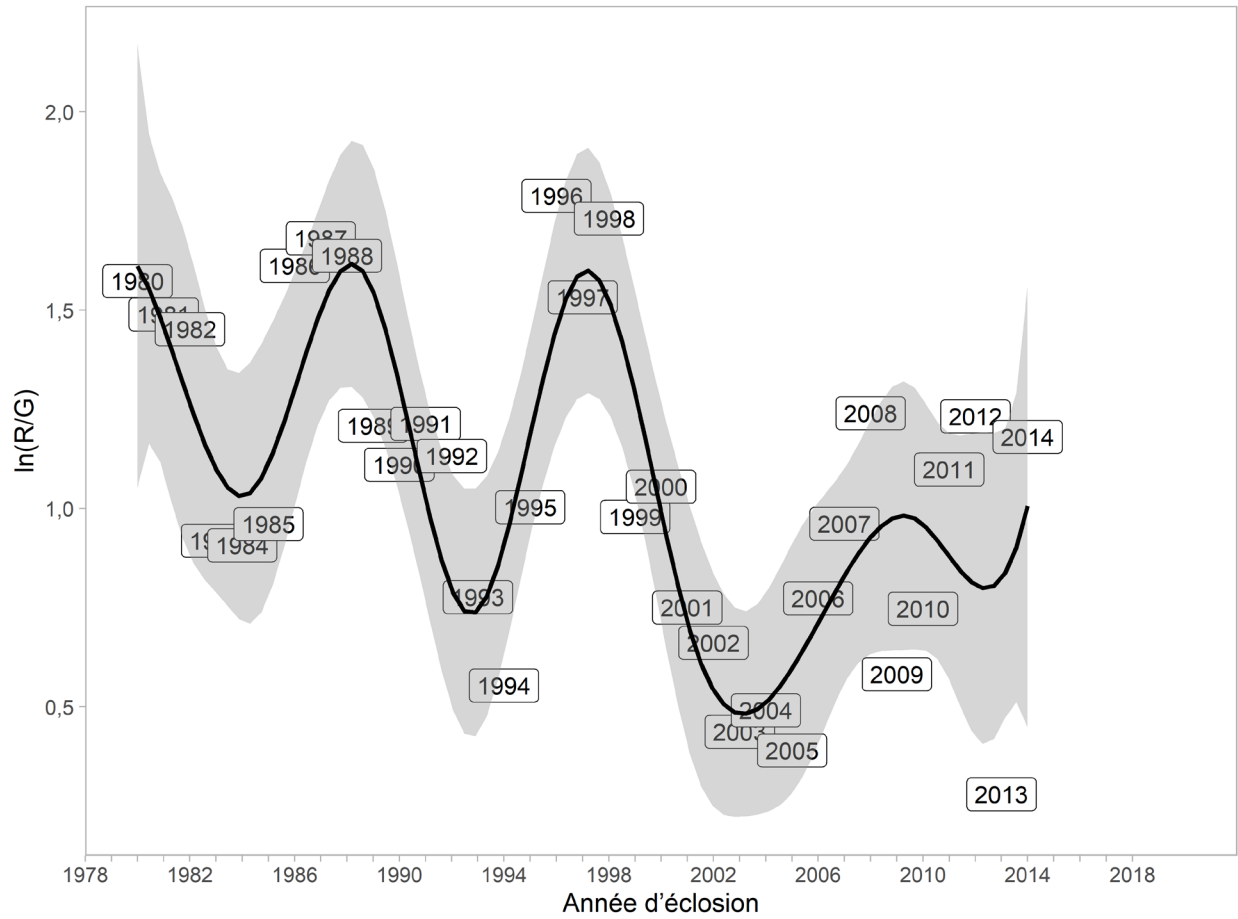


Figure 7. Courbe logarithmique naturelle du nombre de recrues par saumon rouge de la rivière Taku géniteur pour les années d'éclosion de la période allant de 1980 à 2014.

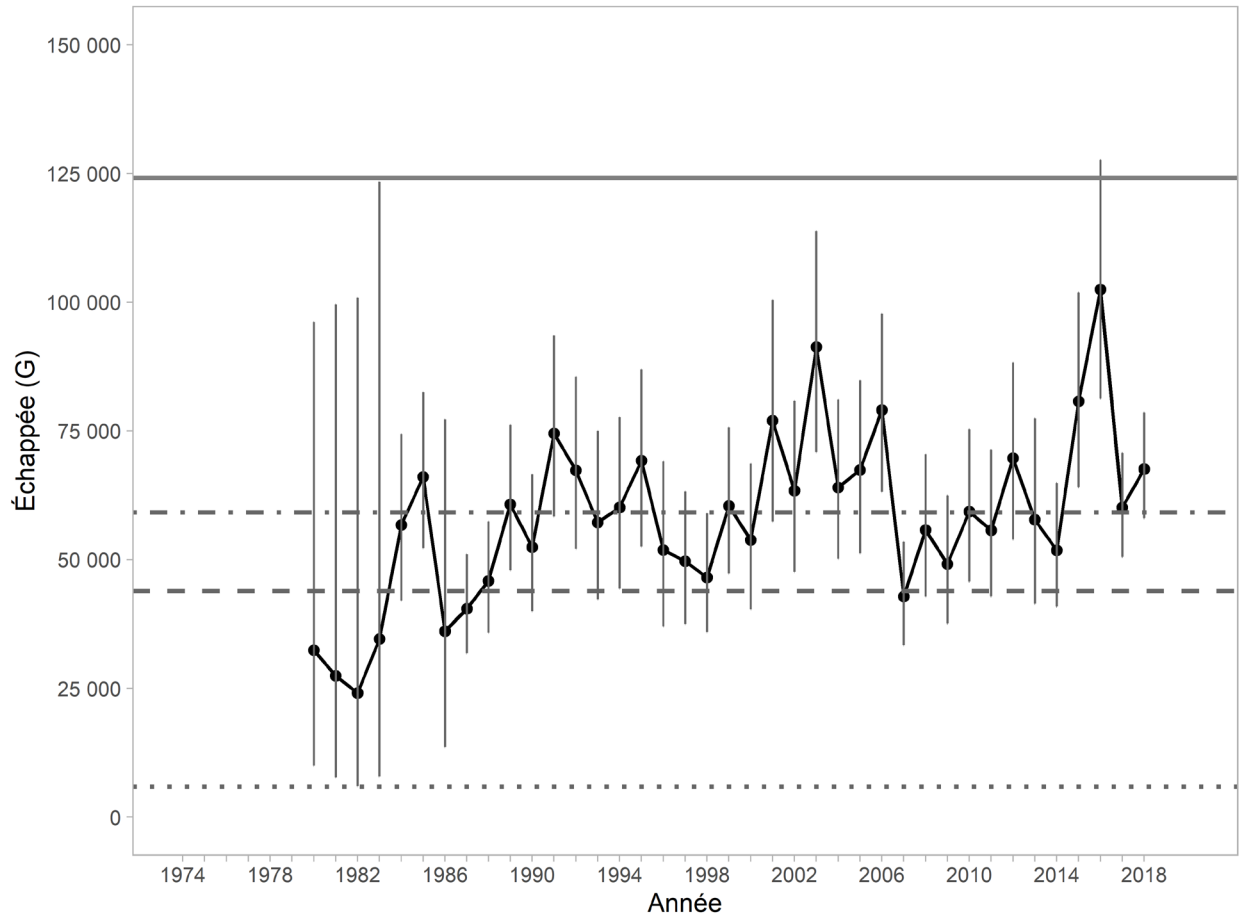


Figure 8. Médianes a posteriori des estimations d'échappée (géniteurs [G]) et intervalles de crédibilité à 95 % connexes (lignes verticales) obtenus en ajustant un modèle bayésien état-espace aux données relatives au saumon rouge de la rivière Taku, de 1980 à 2018. Les médianes a posteriori de G_{MAX} (ligne horizontale tiretée et pointillée), G_{RMD} (ligne horizontale tiretée), G_{GEN} (ligne horizontale pointillée) et G_{EQ} (ligne horizontale pleine) représentent les lignes de référence. Les années où l'incertitude est plus élevée correspondent aux années pendant lesquelles il n'y a pas eu d'estimation de l'abondance obtenue au moyen de la méthode de capture-recapture (de 1980 à 1983, et 1986).

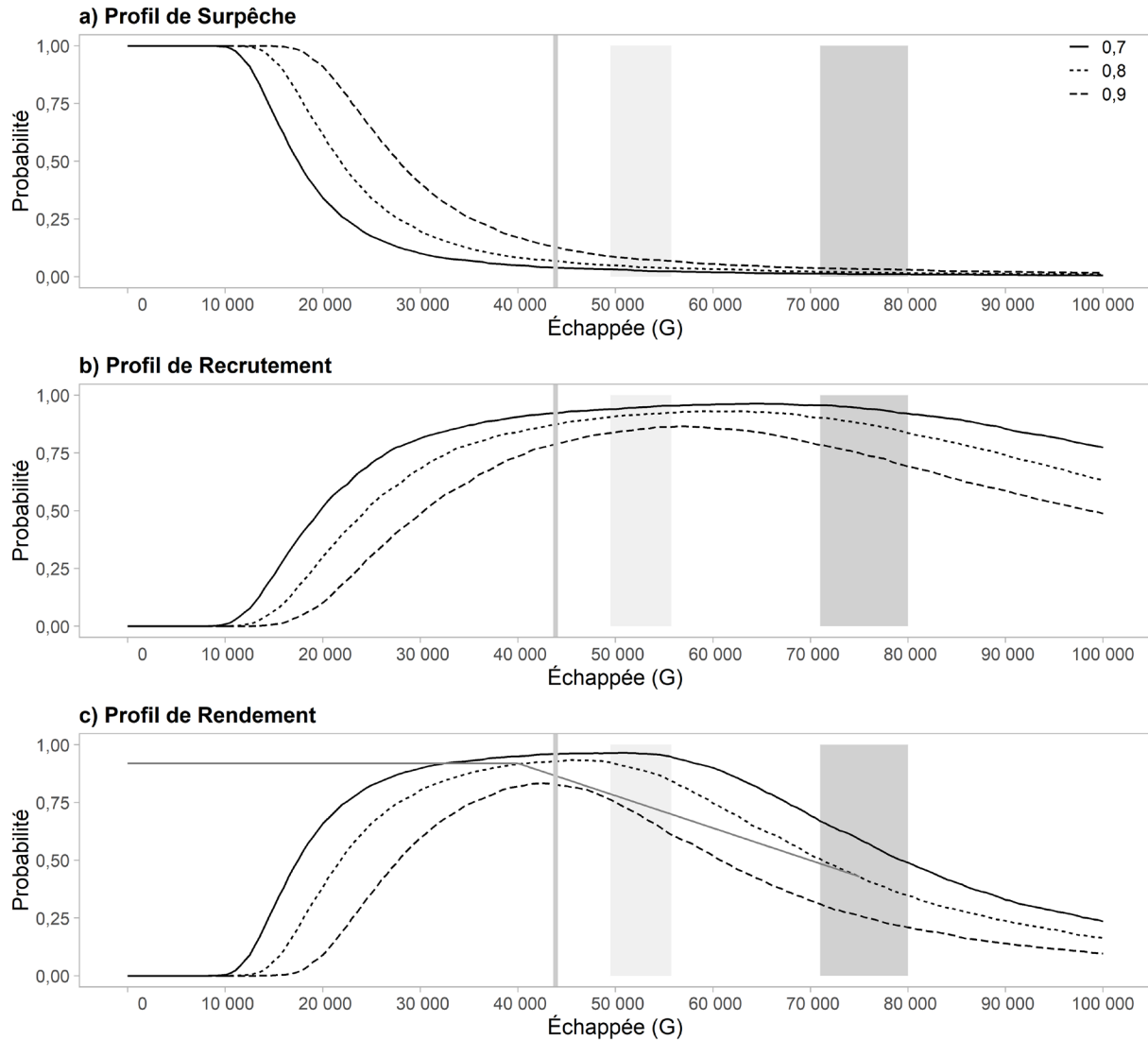


Figure 9. Profils de surpêche, de recrutement maximal et de rendement optimal pour le stock de saumon rouge de la rivière Taku. Les profils de rendement optimal et de recrutement maximal montrent la probabilité que l'échappée corresponde à un pourcentage précis (lignes de 0,70, 0,80 et 0,90) du RMD ou du recrutement maximal. Les profils de surpêche montrent la probabilité que la diminution de l'échappée à un niveau donné produise un rendement inférieur à un pourcentage donné du RMD. L'aire ombragée foncée représente l'objectif d'échappée historique de 1985 à l'échelle du bassin hydrographique, et l'aire ombragée pâle représente cet objectif d'échappée historique, qui a été ajusté selon le taux d'individus non recapturables (diminution de 25,5 %) et le biais associé à la sélectivité par taille (diminution de 6,4 %) (de 49 500 à 55 700 individus; estimation ponctuelle de 52 200). La ligne verticale pleine représente la médiane a posteriori de l'abondance de géniteurs au RMD, découlant du modèle état-espace ($G_{RMD} = 43\,857$ individus). Pour la saison de pêche de 2019, le Conseil transfrontière de la Commission du saumon du Pacifique a fixé un objectif provisoire révisé allant de 55 000 à 62 000 individus et un objectif de gestion de 59 000 individus (TTC, 2019a). On a ajusté l'objectif provisoire à la baisse de 22 % afin de tenir compte du taux d'individus marqués non recapturables historique.

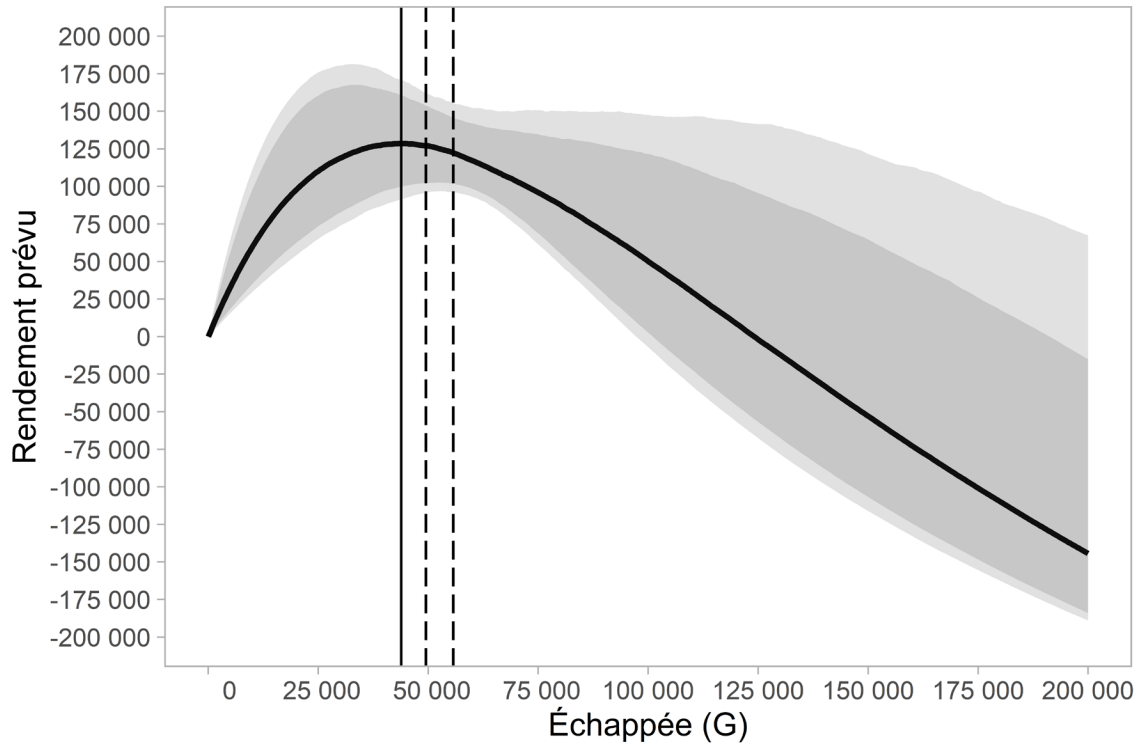


Figure 10. Rendement durable prévu (ligne noire pleine) et intervalles de crédibilité à 90 et à 95 % (zones ombragées) en fonction de l'échappée de géniteurs pour le saumon rouge de la rivière Taku. Les lignes verticales pointillées délimitent la plage de l'objectif d'échappée historique de 1985 à l'échelle du bassin hydrographique, qui a été ajusté selon le taux d'individus non recapturables (diminution de 25,5 %) et le biais associé à la sélectivité par taille (diminution de 6,4 %) (de 49 500 à 55 700 individus; estimation ponctuelle de 52 200). La ligne verticale pleine représente la médiane a posteriori de l'abondance de géniteurs au RMD, découlant du modèle état-espace ($G_{RMD} = 43\ 857$ individus).

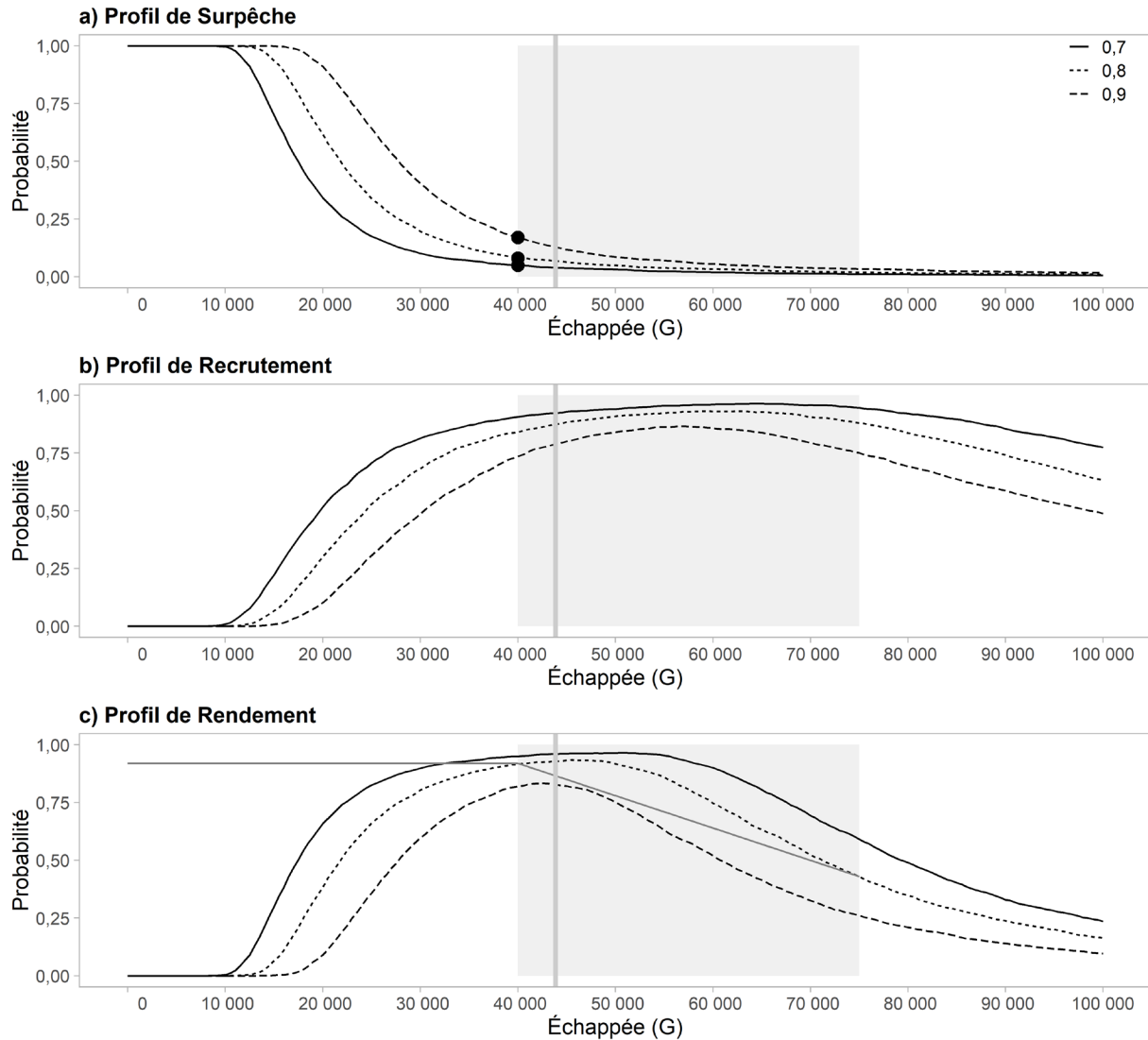


Figure 11. Exemple de la plage d'un objectif d'échappée hypothétique (de 40 000 à 75 000 individus; aire grise) selon laquelle la probabilité que le rendement optimal moyen dépasse 0,80 du RMD est de 0,92 (limite inférieure; ligne horizontale dans le graphique sur les profils de rendement) et de 0,43 (limite supérieure; ligne diagonale dans le graphique sur les profils de rendement). Les profils de surpêche montrent la probabilité que le rendement durable devienne inférieur à un pourcentage donné (0,70, 0,80 et 0,90) du RMD pour une échappée précise. Cette probabilité correspond à la limite inférieure de la plage de l'objectif d'échappée hypothétique (40 000 saumons ou limite inférieure de l'aire grise). La probabilité de surpêche du stock est de 0,05, 0,08 et 0,17 selon les fractions de 0,70, 0,80 et 0,90 du RMD, respectivement (points noirs dans le graphique sur les profils de surpêche). La ligne verticale grise dans les trois graphiques représente une valeur de G_{RMD} de 43 857 géniteurs. La plage de l'objectif d'échappée historique correspond à la plage de l'objectif d'échappée qui n'a pas été ajustée selon le taux d'individus non recapturables (diminution de 25,5 %) ni le biais lié à la sélectivité par taille (diminution de 6,4 %) (p. ex., la plage de l'objectif d'échappée historique de 57 400 à 107 700 individus ajusté à la baisse de 25,5 %, puis de 6,4 % correspond à environ 40 000 à 75 000 individus, soit la plage figurant dans le cadre actuel).

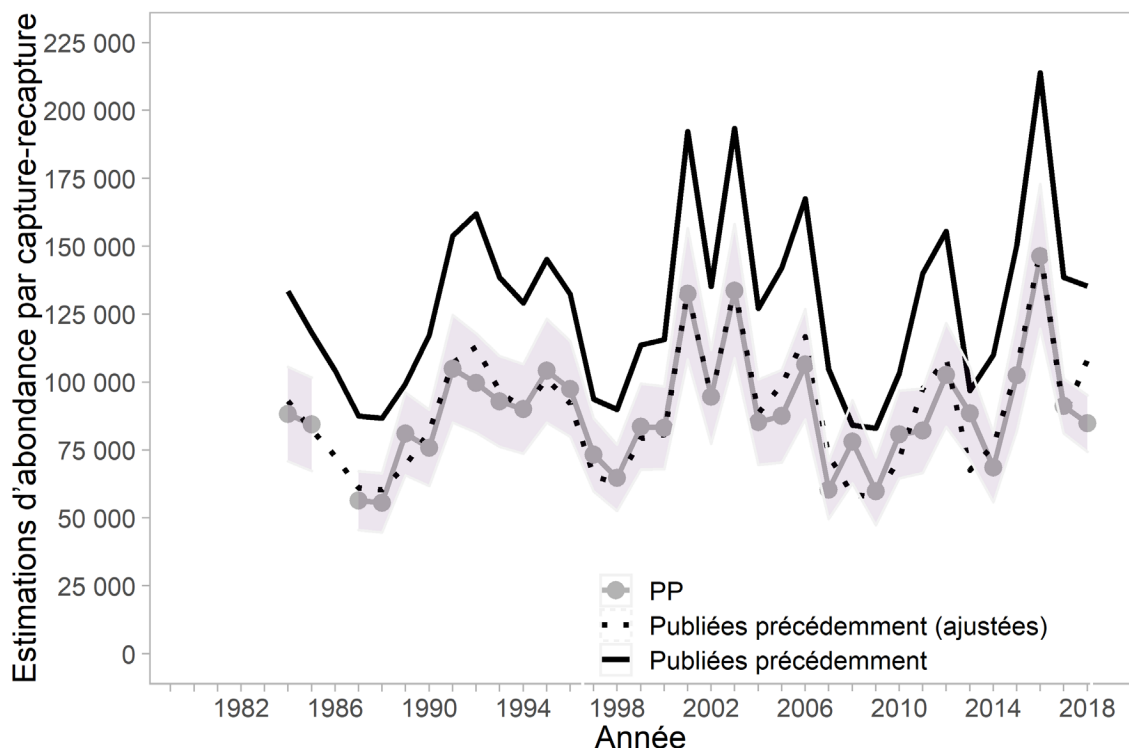


Figure 12. Comparaison entre les estimations de l'abondance obtenues par capture-recapture publiées précédemment (PP; historiques), qui ont été mises à jour et qui n'ont pas été élargies, pour la période de 1984 à 2018 (à l'exception de 1986). Les estimations de l'abondance obtenues par capture-recapture mises à jour pour la période de 1984 à 2002 (à l'exception de 1986) étaient fondées sur des estimations de Petersen regroupées qui ont été ajustées à la baisse de 6,4 %, ce qui représente le biais moyen observé entre les estimations de Petersen pour la période de 2003 à 2018 qui étaient stratifiées selon la longueur des individus, et celles qui ne l'étaient pas. Les estimations actualisées de l'abondance obtenues par capture-recapture pour 2003 et les années suivantes étaient fondées sur des estimations de Petersen stratifiées selon la longueur des individus, qui étaient propres à une année donnée. Les données de capture-recapture n'étaient pas accessibles pour 1986; il n'y a donc pas d'estimation de l'abondance obtenue par capture-recapture pour cette année. Pour 2016 et les années précédentes, on a appliqué un taux moyen d'individus non recapturables pondéré de 25,5 % aux estimations de l'abondance mises à jour, ce qui les a fait diminuer. On a appliqué des taux d'individus non recapturables propres à une année donnée aux estimations de l'abondance obtenues par capture-recapture mises à jour pour 2017 (32,1 %) et 2018 (14,6 %). Les aires ombragées grises représentant l'intervalle de confiance qui entourent les estimations de PP correspondent à ± 2 écarts-types. Les estimations publiées précédemment non élargies proviennent du rapport du Comité technique transfrontière (TTC, 2019b). Les estimations « Publiées précédemment (ajustées) » représentent les estimations publiées précédemment non élargies, qui ont été ajustées selon un taux d'individus non recapturables propre à une année donnée et le biais de la sélectivité par taille (diminution de 6,4 %).

ANNEXE A : CODE DU PROGICIEL RJAGS, OBJETS DE DONNÉES ET NOMBRE D'INDIVIDUS PAR ÂGE (DISTRIBUTION MULTINOMIALE)

ANNEXE A1 :

On a utilisé le code de modèle du progiciel rjags pour faire une analyse statistique bayésienne, au moyen de la méthode Monte-Carlo par chaîne de Markov, du modèle de reconstruction des données sur les remontes du saumon rouge de la rivière Taku pendant la période de 1980 à 2018. L'abondance de géniteurs qui permet de rétablir le stock au niveau de G_{RMD} en une génération, en l'absence d'activité de pêche, soit G_{GEN} , a été calculée au moyen d'une fonction « Solver » issue du progiciel de mesures de la PSS (Holt et Pestal, 2019), qui permet de réaliser les calculs élaborés par Holt et Ogden (2013). Les points de référence G_{RMD} , U_{RMD} et 80 % de G_{RMD} fondés sur le document de Scheuerell (2016) ont été calculés d'après des échantillons *a posteriori* des paramètres $\ln(\alpha')$ et bêta, ainsi que du progiciel *gsI* (Hankin, 2006). Le code utilisé, qui a été adapté selon de document de Fleishman *et al.* (2013), n'est pas présenté.

```
mod=function(){
# spawner-recruit function with an autoregressive lognormal process error with a lag of one year
  for (y in (A + a.min):(Y + A - 1)) {
    log.R[y] ~ dnorm(log.R.mean2[y], tau.R)
    R[y] <- exp(log.R[y])
    log.R.mean1[y] <- log(S[y - a.max]) + lnalpha - beta * S[y - a.max]
    log.resid[y] <- log(R[y]) - log.R.mean1[y]
  }
  log.R.mean2[A + a.min] <- log.R.mean1[A + a.min] + phi * log.resid.0
  for (y in (A + a.min + 1):(Y + A - 1)) {
    log.R.mean2[y] <- log.R.mean1[y] + phi * log.resid[y - 1]
  }

# prior distribution for model parameters
  lnalpha ~ dnorm(0.00000E+00, 1.00000E-06) T(1.00000E-06, )
  beta ~ dnorm(0.00000E+00, 1.00000E-06) T(1.00000E-06, )
  phi ~ dnorm(0.00000E+00, 1.00000E-06) T(-1, 1)
  mean.log.R0 ~ dnorm(0.00000E+00, 1.00000E-06)
  tau.R0 ~ dgamma(0.001, 0.001)
  log.resid.0 ~ dnorm(0.00000E+00, tau.red)
  tau.R ~ dgamma(0.001, 0.001)
  sigma.R <- 1/sqrt(tau.R)
  alpha <- exp(lnalpha)
  sigma.R0 <- 1/sqrt(tau.R0)
  tau.red <- tau.R * (1 - phi * phi)
  lnalpha.c <- lnalpha + (sigma.R * sigma.R/2/(1 - phi * phi))

# the first several cohorts originate from unmonitored spawning; these are drawn from a
  common lognormal distribution
  R.0 <- exp(mean.log.R0)
  for (y in 1:a.max) {
    log.R[y] ~ dnorm(mean.log.R0, tau.R0)
    R[y] <- exp(log.R[y])
  }
}
```

```

}

# biological reference points
S.max <- 1/beta
alpha.c <- min(exp(lnalpha.c), 10000)
U.msy.c <- lnalpha.c * (0.5-0.07*lnalpha.c)
S.eq.c <- lnalpha.c * S.max # equilibrium spawning abundance
S.msy.c <- S.eq.c * (0.5 - 0.07 * lnalpha.c) # Hilborn (1985) approximation of spawner
abundance that maximizes sustained yield

positive.lna.c <- step(lnalpha.c)
lnalpha.c.nonneg <- lnalpha.c * positive.lna.c
S.eq.c2 <- lnalpha.c.nonneg * S.max
peterman.approx.c <- (0.5 - 0.65 * pow(lnalpha.c.nonneg, 1.27))/(8.7 + pow(lnalpha.c.nonneg,
1.27)))

U.msy.c2 <- lnalpha.c.nonneg * peterman.approx.c # Peterman et al. (2000) approximation of
harvest rate leading to MSY

S.msy.c2 <- U.msy.c2/beta # Peterman et al. (2000) approximation of spawner abundance
that maximizes sustained yield
U.max.c2 <- 1 - 1 / exp(lnalpha.c.nonneg)
S.msy.c.80 <- S.msy.c * 0.80
S.msy.c2.80 <- S.msy.c2 * 0.80

# maturity schedule based on the Dirichlet distribution
D.scale ~ dunif(0, 1)
D.sum <- 1/(D.scale * D.scale)
pi.2p ~ dbeta(1, 1)
pi.1 ~ dbeta(1, 1)
pi[1] <- pi.1
pi[2] <- pi.2p * (1 - pi[1])
pi[3] <- 1 - pi[1] - pi[2]
for (a in 1:A) {
  gamma[a] <- D.sum * pi[a]
  for (y in 1:(Y + A - 1)) {
    g[y, a] ~ dgamma(gamma[a], 0.01)
    p[y, a] <- g[y, a]/sum(g[y, ])
  }
}
}

# terminal abundance
for (a in 1:A) {
  for (y in a:(Y + (a - 1))) {
    N.ya[y - (a - 1), (A + 1 - a)] <- p[y, (A + 1 - a)] * R[y]
  }
}

# multinomial age counts
for (y in 1:Y) {
  N[y] <- sum(N.ya[y, 1:A])
  for (a in 1:A) {
    q[y, a] <- N.ya[y, a]/N[y]
  }
}

```

```

    }
  }
  for (t in 1:Y) {
    x[t, 1:A] ~ dmulti(q[t, ], n.a[t])
  }

# harvest below and above the border
for (y in 1:Y) {
  mu.hbelow_ns [y] ~ dbeta(1, 1)
  h.below_ns[y] <- mu.hbelow_ns[y] * N[y]
  log.hb_ns[y] <- log(h.below_ns[y])
  tau.log.hb.ns[y] <- 1/log(cv.hb[y] * cv.hb[y] + 1)
  hbelow_ns[y] ~ dlnorm(log.hb_ns[y], tau.log.hb.ns[y])

  mu.habove_ns[y] ~ dbeta(1, 1)
  h.above_ns[y] <- mu.habove_ns[y] * N[y]
  log.ha_ns[y] <- log(h.above_ns[y])
  tau.log.ha.ns[y] <- 1/log(cv.ha[y] * cv.ha[y] + 1)
  habove_ns[y] ~ dlnorm(log.ha_ns[y], tau.log.ha.NS[y])
  inriver.run[y] <- max(N[y] - h.below_ns[y], 1)

  log.ir[y] <- log(inriver.run[y])
  tau.log.ir[y] <- 1/log(cv.ir[y] * cv.ir[y] + 1)
  ir[y] ~ dlnorm(log.ir[y], tau.log.ir[y])

  mu.habove[y] ~ dbeta(1, 1)
  h.above[y] <- mu.habove[y] * inriver.run[y]
  log.ha[y] <- log(h.above[y])
  tau.log.ha[y] <- 1/log(cv.ha[y] * cv.ha[y] + 1)
  habove[y] ~ dlnorm(log.ha[y], tau.log.ha[y])

  mu.hbelow[y] ~ dbeta(1, 1)
  h.below[y] <- mu.hbelow[y] * N[y]
  log.hb[y] <- log(h.below[y])
  tau.log.hb[y] <- 1/log(cv.hb[y] * cv.hb[y] + 1)
  hbelow[y] ~ dlnorm(log.hb[y], tau.log.hb[y])

  mu[y] <- (h.below[y] + h.above[y])/N[y]
  S[y] <- max(inriver.run[y] - h.above[y], 1) # spawning abundance or escapement
  log.S[y] <- log(S[y])
}
}

```

ANNEXE A2 :

Tableau A2. Objets de données du progiciel rjags utilisés pour faire l'analyse statistique bayésienne, au moyen de la méthode Monte-Carlo par chaîne de Markov, du modèle de reconstruction des données sur les remontes du saumon rouge de la rivière Taku pendant la période de 1980 à 2018. La colonne « x4 » présente le nombre d'individus d'âges 2 à 4 lors de la remonte en zone terminale, la colonne « x5 » présente le nombre d'individus d'âge 5 lors de la remonte en zone terminale et la colonne « x6 » présente le nombre d'individus d'âge 6 à 8 lors de la remonte en zone terminale. Dans le tableau, la colonne « hbelow_ns » représente les prises de saumons issus du frai naturel effectuées en aval de la frontière (à l'exception des prises de saumons issus du frai naturel effectuées dans le cadre de la pêche à des fins personnelles); les coefficients de variation connexes sont présentés dans la colonne « cv.hb ». La colonne « habove_ns » représente les prises de saumons issus du frai naturel effectuées en amont de la frontière (y compris les prises de géniteurs issus de la fraye naturel); les coefficients de variation connexes sont présentés dans la colonne « cv.ha ». Les prises annuelles en aval de la frontière, soit « hbelow », comprennent les prises de saumons issus du frai naturel et mis en valeur effectuées dans le cadre de la pêche commerciale traditionnelle au filet maillant dérivant dans le district 111 des États-Unis et de la pêche à la senne coulissante dans la zone de pêche spéciale du port d'Amalga, ainsi que les prises effectuées dans le cadre de la pêche américaine à des fins personnelles dans la rivière Taku. Les prises annuelles en amont de la frontière, soit « habove » correspondent aux prises réalisées dans le cadre de la pêche commerciale au filet maillant en rivière, des pêches expérimentales et d'évaluation en rivière, et de la pêche autochtone.

Année	hbelow_ns	habove_ns	habove	hbelow	cv.hb	cv.ha	x4	x5	x6
1980	S.O.	22 752	22 752	S.O.	0,90	0,05	0	0	0
1981	S.O.	10 922	10 922	S.O.	0,90	0,05	0	0	0
1982	S.O.	3 144	3 144	S.O.	0,90	0,05	0	0	0
1983	23 460	17 056	17 056	23 460	0,05	0,05	45	48	6
1984	57 619	27 292	27 292	57 619	0,05	0,05	31	66	3
1985	73 367	14 411	14 411	74 287	0,05	0,05	32	63	5
1986	60 644	14 939	14 939	60 644	0,05	0,05	32	59	10
1987	54 963	13 887	13 887	54 963	0,05	0,05	38	56	5
1988	25 785	12 967	12 967	25 785	0,05	0,05	50	46	4
1989	62 804	18 805	18 805	63 366	0,05	0,05	29	65	5
1990	108 492	23 140	21 474	109 285	0,05	0,05	29	64	7
1991	104 471	27 321	25 380	105 271	0,05	0,05	39	54	7
1992	119 959	31 502	29 862	121 176	0,05	0,05	36	57	7
1993	140 888	34 270	33 523	142 089	0,05	0,05	29	66	6
1994	96 952	29 748	29 001	98 063	0,05	0,05	27	69	4
1995	86 929	32 467	32 711	91 984	0,05	0,05	44	52	4
1996	181 776	43 541	42 025	187 727	0,05	0,05	44	53	3
1997	76 043	26 002	24 352	79 127	0,05	0,05	32	58	11
1998	47 824	19 914	19 277	49 832	0,05	0,05	26	66	7
1999	61 205	21 059	21 151	63 058	0,05	0,05	53	44	3
2000	128 567	29 765	28 468	131 262	0,05	0,05	44	51	5
2001	194 091	48 729	48 117	204 433	0,05	0,05	32	66	2
2002	114 460	32 658	31 726	116 400	0,05	0,05	39	58	3
2003	134 957	33 845	33 024	136 942	0,05	0,05	30	68	2
2004	75 186	20 468	20 359	77 012	0,05	0,05	50	48	3
2005	44 360	22 583	22 102	46 089	0,05	0,05	41	56	2
2006	62 814	23 696	21 446	65 828	0,05	0,05	34	63	3

Année	hbelow_ns	habove_ns	habove	hbelow	cv.hb	cv.ha	x4	x5	x6
2007	60 879	18 285	17 249	65 129	0,05	0,05	44	50	5
2008	63 002	19 982	19 509	75 692	0,05	0,05	37	60	3
2009	35 121	11 873	11 260	36 232	0,05	0,05	40	54	6
2010	44 837	21 138	20 661	46 767	0,05	0,05	57	42	1
2011	65 090	23 697	24 543	71 805	0,05	0,05	25	69	6
2012	45 410	27 917	30 113	50 736	0,05	0,05	57	40	3
2013	85 621	21 894	25 173	100 144	0,05	0,05	30	63	8
2014	31 208	17 914	17 795	33 226	0,05	0,05	66	31	3
2015	40 904	20 063	19 849	42 054	0,05	0,05	59	39	2
2016	66 980	34 616	37 434	74 874	0,05	0,05	63	36	2
2017	67 706	28 798	30 379	74 604	0,05	0,05	25	71	4
2018	24 472	18 246	17 962	27 402	0,05	0,05	70	25	5

ANNEXE A3 :

Tableau A3. Objets de données du progiciel rjags utilisés pour faire l'analyse statistique bayésienne, au moyen de la méthode Monte-Carlo par chaîne de Markov, du modèle de reconstruction des données sur les remontes du saumon rouge de la rivière Taku pendant la période de 1980 à 2018. Dans le tableau, la colonne « ir » présente les estimations de Petersen regroupées de l'abondance en amont de la frontière obtenues par capture-recapture; les coefficients de variation connexes sont présentés dans la colonne « ir.cv ». Il n'y a aucune estimation pour 1986. Ces estimations de Petersen regroupées obtenues par capture-recapture sont tirées du document de Pestal et al. (2020) et diffèrent des estimations publiées dans le rapport du Comité technique transfrontière (TTC, 2019b).

Année	ir	cv.ir
1984	88 273	0,10
1985	84 479	0,10
1986	---	0,90
1987	56 362	0,10
1988	55 580	0,10
1989	80 998	0,09
1990	75 801	0,09
1991	104 896	0,09
1992	99 643	0,09
1993	92 933	0,09
1994	90 129	0,09
1995	104 242	0,09
1996	97 478	0,09
1997	73 255	0,09
1998	64 756	0,09
1999	83 588	0,09
2000	83 190	0,09
2001	132 503	0,09
2002	94 606	0,09
2003	133 594	0,09
2004	85 258	0,09
2005	87 496	0,10
2006	106 545	0,10
2007	60 321	0,09
2008	78 031	0,10
2009	59 818	0,10
2010	80 747	0,10
2011	82 117	0,09
2012	102 671	0,09
2013	88 536	0,10
2014	68 533	0,09
2015	102 506	0,10
2016	146 294	0,09
2017	91 164	0,06
2018	84 807	0,06

ANNEXE A4 : AJUSTEMENT SELON LE TAUX D'INDIVIDUS NON RECAPTURABLES

Les estimations du taux d'individus non recapturables, les estimations de Petersen ajustées et les écarts-types connexes, sont calculés selon les équations suivantes :

$$\begin{aligned}dr &= 1 - (x/n) \\se_{dr} &= \sqrt{dr \times (1 - dr)/n} \\N_{adj} &= N \times (1 - dr) \\se_{N_{adj}} &= \sqrt{se_N^2 \times se_{dr}^2 + se_N^2 \times (1 - dr)^2 + N^2 \times se_{dr}^2} \\U_{adj} &= U \times (1 - dr) \\se_{U_{adj}} &= \sqrt{se_U^2 \times se_{dr}^2 + se_U^2 \times (1 - dr)^2 + U^2 \times se_{dr}^2}\end{aligned}$$

Où :

n = nombre d'individus suivis afin de vérifier s'ils sont recapturables ou non

x = nombre d'individus qui n'ont pas été recapturés

N = estimation de la taille de la population, qui n'a pas été ajustée selon les individus non recapturables ou marqués

U = estimation de la taille de la population d'individus non marqués, qui n'a pas été ajustée selon les individus non recapturables ou marqués

N_{aj} = estimation de la taille de la population, qui a été ajustée selon les individus non recapturables ou marqués

U_{aj} = estimation de la taille de la population d'individus non marqués, qui a été ajustée selon les individus non recapturables ou marqués

La proportion d'individus non recapturables observée varie selon les années. Toutefois, pour la plupart des estimations obtenues par capture-recapture, il n'y a pas d'estimation des individus non recapturables propre à une année donnée. Par conséquent, la proportion d'individus non recapturables imputée pour les années pendant lesquelles il n'y a pas eu d'étude de radiotélémetrie doit tenir compte de l'incertitude liée à la proportion d'individus non recapturables, qui est due au petit nombre d'individus marqués au moyen de radioémetteurs lors d'une étude précise et à la variation interannuelle de la probabilité que des individus ne soient pas recapturés. L'ajustement moyen à long terme du taux d'individus non recapturables a été modélisé au moyen de valeurs de synthèse de n et de x , qui tenaient compte de la moyenne pondérée des résultats des études de radiotélémetrie parallèles menées en 1984, 2015, 2017 et 2018. On a utilisé les données de l'étude parallèle de 2018 parce que les activités menées aux tourniquets ont été simulées selon les activités des années précédentes (Bednarski *et al.*, 2019). Les valeurs de synthèse tiennent compte de l'effet de la taille de l'échantillon d'individus munis d'un radioémetteur sur la variance des estimations obtenues par capture-recapture ajustées. On a créé un ensemble de données radiotéléométriques de synthèse pour représenter les deux sources d'incertitude au moyen de la méthode ci-dessous (figure A4).

1. On a ajusté un modèle linéaire à effets mixtes généralisé aux données radiotéléométriques recueillies pendant les quatre années d'étude; ce modèle comportait une moyenne commune et un effet aléatoire pour ces années. L'estimation globale de la probabilité moyenne que des individus ne soient pas recapturés était d'environ 0,25 (ET : 0,028). L'estimation de l'écart-type interannuel associé à cette probabilité était de 0,45.

2. L'incertitude totale, qui tient compte de la variation interannuelle et de l'incertitude liée à l'estimation de la probabilité moyenne que des individus ne soient pas recapturés, était de : $\sqrt{0,045^2 + 0,028^2} = 0,054$.
3. Les valeurs de synthèse de n et de x correspondent aux résultats d'une étude de radiotélémetrie qui permettraient d'obtenir la même probabilité moyenne que des individus ne soient pas recapturés (c.-à-d., $x/n = 0,25$) et la même incertitude combinée c.-à-d., $\sqrt{\frac{x(1-x)}{n}} = 0,054$, mais qui seraient arrondies à un nombre entier. Voici donc les valeurs de synthèse utilisées : $n = 51$ et $x = 13$.
4. On a appliqué un taux d'individus non recapturables pondéré moyen et réduit de $13/51$ (25,5 %) aux estimations de l'abondance obtenues par capture-recapture pour la période de 1984 à 2016.

On a appliqué les taux d'individus non recapturables pondérés et propres à une année donnée aux estimations de 2017 (32,1 %) et de 2018 (14,6 %), selon les études de radiotélémetrie menées pendant ces années.

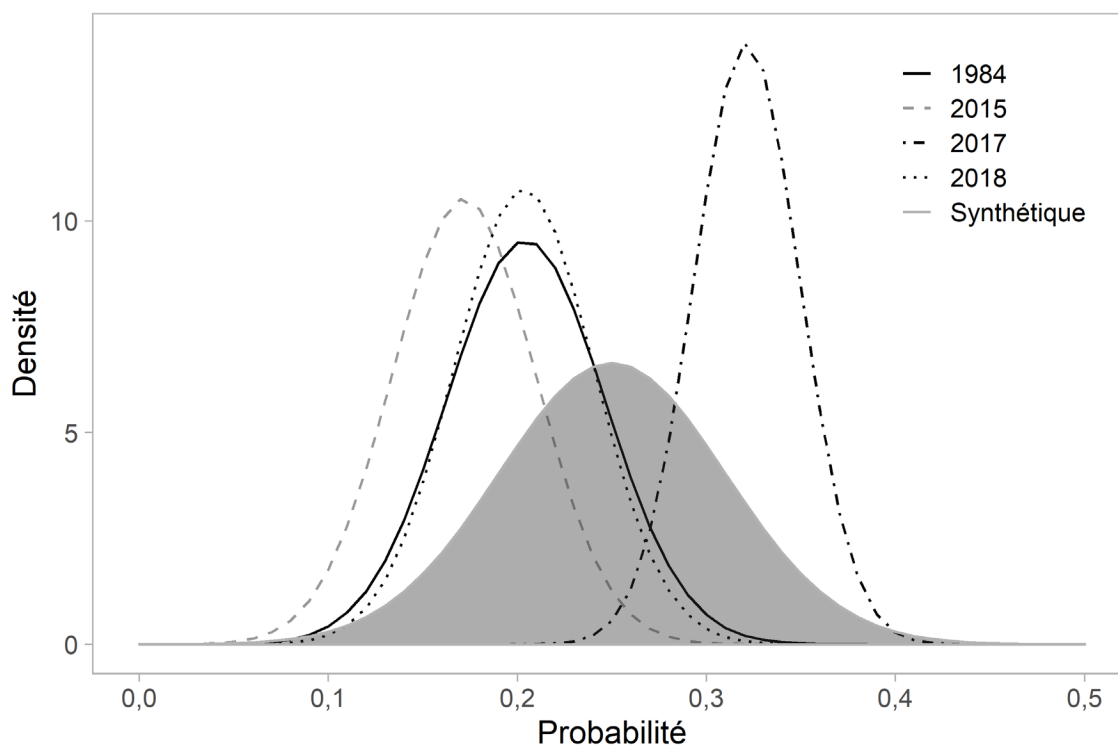


Figure A4. Les données radiotéléométriques obtenues pendant quatre années d'étude (1984, 2015, 2017 et 2018) sont représentées par les courbes de densité pleine, pointillée et tiretées. Le taux d'individus non recapturables de synthèse (13/51), qui est fondé sur les quatre études, est représenté par l'aire ombragée grise, soit le profil de densité.

ANNEXE B : DISTRIBUTION A POSTERIORI DES PARAMÈTRES DU MODÈLE

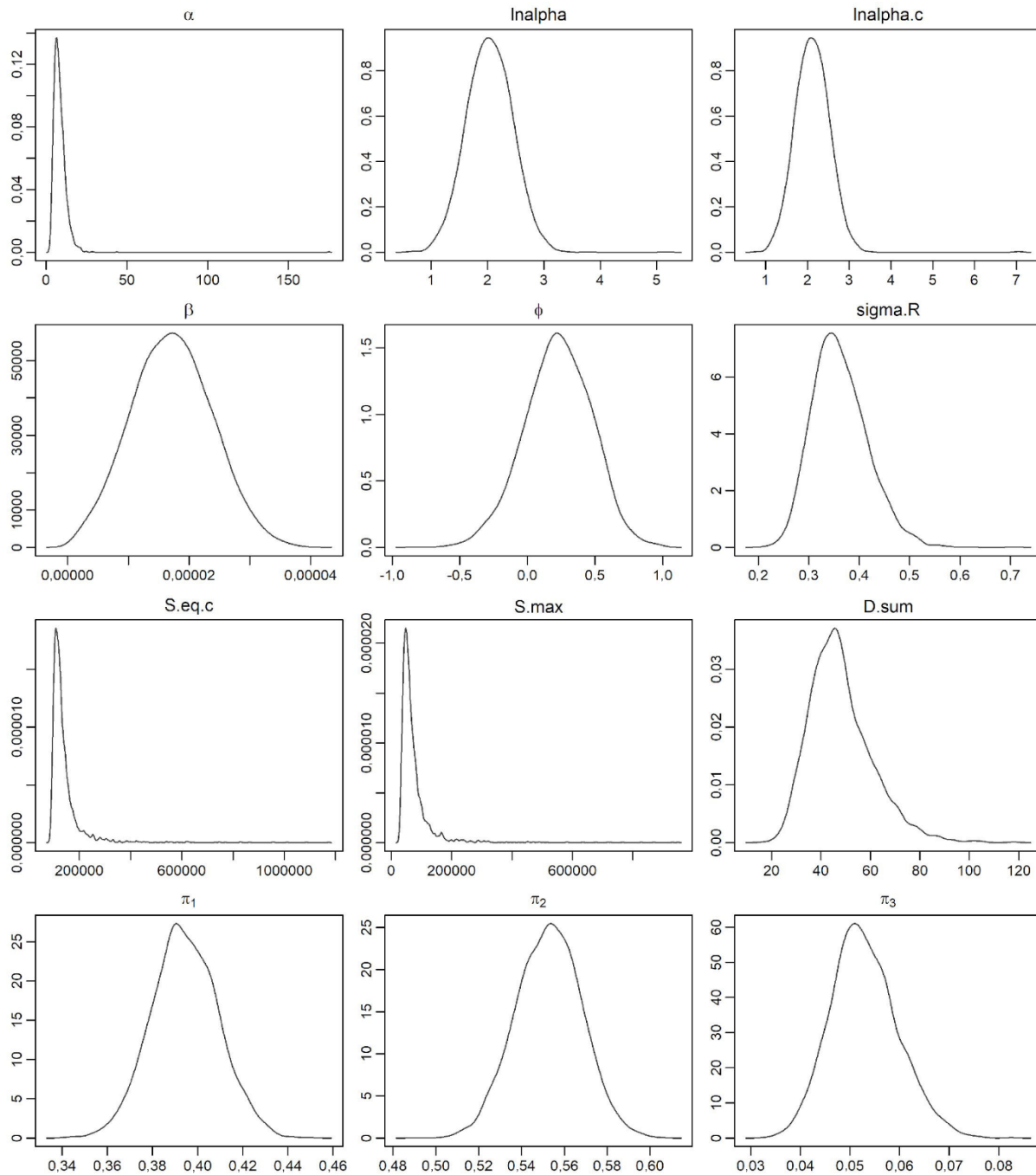


Figure B1. Courbes de densité des paramètres clés du modèle, soit : α (α), $\ln(\alpha)$ [$\ln(\alpha)$], $\ln(\alpha.c)$ [$\ln(\alpha')$], β (β), ϕ , $\sigma.R$ (σ_R), $S.eq.c$ (G_{EQ}), $S.max$ (G_{MAX}), $D.sum$, π_i (π).

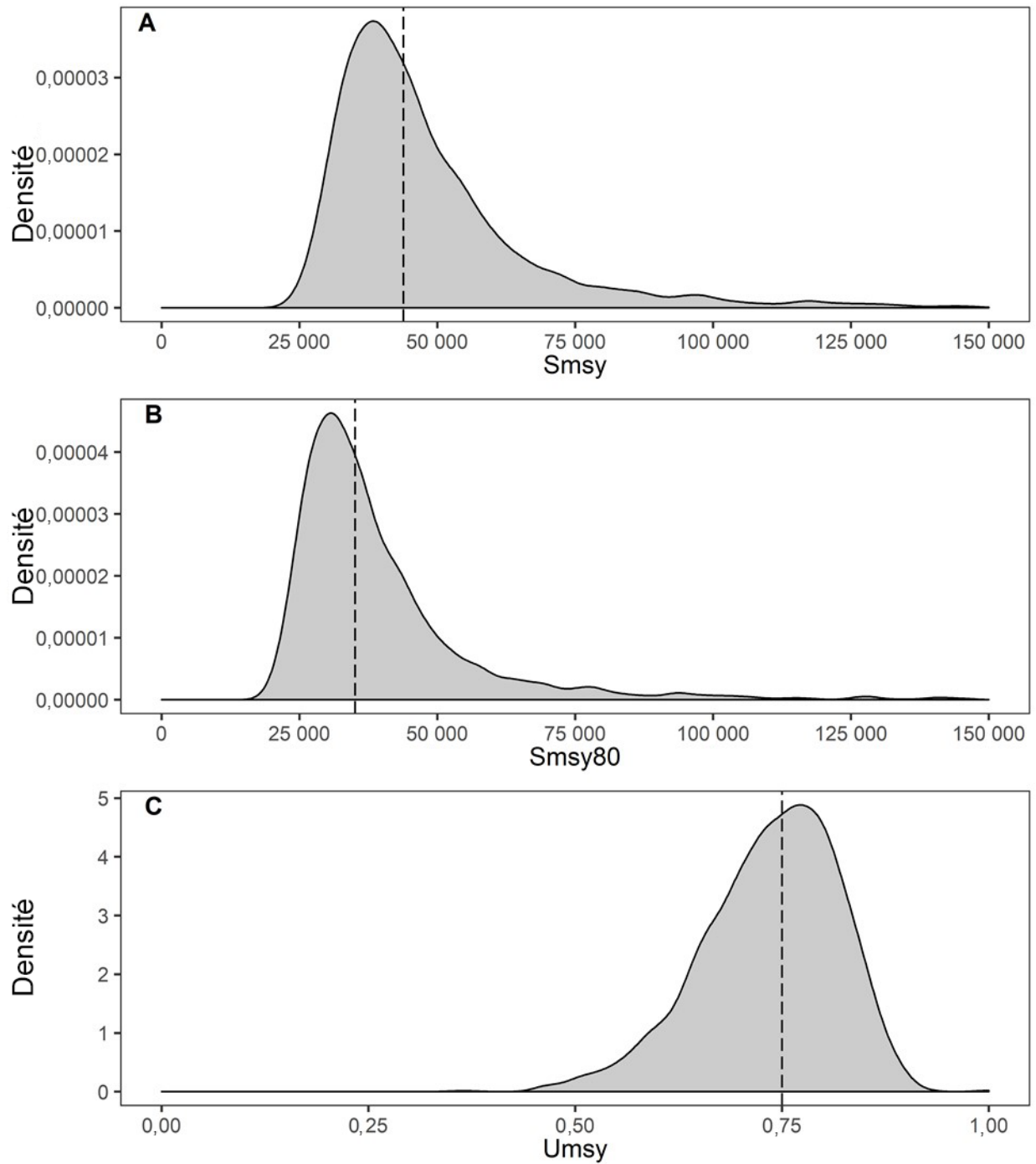


Figure B2. Courbes de densité des points de référence biologiques (G_{RMD} , 80 % de S_{RMD} et U_{RMD}).