



Pêches et Océans
Canada

Fisheries and Oceans
Canada

Sciences des écosystèmes
et des océans

Ecosystems and
Oceans Science

Secrétariat canadien des avis scientifiques (SCAS)

Document de recherche 2024/079

Région du Pacifique

Vitesse de migration, période de montaison et itinéraire de migration de la truite arc-en-ciel du Fraser intérieur

Brittany Jenewein¹, Brooke Davis¹, Anna Potapova¹, Catarina Wor², Paul van Dam-Bates² et Mike Hawkshaw³

¹Pêches et Océans Canada
Bureau de l'île d'Annacis
100, promenade Annacis, unité 3
Delta (Colombie-Britannique) V3M 6A2

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

³Pêches et Océans Canada
Administration centrale régionale, région du Pacifique
200-401, rue Burrard
Vancouver (Colombie-Britannique) V6C 3S4

Avant-propos

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

Publié par :

Pêches et Océans Canada
Secrétariat canadien des avis scientifiques
200, rue Kent
Ottawa (Ontario) K1A 0E6

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



© Sa Majesté le Roi du chef du Canada, représenté par le ministre du
ministère des Pêches et des Océans, 2024

ISSN 2292-4272

ISBN 978-0-660-74465-0 N° cat. Fs70-5/2024-079F-PDF

La présente publication doit être citée comme suit :

Jenewein, B., Davis, B., Potapova, A., Wor, C., van Dam-Bates, P., et Hawkshaw, M. 2024.
Vitesse de migration, période de montaison et itinéraire de migration de la truite arc-en-ciel
du Fraser intérieur. Secr. can. des avis sci. du MPO. Doc. de rech. 2024/079. vi + 37 p.

Also available in English :

*Jenewein, B., Davis, B., Potapova, A., Wor, C., van Dam-Bates, P., and Hawkshaw, M. 2024.
Migration Speed, Run Timing, and Migration Route for Interior Fraser Steelhead Trout. DFO
Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2024/079. vi + 34 p.*

TABLE DES MATIÈRES

1. RÉSUMÉ.....	vi
2. INTRODUCTION	1
3. ANALYSE DOCUMENTAIRE	2
3.1. VITESSE DE MIGRATION.....	2
3.2. ITINÉRAIRE DE MIGRATION AUTOUR DE L'ÎLE DE VANCOUVER.....	3
4. MÉTHODES D'ANALYSE DE LA PÉRIODE DE MONTAISON	4
4.1. SOURCES DES DONNÉES	4
4.1.1. Pêche d'essai à Albion.....	4
4.1.2. Indice de l'abondance de la remonte dans la pêche d'essai à Albion.....	5
4.2. MODÈLES DE PÉRIODE DE MONTAISON.....	6
4.2.1. Courbes normales indépendantes, avec erreur d'observation de Poisson.....	7
4.2.2. Courbes normales hiérarchiques, avec erreur d'observation binomiale négative.....	8
4.2.3. Courbes normales asymétriques hiérarchiques, avec erreur d'observation binomiale négative.....	9
4.3. VALIDATION ET COMPARAISON DES MODÈLES	9
4.4. RÉSULTATS DE L'ESTIMATION DE LA PÉRIODE DE MONTAISON	10
4.4.1. Convergence et adéquation du modèle	10
4.4.2. Estimations du modèle.....	11
4.5. ANALYSE DE SENSIBILITÉ	12
4.5.1. Incertitude dans l'indice de l'abondance de la remonte	12
4.5.2. Effets de la faible détection les années de faible abondance	13
4.5.3. Effets de la durée de la période d'échantillonnage et biais potentiel de l'estimation des prises au début de la série chronologique.....	14
5. DISCUSSION.....	14
6. CONCLUSIONS.....	17
7. RECOMMANDATIONS DE TRAVAUX FUTURS	18
8. TABLEAUX	19
9. FIGURES	25
10. REMERCIEMENTS	30
11. RÉFÉRENCES CITÉES	30
ANNEXE A. AUTRES SOURCES DE DONNÉES POTENTIELLES POUR OBSERVER LES PROFILS DE MIGRATION DE LA TRUITE ARC-EN-CIEL.....	34
ANNEXE B. DÉTAILS DE LA SPÉCIFICATION DES MODÈLES.....	35
ANNEXE C. ESTIMATIONS DE LA PÉRIODE DE MIGRATION ANNUELLE	37

LISTE DES TABLEAUX

Tableau 1. Estimations publiées de la vitesse de migration de la truite arc-en-ciel adulte en montaison (adapté de Myers 2018).	19
Tableau 2. Indice estimé de l'abondance de la remonte dans la pêche d'essai à Albion.	21
Tableau 3. Différences dans les valeurs du critère d'information de déviation (Δ CID) et le nombre effectif de paramètres (Δ -pD) pour les trois modèles présentés.....	23
Tableau 4. Quantiles des distributions moyennes de la période de montaison en aval du site de la pêche d'essai à Albion (et IC à 95 % associé à la droite de chacun d'eux), pour les trois modèles présentés.....	23
Tableau 5. Résultats de l'analyse de sensibilité montrant les quantiles de la période moyenne de montaison entre les scénarios de l'analyse de sensibilité.	24

LISTE DES FIGURES

Figure 1. Carte des zones d'eau douce et marines pertinentes pour la truite arc-en-ciel du Fraser intérieur.....	25
Figure 2. Données utilisées pour les ajustements des modèles.	26
Figure 3. Estimations de la période de montaison pour les trois modèles pris en considération dans l'étude.....	27
Figure 4. Diagrammes de diagnostics résiduels générés par le progiciel DHARMA dans R.	28
Figure 5. Estimations du paramètre de capturabilité annuelle par le modèle normal asymétrique hiérarchique, avec la médiane et les intervalles de crédibilité à 95 % pour chaque pêche.....	29

1. RÉSUMÉ

Dans le présent document, nous évaluons et validons les informations disponibles pour alimenter les principaux paramètres d'entrée nécessaires à l'élaboration de modèles de planification des pêches, notamment la vitesse de migration, la période de montaison et l'itinéraire de migration de la truite arc-en-ciel du Fraser intérieur. Cette évaluation comprend l'élaboration et l'évaluation de modèles permettant d'estimer la période de montaison de la truite arc-en-ciel du Fraser intérieur dans le bas Fraser. Notre analyse documentaire a révélé que l'on connaît relativement mal la vitesse de migration et l'itinéraire de migration de la truite arc-en-ciel en Colombie-Britannique, et que l'on connaît encore moins la truite arc-en-ciel du Fraser intérieur. La vitesse de migration est très variable à la fois dans les populations et entre elles, mais la truite arc-en-ciel semble généralement migrer plus rapidement dans les eaux marines que dans les cours d'eau. La proportion de poissons qui migrent le long des deux côtés de l'île de Vancouver n'est pas bien étudiée pour la plupart des salmonidés, mais il y a des preuves que la truite arc-en-ciel adulte en montaison (et en particulier la truite arc-en-ciel du Fraser intérieur) passe des deux côtés. Nous avons néanmoins peu d'informations pour déterminer les proportions relatives qui empruntent chaque route. La période de montaison de la truite arc-en-ciel du Fraser intérieur dans le bas Fraser est beaucoup mieux connue en raison des prises accessoires de l'espèce dans les pêches d'essai ciblant le saumon chinook et le saumon kéta lors de la pêche d'essai à Albion, qui coïncident avec la migration automnale de la truite arc-en-ciel du Fraser intérieur. Alors que la pratique standard pour estimer la période de montaison des salmonidés était d'utiliser une distribution normale, nous présentons ici des preuves qu'une autre distribution (la distribution normale asymétrique) démontre mieux les tendances observées dans les prises. Cette approche permet d'estimer que la majorité (95 %) des truites arc-en-ciel du Fraser intérieur passent en moyenne par le bas Fraser entre le 8 septembre et le 23 novembre. Les renseignements présentés ici dans le document sont destinés à soutenir les travaux futurs sur un modèle de planification des pêches qui estime l'exposition des truites arc-en-ciel du Fraser intérieur aux pêches pratiquées dans tout le sud de la Colombie-Britannique. Compte tenu de l'incertitude entourant les estimations modélisées des paramètres de la période de montaison, de l'itinéraire de migration autour de l'île de Vancouver et de la vitesse de migration dans l'ensemble du couloir de migration, il est fortement recommandé que le modèle d'exposition à venir n'utilise pas qu'une seule valeur pour chacun de ces paramètres. On comprendrait mieux le risque des plans de pêche pour la truite arc-en-ciel du Fraser intérieur en tirant les paramètres d'entrée d'une distribution ou en réalisant une analyse de sensibilité pour comprendre comment la variation de ces paramètres biologiques peut influencer sur les estimations de l'exposition et les décisions de gestion ultérieur.

2. INTRODUCTION

Les unités désignables (UD) de la truite arc-en-ciel (*Oncorhynchus mykiss*) de la rivière Thompson et de la rivière Chilcotin ont été évaluées comme étant en voie de disparition par le Comité sur la situation des espèces en péril au Canada (COSEPAC 2020). Ces unités désignables sont des populations majeures du regroupement de la truite arc-en-ciel du Fraser intérieur dont les niveaux d'abondance sont actuellement les plus bas jamais connus (Bison 2022). On a déterminé que la mortalité par pêche est l'une des menaces potentielles pesant sur ces populations; de ce fait, des renseignements quantitatifs sur la répartition spatio-temporelle de ces populations sont nécessaires pour concevoir les pêches du saumon de manière à limiter les répercussions des prises accessoires sur ces populations. Les Premières Nations, les intervenants et les divers organismes gouvernementaux ne s'accordent pas du tout sur l'ampleur de l'impact des différentes pêches du saumon sur la truite arc-en-ciel du Fraser intérieur. Les données sur l'exploitation historique ou les profils de la mortalité dépendante de la pêche sont rares, car les programmes de surveillance des pêches du saumon sont incomplets et tendent à se concentrer sur l'estimation des prises des espèces ciblées plutôt que sur les prises accessoires rares, notamment celles de la truite arc-en-ciel du Fraser intérieur. De ce fait, les estimations des prises de truites arc-en-ciel du Fraser intérieur à utiliser dans les procédures conventionnelles d'évaluation des stocks ne sont pas disponibles dans la plupart des pêches canadiennes du saumon.

Des travaux de modélisation antérieurs ont tenté d'estimer la gamme potentielle des répercussions des pêches en mer et en eau douce sur la population de truites arc-en-ciel de la rivière Thompson; toutefois, une évaluation de ce modèle a mené à la conclusion que le manque de données empiriques fiables et l'utilisation de nombreuses hypothèses subjectives et non documentées ne permettaient pas de valider la majorité des estimations des paramètres et des calculs utilisés dans ces modèles (MPO 2006).

Dans le présent document, nous compilons les données disponibles et estimons les principaux paramètres d'entrée pour l'élaboration de futurs modèles de planification des pêches, notamment la vitesse de migration, l'itinéraire de migration (proportion de poissons empruntant le détroit de Johnstone, plutôt que suivant la côte extérieure de l'île de Vancouver et traversant le détroit de Juan de Fuca) et la période de montaison. Un élément clé de ce travail est l'évaluation de modèles pouvant servir à estimer la période de montaison de la truite arc-en-ciel du Fraser intérieur dans le bas Fraser. Ces estimations concernent un regroupement de populations de truites arc-en-ciel du Fraser intérieur, car la série chronologique historique des données sur les prises utilisée ici (données de la pêche d'essai à Albion de 1983 à 2022) ne différencie pas clairement les populations des rivières Thompson et Chilcotin des autres truites arc-en-ciel du Fraser intérieur. Nous évaluons et recommandons un modèle défini dans le cadre de ces travaux qui tient explicitement compte de l'incertitude et fournit des mesures de l'incertitude pour les estimations de la période de montaison.

Objectifs :

1. Compiler des données sur la vitesse de migration, l'itinéraire de migration et la période de montaison de la truite arc-en-ciel du Fraser intérieur, et mieux comprendre les lacunes dans les données;
2. Estimer les paramètres de la période de montaison de la truite arc-en-ciel du Fraser intérieur en fonction des meilleures données accessibles, issues d'une pêche d'essai dans le bas Fraser;

-
3. Évaluer les modèles élaborés pour l'objectif (2) en examinant et en définissant les incertitudes dans les données et l'approche de modélisation. Cette évaluation comportera notamment une analyse par simulation pour donner un aperçu de la fiabilité du modèle compte tenu de la qualité des données;
 4. Définir les recherches nécessaires pour combler les lacunes dans les données ou répondre aux préoccupations potentielles.

3. ANALYSE DOCUMENTAIRE

3.1. VITESSE DE MIGRATION

Les estimations publiées de la vitesse de migration de la truite arc-en-ciel en montaison sont résumées dans le tableau 1. L'éventail des estimations reproduites dans le tableau 1 montre que la vitesse de migration est très variable et influencée par divers facteurs tels que le réseau hydrographique, le milieu dulcicole ou marin, la population, l'heure de la journée et la température de l'eau. Les estimations médianes et moyennes vont de 6,2 km/j à 36,6 km/j.

Les données disponibles sur la truite arc-en-ciel en montaison dans le Fraser sont limitées. Renn *et al.* (2001) ont mené une étude par marquage de 1996 à 1998 pour surveiller la vitesse de migration entre les stations de télémétrie situées le long de la majeure partie de la route de migration de la truite arc-en-ciel du Fraser. Les stations avaient été placées de l'île Barnston à Prince George et au confluent avec plusieurs affluents de fraie du Fraser, y compris les rivières Harrison, Nahatlatch, Bridge, Stein, Thompson, Nicola, Spius, Bonaparte, Deadman et Chilcotin (figure 1). Il n'y a pas d'estimation de la vitesse de migration pour la partie du Fraser comprise entre l'embouchure et l'île Barnston (environ 50 km en amont de l'embouchure), et les estimations entre l'île Barnston et la rivière Harrison sont fondées sur les données tirées des très rares (sept) truites arc-en-ciel marquées. À mesure que les poissons migrent au-delà de la rivière Harrison dans le canyon du Fraser et s'approchent de leurs frayères, leur migration semble ralentir considérablement à moins de cinq km/j, malgré la grande variabilité entre les années d'étude et les sections du fleuve. Cette variabilité de la vitesse de migration pourrait être attribuable à la variabilité interannuelle du débit du fleuve, un autre facteur connu pour influencer la vitesse de migration de la truite arc-en-ciel (Spence 1989, English *et al.* 2006, Ruggerone 2006). Cette forte variabilité s'explique aussi par la biologie de l'espèce, car les individus qui entrent dans le milieu dulcicole plusieurs mois avant la fraie (migration dite « hâtive ») quittent l'océan avec des réserves de graisse plus importantes que ceux qui migrent juste avant la fraie, et ils demeurent à divers endroits le long de leur itinéraire de migration en fonction des conditions environnementales (Robards et Quinn 2002, High *et al.* 2006, Lamperth *et al.* 2016).

Les taux de migration de la truite arc-en-ciel du Fraser intérieur semblent indépendants de la température de l'eau lorsque les températures quotidiennes moyennes de l'eau dépassent 7 °C; en dessous de 7 °C, ils semblent diminuer à mesure que la température de l'eau se refroidit, sauf pour le stock de la rivière Chilcotin, dont le taux de migration augmente avec la baisse des températures de l'eau (Renn *et al.* 2001). Une étude par télémétrie dans la rivière Skeena a montré que le déplacement de la truite arc-en-ciel était nettement influencé par la température moyenne de l'eau, mais dans la direction opposée à la majorité des truites arc-en-ciel du Fraser, le taux de migration diminuant considérablement au-dessus de 6,5 °C (Twardek *et al.* 2018). De même, dans les rivières Columbia et Snake, le taux de migration de la truite arc-en-ciel ralentissait avec la hausse des températures pendant l'été, puis augmentait à mesure que les températures diminuaient à l'automne (Keefer *et al.* 2004). Cependant, les températures les plus élevées enregistrées au cours de cette étude ont souvent dépassé les

limites thermiques de la truite arc-en-ciel, au-dessus de 21 °C. Les taux de migration pourraient être plus lents à des températures plus élevées, car les poissons font une halte migratoire dans les refuges d'eaux froides, comme les affluents (High 2006). La truite arc-en-ciel adulte du Fraser intérieur ne rencontre généralement pas des températures fluviales élevées proches des limites thermiques, car elle migre dans le fleuve principalement à l'automne et au début de l'hiver (ministère de l'Environnement, des Terres et des Parcs [MELP] et MPO 1998).

On ne comprend pas bien les profils nycthémeraux de la migration de la truite arc-en-ciel adulte, mais ils sont très variables, certaines populations se déplaçant le plus rapidement la nuit en haute mer (Walker *et al.* 2000) et d'autres pendant la journée dans les zones marines intérieures (Ruggerone *et al.* 1990). Le déplacement nycthémera est une réponse comportementale à divers facteurs tels que la présence de prédateurs, de concurrents ou de proies, ainsi qu'aux conditions environnementales qui ont une incidence sur les coûts biophysiques du déplacement (Keefer *et al.* 2013, Myers 2018). Dans la plupart des cas, la présence ou l'absence de ces profils ne devrait pas créer de problèmes pour modéliser les déplacements de la truite arc-en-ciel adulte, car le paramètre estimé est généralement la migration nette sur un pas de temps quotidien, mais elle peut être une considération importante pour élaborer des mesures de gestion à petite échelle.

Une solution de rechange possible pourrait consister à utiliser une hypothèse sur la vitesse de migration fondée sur une espèce similaire migrant en même temps et pour laquelle il existe des données de marquage, comme le saumon kéta. On a toutefois observé que la truite arc-en-ciel migre beaucoup plus lentement que le saumon rouge, le saumon kéta et le saumon rose en haute mer, mais à des vitesses semblables à celles du saumon coho et du saumon chinook (Ogura 1990, 1991; Ogura et Ishida 1995); il faut donc faire attention en utilisant cette approche. De plus, en eau douce, on sait que la truite arc-en-ciel ralentit son taux de migration afin de conserver son énergie en réponse aux conditions fluviales difficiles, contrairement à d'autres espèces comme le saumon kéta et le saumon rouge.

3.2. ITINÉRAIRE DE MIGRATION AUTOUR DE L'ÎLE DE VANCOUVER

On souhaite mieux comprendre les itinéraires de migration empruntés par la truite arc-en-ciel du Fraser intérieur afin d'améliorer les outils de planification des pêches du saumon limitées par les préoccupations entourant les répercussions des prises accessoires de l'espèce. Les proportions de salmonidés qui passent par chaque itinéraire de migration autour de l'île de Vancouver (le long de la côte ouest ou est) ont été étudiées presque exclusivement pour la montaison du saumon rouge et du saumon rose du Fraser, car ces valeurs sont importantes pour la gestion des pêches (Putman *et al.* 2014; Folkes *et al.* 2018). Afin d'étayer les décisions de gestion des pêches, Pêches et Océans Canada fournit des prévisions d'avant-saison de ces proportions pour le saumon rouge et le saumon rose du Fraser, et la Commission du saumon du Pacifique produit des estimations et des prévisions en cours de saison de ces proportions en fonction des prises dans les pêches d'essai menées dans le détroit de Johnstone et le détroit de Juan de Fuca. Cette approche n'a pas été appliquée à d'autres espèces de saumons du Pacifique ou à la truite arc-en-ciel.

Aucune étude détaillée des voies de migration de la truite arc-en-ciel autour de l'île de Vancouver n'est disponible, mais il est possible de tirer des déductions limitées des données d'interception provenant des pêches commerciales et d'essai. Des échantillons de truites arc-en-ciel provenant des pêches commerciales dans les secteurs 12/13 et dans le secteur 20 entre 1977 et 1980 ont révélé que des populations de truites arc-en-ciel du Fraser intérieur sont présentes le long des deux voies migratoires (Parkinson 1984). De plus, des populations du Fraser (y compris de la rivière Thompson) ont été identifiées pendant l'échantillonnage des truites arc-en-ciel dans la pêche au filet maillant du saumon kéta dans la

rivière Nitinat (secteur 21 de gestion des pêches du Pacifique) entre 1994 et 1997 (Beacham *et al.* 1999). Cette constatation constitue une preuve supplémentaire du fait que la truite arc-en-ciel du Fraser intérieur migre par le détroit de Johnstone et le détroit de Juan de Fuca, mais elle n'aide pas à déterminer la proportion des populations de truites arc-en-ciel du Fraser intérieur qui utilise chaque route migratoire et comment elle peut varier chaque année. Il pourrait être possible d'estimer ces proportions à l'aide des renseignements déjà communiqués sur les prises de chaque stock dans le détroit de Johnstone et le détroit de Juan de Fuca, mais d'autres travaux sont nécessaires pour tenir compte des différences de capturabilité. Les travaux futurs devront probablement continuer à traiter ce paramètre comme inconnu en raison des faibles taux de prise de la truite arc-en-ciel et des données historiques qui ne sont peut-être pas représentatives des conditions actuelles. On ne dispose pas d'échantillons génétiques récents provenant des pêches commerciales et d'essai dans le détroit de Johnstone et le détroit de Juan de Fuca.

4. MÉTHODES D'ANALYSE DE LA PÉRIODE DE MONTAISON

4.1. SOURCES DES DONNÉES

4.1.1. Pêche d'essai à Albion

Le meilleur ensemble de données que nous avons trouvé pour estimer la période de migration de la truite arc-en-ciel du Fraser intérieur provient de la pêche d'essai menée à Albion, une ville située à 60,4 km en amont de l'embouchure du Fraser (figure 1). Cette pêche d'essai est exploitée depuis 1978 et fournit un vaste ensemble de données sur les interceptions de truites arc-en-ciel. Elle vise le saumon chinook et le saumon kéta, mais intercepte des truites arc-en-ciel du Fraser intérieur en tant que prises accessoires; toutes les prises de truites arc-en-ciel sont remises à l'eau depuis 2008. Les prises perdues à cause des pinnipèdes, qui sont devenues de plus en plus problématiques, ne sont pas quantifiables.

Deux calées sont effectuées chaque jour de la pêche d'essai à l'étable de haute mer. La pêche d'essai utilise en alternance un filet maillant ciblant le saumon kéta (maillage de 6,75 po) un jour et un filet maillant ciblant le saumon chinook (maillage de 8 po) l'autre jour. À partir du 20 octobre, la pêche d'essai n'exploite que le filet maillant ciblant le saumon kéta. Cette description correspond à la configuration la plus récente de la pêche d'essai, qui est en place depuis 2004, mais les dates exactes de la pêche par chaque filet ont à l'occasion varié légèrement. En 1997, la pêche d'essai a utilisé en alternance un filet à panneaux multiples ciblant le saumon chinook (10 panneaux, deux de chaque maillage : 5 po, 6 po, 7 po, 8 po, 9 po) et le filet à panneau unique standard ciblant par le saumon chinook (maillage de 8 po), ainsi que le filet ciblant le saumon kéta tous les jours. Étant donné que nous estimons la capturabilité pour chaque configuration de filet et qu'il y a relativement peu d'échantillons capturés par le filet à panneaux multiples dans l'ensemble de données sur 40 ans, nous avons choisi de supprimer ces données. La suppression de ces observations n'a pas eu d'incidence importante sur nos résultats globaux. Voir plus de détails sur l'exploitation de la pêche d'essai dans Gazey et Palerme (2000).

Nous avons utilisé uniquement les données d'interception de truites arc-en-ciel de 1983 à 2022 (années de fraie 1984 à 2023) dans l'analyse, car les opérations de la pêche d'essai avant cette date étaient moins uniformes. Nous avons retenu les données sur les prises du 1^{er} août au 1^{er} décembre de chaque année, car cette période englobe toutes les interceptions de truites arc-en-ciel qui sont les plus susceptibles d'être des adultes en montaison (plutôt que des charognards en dévalaison au printemps). Nous avons exclu les données du 2 au 16 décembre 1983 de l'analyse, car il s'agissait de la seule année où la pêche d'essai a été

exploitée durant cette période et ces quelques observations se sont avérées fausser considérablement les résultats. La pêche d'essai a été menée dans le même secteur de dérive depuis sa création, commençant juste en amont de l'ancien quai du traversier à Albion et se terminant à environ 1 km en amont du ruisseau Kanaka (figure 1).

Il est important de faire remarquer qu'une analyse génétique complète des données d'interception de truites arc-en-ciel n'est pas disponible pour déterminer avec précision l'origine de la prise. De ce fait, certaines des interceptions étaient peut-être des individus des populations côtières d'hiver du bas Fraser (rivières Coquitlam, Pitt, Chehalis, Chilliwack et Coquihalla, entre autres), qui pénètrent dans le Fraser de novembre à avril et chevauchent la fin de la montaison des populations des rivières Thompson et de Chilcotin (MELP et MPO 1998). Il est également possible que certaines des interceptions entre le 1^{er} septembre et le 20 novembre soient des individus des populations de l'ouest du Fraser (rivières Bridge, Seton, Stein et Nahatlatch), qui ne sont pas incluses dans les UD de truite arc-en-ciel des rivières Thompson ou Chilcotin, mais qui migrent en même temps qu'elles (MELP et MPO 1998). Les populations des rivières Thompson et Chilcotin étaient historiquement relativement plus grandes que les populations de l'ouest du Fraser, mais un peu plus petites que les populations côtières d'hiver (MELP et MPO 1998).

4.1.2. Indice de l'abondance de la remonte dans la pêche d'essai à Albion

Dans les modèles de période de montaison, nous avons utilisé un indice de l'abondance de la remonte fondé sur la pêche d'essai à Albion afin d'évaluer l'ampleur de la courbe globale de la période de montaison. Nous avons ainsi pu estimer les capturabilités pour chaque pêche. Nous avons estimé l'indice de l'abondance de la remonte en additionnant les échappées de géniteurs et la mortalité dans la pêche avec remise à l'eau (le cas échéant) pour les pêches pratiquées en amont de la pêche d'essai à Albion (tableau 2).

Les estimations des échappées de géniteurs de la truite arc-en-ciel dans les rivières Chilcotin et Thompson et les données sur les prises de la pêche récréative de l'espèce dans ces rivières provenaient principalement de l'annexe 2 du document COSEPAC (2020). Des données mises à jour pour 2021 à 2023 ont été fournies par R. Bison (ministère de l'Intendance des eaux, des terres et des ressources de la Colombie-Britannique). La pêche récréative ciblant la truite arc-en-ciel du Fraser intérieur est fermée depuis 2008 dans le bassin versant de la rivière Chilcotin et, depuis 2018, dans tous les autres bassins versants où l'espèce est présente. Les méthodes d'estimation des échappées de géniteurs et de relevé par interrogation des pêcheurs récréatifs sont décrites en détail dans Johnston (2013).

Les données sur les prises (conservées et remises à l'eau) dans la pêche d'essai à Albion ont été tirées du Système d'exploitation des pêches de Pêches et Océans Canada. Nous avons présumé un taux de mortalité de 40 % pour les remises à l'eau; ce taux est inférieur à celui qui est habituellement appliqué pour les pêches au filet maillant (60 %), mais il est probablement plus précis en raison des méthodes de pêche conçues pour réduire la mortalité des prises accessoires, notamment l'utilisation de bacs de récupération et l'exposition limitée à la manipulation et à l'air (Hargreaves et Tovey 2001). Comme nous l'avons déjà mentionné, les données sur les prises ne sont pas propres à la truite arc-en-ciel des rivières Thompson et Chilcotin, mais peuvent également inclure les prises de truites arc-en-ciel côtières d'hiver et de truites arc-en-ciel de l'ouest du Fraser.

Les données sur les prises (conservées et remises à l'eau) dans les pêches autochtones déclarées au MPO et analysées par le MPO ont été obtenues auprès du personnel de surveillance des prises du Ministère. Elles comprennent les registres des pêches de 1983 à 2022 dans le cours principal du Fraser en amont du ruisseau Kanaka (situé à l'extrémité aval du

secteur de dérive de la pêche d'essai à Albion), dans la rivière Thompson et dans la rivière Chilcotin. Comme pour l'ensemble de données sur la pêche d'essai à Albion, ces données comprendront les prises de plusieurs populations de truites arc-en-ciel du Fraser, et non seulement de truites arc-en-ciel des rivières Thompson et Chilcotin. Les prises dans la rivière Lillooet ne sont pas incluses, car on suppose que ces poissons feraient partie du groupe de stocks côtiers d'été (MELP et MPO 1998; Beacham *et al.* 1999, 2004). Les prises de 1983 à 2003 ont été enregistrées comme un total de Mission au ruisseau Sawmill, omettant la composante du ruisseau Kanaka à Mission, qui est enregistrée de 2004 à aujourd'hui. Les prises annuelles du ruisseau Kanaka à Mission ont donc été estimées de 1983 à 2003 en fonction du pourcentage moyen de truites arc-en-ciel trouvées dans cette région de 2004 à 2022 (6,7 %) multiplié par le nombre de truites arc-en-ciel capturées chaque année de Mission au ruisseau Sawmill de 1983 à 2003. Ce nombre inclut les 956 truites arc-en-ciel conservées durant cette période (moyenne de 46 par année). Les remises à l'eau ont été séparées par type d'engin, et un taux de mortalité par remise à l'eau propre à chaque engin a été appliqué : 5 % pour la senne de plage et le tourniquet, 60 % pour le filet maillant (dérive et calée) et 23 % lorsque le type d'engin n'était indiqué que comme mixte (taux de mortalité moyen des types d'engins énumérés précédemment).

D'autres estimations du nombre pour les prises autochtones de 1985 à 1989 sont disponibles à partir de plusieurs études qui visaient à estimer le nombre de truites arc-en-ciel récoltées par les pêches commerciales, autochtones et sportives de septembre à la mi-novembre¹ (Stewart et Lewynsky 1988, Lewynsky 1988, Lewynsky 1989, Lewynsky 1990). Ces estimations ont été validées en fonction des rapports de collecte de données des agents des pêches du MPO, d'après lesquels les estimations du MPO pourraient avoir été biaisées vers le bas. L'influence potentielle de ces autres estimations sur les résultats des estimations de la période de montaison est explorée dans l'analyse de sensibilité à la section 4.5.3.

Il existe d'autres sources de données sur l'interception de truites arc-en-ciel qui pourraient être utiles pour de futures analyses connexes (annexe A).

4.2. MODÈLES DE PÉRIODE DE MONTAISON

Une approche courante pour estimer la période de montaison consiste à ajuster une courbe normale (ou gaussienne) aux indicateurs de l'abondance quotidienne tels que les données sur les prises quotidiennes. La moyenne et l'écart-type de la courbe normale sont habituellement présentés sous forme d'estimations de la date annuelle de montaison à 50 % (date à laquelle la moitié de la remonte devrait avoir franchi un emplacement de référence) et de l'étalement de la migration des poissons (Mundy 1979, Cave et Gazey 1994, Hilborn *et al.* 1999, Gazey et Palermo 2000, Bison 2021). Cette approche a été adoptée dans une analyse récente effectuée par la province de la Colombie-Britannique, qui visait également à caractériser la période de montaison de la truite arc-en-ciel du Fraser intérieur (Bison 2021). Dans le cas d'un modèle standard de période de montaison, la distribution normale est bien approximée au jour discret, de sorte qu'elle décrit la proportion de poissons en montaison chaque jour et que la somme sera de 1 sur l'ensemble de la remonte. Ce n'est que dans le cas d'une période de montaison très courte que cette condition pourrait ne pas être respectée. Cependant, la distribution

¹ Lewynsky, V.A., Olmsted, W.R., Stewart, R.J., et Scott, K.J. 1987. Interception of fall-run steelhead trout by sport, commercial, and Indian food fisheries of the Fraser River. 1985. Préparé pour le ministère des Pêches et des Océans et le ministère de l'Environnement de la Colombie-Britannique par W.R. Olmsted et Assoc., North Vancouver (C.-B.) et Western Renewable Resources, 100 Mile House (C.-B.).

normale force une hypothèse de symétrie autour du pic et a des queues relativement courtes. D'autres courbes paramétriques (ou non paramétriques, comme une spline lissée) pourraient mieux approximer la proportion de poissons en montaison chaque jour, mais il peut être nécessaire de les normaliser pour que la somme des proportions soit égale à 1. Par exemple, Wilson *et al.* (2023) ont créé un cadre de modélisation hiérarchique pour estimer les profils intra-annuels en phénologie et les changements temporels dans la période de montaison. Ils ont exploré des solutions de rechange flexibles à la distribution normale, permettant de faire varier la forme de la queue et la symétrie. Nous avons envisagé d'utiliser le progiciel en R développé dans le cadre du présent travail, mais comme notre ensemble de données a deux taux de capturabilité différents en raison des différents filets utilisés dans les calées ciblant le saumon kéta et le saumon chinook dans la pêche d'essai à Albion, nos données n'étaient pas compatibles avec les modèles de ce cadre. Cela a toutefois orienté notre exploration vers l'utilisation d'autres distributions, expliquées plus en détail ci-après.

Ici, nous présentons trois modèles de période de montaison : le premier est similaire à celui produit par Bison (2021) et les deux autres modèles possibles améliorent le premier en utilisant un cadre hiérarchique et en tenant compte d'une plus grande variabilité des prises observées. Le troisième modèle prolonge le second en permettant une courbe asymétrique de la période de montaison, plutôt que la courbe normale généralement utilisée. Nous avons comparé les résultats, la qualité de l'ajustement et le rendement de chaque modèle pour recommander une structure de modèle à utiliser dans les prochaines études. Étant donné que l'un de nos modèles possibles ne suit pas une courbe normale symétrique, il n'est pas possible de comparer directement les estimations qu'ils produisent selon leurs moyennes et leurs écarts-types. De ce fait, à partir de ces modèles, nous pouvons calculer les quantiles du passage de la truite arc-en-ciel du Fraser intérieur et, ensuite, la période nécessaire pour englober un pourcentage fixe de la remonte (c.-à-d. la période pendant laquelle nous prévoyons que X % des truites arc-en-ciel du Fraser intérieur auront migré).

4.2.1. Courbes normales indépendantes, avec erreur d'observation de Poisson

Nous avons créé une structure de modèle de référence, principalement selon la description dans Bison (2021). Dans ce modèle, la courbe normale de la période de montaison pour chaque année est indépendante (M_y , σ_y estimés indépendamment d'une année à l'autre). L'abondance prévue une année donnée, y , et un jour donné, d , est donc le produit du rendement annuel total (R_y) et de la proportion de la remonte qui migre au-delà d'un emplacement de référence ce jour-là, telle qu'approximée par la courbe normale :

$$\hat{A}_{y,d} = R_y * \alpha * e^{-\frac{(d-M_y)^2}{2\sigma_y^2}}$$

où α est la constante de normalisation :

$$\alpha = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_y}$$

Dans ce modèle, nous supposons que la prise observée chaque jour a une distribution de Poisson. La capturabilité change avec chaque configuration de filet ($m = 1$ pour le filet ciblant le saumon kéta, $m = 2$ pour le filet ciblant le saumon chinook), de sorte que nous observons les poissons à un taux égal au produit de la capturabilité propre à l'engin (q_y^m) et de l'abondance quotidienne prévue ($\hat{A}_{y,d}$) :

$$C_{y,d}^m \sim \text{Poisson}(q_y^m * \hat{A}_{y,d}) \quad \text{pour } m \in (1,2)$$

Nous avons utilisé une structure hiérarchique sur la capturabilité pour chaque configuration de filet (kéta et chinook), afin que le modèle puisse « emprunter » de l'information d'une année à l'autre, puisque nous supposons que la capturabilité de chaque configuration de filet serait similaire d'une année à l'autre. Nous avons estimé des paramètres de la période de montaison similaires à ceux de l'analyse de Bison (2021), malgré cette différence. Étant donné que la capturabilité, q , est contrainte entre 0 et 1, nous utilisons une transformation logit entre la capturabilité annuelle et la distribution « globale » de la capturabilité entre les années (distribution normale avec des paramètres μ_q et σ_q pour chaque configuration de filet, m) :

$$\text{logit}(q_y^m) \sim N(\mu_q^m, \sigma_q^m) \text{ pour } m \in (1,2)$$

Des valeurs a priori informatives faibles ont été attribuées à tous les paramètres; les détails se trouvent à l'annexe B.

4.2.2. Courbes normales hiérarchiques, avec erreur d'observation binomiale négative

Les résultats du premier modèle ont montré que les paramètres normaux de la période de montaison étaient assez variables d'une année à l'autre et que certaines années (en particulier les années où il y avait peu d'observations non nulles), le modèle avait estimé une période de montaison irréaliste. Par exemple, le modèle a estimé une période de montaison à 95 % entre la mi-juillet et la mi-janvier en 2019; en 2008, il a estimé que le pic de la période de montaison se produit au début du mois de septembre et que la montaison est terminée à 97,5 % le 5 novembre, deux dates que nous savons être déraisonnables (voir les figures 2 et 3). Les résultats du modèle indépendant ont montré un manque de tendance directionnelle claire dans la période de montaison d'une année à l'autre (figure 3), et des analyses supplémentaires ont révélé que les modèles qui permettaient une tendance annuelle dans la période de montaison n'étaient pas utiles pour cet exercice. C'est pourquoi nous avons choisi de placer une structure hiérarchique sur les paramètres de la période de montaison d'une année à l'autre, de sorte que les paramètres de la période de chaque année soient tirés des distributions « globales » pour la moyenne (M_y) et l'étalement (σ_y) :

$$M_y \sim N(\mu_M, \sigma_M),$$

$$\sigma_y \sim N(\mu_\sigma, \epsilon_\sigma).$$

Ainsi, nous pouvons maintenir les estimations de chaque année raisonnables, ce qui est également pratique puisque nous estimons une distribution « globale » de la période de montaison, dont nous pouvons déduire la période moyenne d'une manière qui équilibre la quantité d'information dans chaque année de données (c.-à-d. que les années où l'abondance est plus élevée, et où il y a donc plus d'observations non nulles, sont plus influentes), plutôt que de faire la moyenne entre les années dont nous savons qu'elles donnent des estimations déraisonnables en raison de la faible détection de truites arc-en-ciel.

De plus, les résultats du premier modèle ont indiqué que le modèle avec observation de Poisson ne prenait pas adéquatement en compte la variabilité des données sur les prises (surdispersion; voir la section 4.3). Par conséquent, nous avons remplacé la distribution de Poisson par une distribution binomiale négative, avec le paramètre de probabilité, p_m , et le paramètre de dispersion, r , pour modéliser l'erreur d'observation dans les prises pour chaque configuration de filet, m .

$$C^m \sim NB(p_m, r) \text{ pour } m \in (1,2).$$

Où

$$p_m = \frac{r}{r + q_y^m * \hat{A}_{y,d}} \text{ pour } m \in (1,2).$$

Le paramètre de dispersion, r , est présumé constant entre les deux pêches. Les détails de la spécification des valeurs a priori se trouvent à l'annexe B.

4.2.3. Courbes normales asymétriques hiérarchiques, avec erreur d'observation binomiale négative

Lors de notre exploration des modèles possibles de période de montaison et de l'étude des courbes de période de montaison non paramétriques (qui tiennent compte de la capturabilité différentielle entre les deux pêches d'essai, de manière similaire aux modèles ci-dessus), nous avons observé ce qui semblait être une asymétrie dans la distribution de la période de montaison. Ces constatations nous ont amenés à ajuster une distribution normale asymétrique (ou en deux parties) pour la période de montaison. Ce modèle prévoit un écart-type différent de chaque côté du mode (σ_{y-} et σ_{y+}), de sorte que :

$$\hat{A}_{y,d} = \begin{cases} R_y * \alpha * e^{-\frac{(d-M_y)^2}{2\sigma_{y-}^2}} & \text{si } d < M_y \\ R_y * \alpha * e^{-\frac{(d-M_y)^2}{2\sigma_{y+}^2}} & \text{si } d > M_y \end{cases}$$

où α est une constante de normalisation :

$$\alpha = \frac{\sqrt{2}}{\sqrt{\pi}(\sigma_{y+} + \sigma_{y-})}.$$

Tous les autres éléments du modèle restent les mêmes que dans le modèle précédent, mais ici nous avons deux distributions « globales » pour le paramètre d'étalement, σ_{ys} , $s \in (-, +)$ indiquant chaque côté (gauche, droite) de la distribution normale asymétrique :

$$\sigma_{ys} \sim N(\mu_{\sigma_s}, \epsilon_{\sigma_s}) \text{ pour } s \in (-, +)$$

Tous les modèles ont été ajustés dans un contexte bayésien, en utilisant JAGS (Plummer 2003) pour exécuter la méthode de Monte Carlo par chaîne de Markov (MCCM), ajustée dans R (R Core Team 2023), en utilisant le progiciel R2jags (Su et Yajima 2022). La convergence a été évaluée à l'aide des diagnostics de convergence de Gelman-Rubin (tous les paramètres $< 1,01$) et par inspection visuelle des graphiques de courbe. Toutes les données et le code se trouvent sur [Zenodo](#).

4.3. VALIDATION ET COMPARAISON DES MODÈLES

L'analyse bayésienne a souvent recours à des contrôles prédictifs a posteriori pour vérifier l'adéquation du modèle. Cette vérification consiste généralement à simuler de nouvelles observations, à créer des distributions prédictives a posteriori fondées sur les paramètres estimés du modèle, puis à voir si les valeurs réelles observées apparaissent ou non dans la distribution. Pour les distributions discrètes telles qu'une distribution de Poisson ou binomiale négative, les résiduels typiques sont difficiles à interpréter à des fins de vérification du modèle. Nous générons plutôt des résiduels similaires à des quantiles de résidus randomisés (Dunn et Smyth 1996) à l'aide du progiciel DHARMA dans R (Hartig 2022). Les résiduels DHARMA sont calculés en simulant la distribution prédictive a posteriori pour calculer une fonction de densité cumulée fondée sur la simulation pour chaque point de données observé. Le résiduel est ensuite défini en fonction de l'endroit où le point de données observé tombe sur la fonction, ce

qui donne un résiduel continu et contraint de zéro à un (une valeur de zéro indiquant que toutes les valeurs simulées étaient supérieures à la valeur observée, une valeur de un indiquant le contraire). Les données observées qui sont bien ajustées par le modèle se situent près de la médiane (0,5). On peut alors interpréter ces résiduels de la même façon que les résiduels conventionnels d'un modèle linéaire (panneaux de droite de la figure 4).

Nous avons utilisé un diagramme Q-Q pour vérifier l'hypothèse de distribution du modèle (p. ex. Poisson ou binomiale négative) et un diagramme des résiduels standard pour nous assurer qu'il n'y avait pas de tendances résiduelles observables, ce qui indique que les hypothèses du modèle ont été respectées (figure 4). Le progiciel DHARMA fournit également trois tests formels pour l'adéquation du modèle (voir le texte dans le haut à gauche des panneaux de la figure 4). Un test de Kolmogorov-Smirnov (KS) permet de vérifier si la distribution supposée (c.-à-d. Poisson ou binomiale négative) est appropriée. Un test de surdispersion compare la variance résiduelle observée à la variance résiduelle simulée du modèle. Un test des valeurs aberrantes permet d'envoyer un signal lorsque les observations réelles se situent en dehors de la distribution des valeurs simulées et fournit un test d'hypothèse fondé sur la simulation pour déterminer si les observations réelles tombent en dehors de la distribution des valeurs simulées.

4.4. RÉSULTATS DE L'ESTIMATION DE LA PÉRIODE DE MONTAISON

4.4.1. Convergence et adéquation du modèle

Les trois modèles ont convergé à l'aide de trois chaînes de 20 000 itérations, les 5 000 premières itérations ayant été rejetées à titre de « rodage », afin de réduire au minimum l'effet des valeurs de départ sur les résultats. Les statistiques de Gelman-Rubin de tous les paramètres clés étaient $< 1,01$ et tous les paramètres clés avaient des chaînes qui satisfaisaient à l'inspection visuelle pour la convergence. Pour plus de commodité, les estimations de l'abondance quotidienne ont été obtenues à l'aide de chaînes qui ont été amincies d'un facteur de cinq, c'est-à-dire que chaque paramètre avait un total de 9 000 itérations (3 000*3 chaînes). Les diagnostics axés sur la simulation ont été effectués par tirage au sort de 1 000 itérations.

L'inspection des extraits DHARMA (figure 4) a révélé un mauvais ajustement du modèle pour le modèle de Poisson indépendant, dénoté par des indicateurs dans les tests d'adéquation de la distribution, de surdispersion et des valeurs aberrantes. Les courbes de résidus avec plusieurs valeurs aberrantes (valeurs résiduelles de un) indiquent que le modèle sous-estime les valeurs des prises élevées (voir le groupe d'étoiles rouges sur la figure 4B, panneau de droite). Cette constatation a été confirmée par l'inspection des distributions prédictives a posteriori et des valeurs observées, qui a montré que la distribution prédictive a posteriori ne saisit pas les valeurs des prises élevées observées certaines années, un résultat courant dû à la surdispersion. Le passage du modèle d'observation à une distribution binomiale négative et la modification de la structure des paramètres de la période de montaison pour qu'ils soient hiérarchiques d'une année à l'autre plutôt qu'indépendants ont éliminé ces problèmes (voir la figure 4, panneaux A et B). Tous les diagnostics ont indiqué un bon ajustement du modèle pour le modèle normal hiérarchique et le modèle normal asymétrique hiérarchique avec une distribution binomiale négative.

Pour comparer formellement les modèles, nous avons calculé le critère d'information de déviation (CID; Spiegelhalter *et al.* 2002) pour chacun des trois modèles [tableau 3 – Différences dans les valeurs du critère d'information de déviation (Δ CID) et le nombre effectif de paramètres (Δ -pD) pour les trois modèles présentés.]. Le CID est une généralisation du critère d'information d'Akaike (CIA; Akaike 1973) qui peut être utilisée pour les modèles hiérarchiques.

Ces deux paramètres équilibrent l'ajustement du modèle avec sa complexité (le nombre de paramètres) pour déterminer le modèle le plus parcimonieux. Étant donné que le nombre de paramètres estimés n'est pas défini concrètement dans les modèles hiérarchiques, le nombre effectif de paramètres (pD) est estimé en fonction de la corrélation des effets aléatoires (ici, les paramètres de la période de montaison et les capturabilités de chaque année).

4.4.2. Estimations du modèle

Le modèle normal hiérarchique a estimé une date de pointe globale (μ_M) du 11 octobre (IC à 95 % : du 8 au 13 octobre) et un paramètre d'étalement global (μ_σ) de 19 jours (de 18 à 21), tandis que la distribution normale asymétrique a estimé un paramètre d'étalement plus élevé pour le côté droit de la distribution que pour le côté gauche, avec $\mu_{\sigma-} = 13$ jours (de 12 à 15) et $\mu_{\sigma+} = 25$ jours (de 22 à 28). Cette queue droite plus lourde fait devancer la date moyenne, au 2 octobre (du 29 septembre au 6 octobre); toutefois, comme cette distribution est asymétrique, la date moyenne et la date de montaison à 50 % de l'abondance ne sont pas les mêmes : la date de montaison à 50 % du 10 octobre (du 6 au 13 octobre) est à moins d'un jour de la moyenne/médiane/du mode du modèle normal hiérarchique (11 octobre : du 8 au 13 octobre).

Pour rendre l'indication de l'étalement de ces modèles directement comparable entre eux, ainsi qu'au modèle de Poisson indépendant (que nous conservons à des fins de comparaison, malgré sa faible adéquation), nous avons calculé des « périodes » qui, selon nous, devraient englober des pourcentages donnés de la remonte totale. Pour les modèles hiérarchiques, nous avons utilisé la moyenne globale et les écarts-types pour calculer les quantiles de montaison a posteriori médians. Pour le modèle de Poisson indépendant, puisque nous n'avons pas de distribution globale de la période de montaison, nous avons calculé le quantile de montaison médian a posteriori pour toutes les années, puis avons pris la médiane de la valeur a posteriori comme estimation ponctuelle pour chaque quantile agrégé.

Pour chaque modèle, nous avons calculé les périodes de migration qui correspondaient à 95 %, à 90 % et à 80 % de la remonte migrant au-delà du site d'Albion (voir le tableau 4 et la figure 3). Pour le modèle normal asymétrique hiérarchique, la durée de ces périodes était de 77 jours, 64 jours et 51 jours, respectivement. Pour le modèle normal hiérarchique, la durée de ces périodes à 95 % et à 90 % était la même que pour le modèle normal asymétrique, mais plus courte d'un jour pour la période à 80 %, à 50 jours. Cependant, ces périodes étaient devancées de 2 à 5 jours dans l'année, par rapport au modèle normal asymétrique (tableau 4). Pour le modèle de Poisson indépendant, les périodes étaient plus longues que celles des deux autres modèles, avec des durées de 81 jours, de 67 jours et de 53 jours pour les périodes à 95 %, à 90 % et à 80 %, respectivement. Les périodes étaient centrées sur la même date que dans le modèle normal hiérarchique (10 octobre), mais avec deux jours de plus à chaque extrémité (tableau 4). Ce résultat est logique, puisque le modèle de Poisson indépendant estime indépendamment les années avec peu d'observations non nulles, ce qui permet des estimations de la période de montaison très différentes de celles des années où les détections sont nombreuses. Cette approche augmente intrinsèquement la variabilité de ces estimations, par rapport aux estimations hiérarchiques.

Comme indicateur de rendement, nous avons utilisé les périodes à 95 % pour comparer la proportion des observations de prises saisies par chaque modèle. Dans le modèle normal asymétrique et le modèle de Poisson indépendant, les périodes à 95 % estimées correspondaient à 97 % des observations de prises sur les 40 années de données; dans le modèle normal hiérarchique, elles en saisissaient 96 %. Sur toutes les années, le modèle normal asymétrique a généralement manqué entre un et neuf poissons par an, mais les deux autres modèles pouvaient manquer jusqu'à 14 individus une année donnée. Même si le modèle normal asymétrique avait les périodes les plus courtes des trois modèles, il a tout de même

fonctionné aussi bien, ou mieux, que les autres pour ce qui est de capturer les dates des prises observées de truites arc-en-ciel.

Lorsque nous comparons le CID pour nos trois modèles, le modèle de Poisson indépendant s'avère le moins parcimonieux et le modèle normal hiérarchique arrive second, juste derrière le modèle normal asymétrique, qui a la valeur la plus faible du CID malgré le nombre effectif de paramètres le plus élevé.

Étant donné sa bonne adéquation, indiquée par l'analyse résiduelle DHARMA, son bon rendement pour tenir compte de la période des prises observées et du fait qu'il a le meilleur CID, le modèle normal asymétrique hiérarchique est recommandé comme notre meilleur outil pour caractériser la période de montaison de la truite arc-en-ciel du Fraser intérieur dans le bas Fraser. À l'avenir, nous suggérons d'utiliser ce modèle pour élaborer un outil de planification des pêches visant à réduire au minimum l'exposition des truites arc-en-ciel du Fraser intérieur aux pêches.

4.5. ANALYSE DE SENSIBILITÉ

Pour notre analyse de sensibilité, nous avons exploré quatre scénarios confrontés à différentes sources d'incertitude, afin de comprendre leurs effets potentiels sur les estimations des paramètres. Nous nous sommes intéressés aux effets potentiels de la surestimation et de la sous-estimation des estimations de la remonte, à l'effet des années de données où nous avons peu d'observations de truites arc-en-ciel et, enfin, à l'effet de la variation de la durée de la période d'échantillonnage, qui comprenait également d'autres estimations des prises du début de la série chronologique.

4.5.1. Incertitude dans l'indice de l'abondance de la remonte

Nos estimations de l'indice de l'abondance de la remonte à Albion sont incertaines en raison du potentiel de sous-déclaration des prises dans les pêches pratiquées en amont de la pêche d'essai à Albion (observées dans les pêches commerciales ailleurs; Bijsterveld *et al.* 2002, J.O. Thomas and Associates Ltd. 2010) et de la variabilité de la mortalité due à la remise à l'eau des prises capturées dans les filets maillants selon les techniques de pêche et de manipulation (Hargreaves et Tovey 2001). Toutefois, étant donné que l'objectif du présent exercice de modélisation est principalement d'estimer la période pendant laquelle la majorité des truites arc-en-ciel du Fraser intérieur migrent par le bas Fraser (et non l'abondance quotidienne prévue), ces incertitudes sont assez insignifiantes. L'inclusion d'un indice de l'abondance de la remonte vise avant tout à mettre à l'échelle les capturabilités relatives entre les deux pêches d'essai (voir la figure 5). Pour tester l'influence de l'incertitude dans l'indice annuel de l'abondance de la remonte sur la période de montaison estimée, nous avons exécuté de nouveau notre modèle recommandé (normal asymétrique hiérarchique) avec un ensemble de données dans lequel nous avons augmenté et diminué nos estimations de la montaison de 50 %. Nous avons constaté que même ces modifications drastiques des données sur la remonte avaient très peu d'effet sur les périodes de montaison (tableau 5). Nous sous-estimons probablement plutôt que surestimons la remonte, mais l'augmentation de nos estimations de 50 % n'a pas changé les périodes. La diminution de 50 % de la remonte a réduit la période d'un jour à chaque extrémité.

Dans une deuxième série d'analyses, des ajustements ont été effectués pour les années où les estimations des prises autochtones auraient pu être biaisées. Nous avons modifié notre ensemble de données sur la remonte annuelle pour tenir compte d'autres rapports sur le nombre de prises autochtones des années 1980, qui donnent à penser que les estimations du MPO pourraient avoir été biaisées à la baisse¹ (Stewart et Lewynsky 1988, Lewynsky 1988,

Lewynsky 1989, Lewynsky 1990) et que la sous-déclaration potentielle a pu se poursuivre après la mise en œuvre de changements au programme de surveillance des prises dans les années 1990. Cette approche comprenait l'augmentation du nombre de prises autochtones de 1984 à 1996 afin de correspondre directement aux rapports de Lewynsky ou de présumer qu'un niveau de biais similaire était présent les années précédentes et certaines années subséquentes, diminuant au fil du temps à mesure que les méthodes de surveillance des prises étaient améliorées. La série chronologique correspond à celle utilisée pour l'analyse principale à partir de 1997. Ces ajustements ont permis de constater que la date médiane était devancée d'un jour, mais que la période de montaison à 95 % demeurait inchangée. Ces résultats indiquent que ces périodes de montaison résistent probablement aux incertitudes sous-jacentes de notre série chronologique de l'indice de l'abondance de la remonte.

4.5.2. Effets de la faible détection les années de faible abondance

Comme on le voit bien sur la figure 1, la remonte annuelle totale et le nombre d'observations non nulles ont diminué considérablement au fil du temps. Bison (2021) a effectué une analyse par simulation (en supposant une période de montaison normale et un processus d'observation de Poisson) pour illustrer le fait que les estimations de l'étalement (σ_y dans notre modèle) avaient tendance à être biaisées vers le bas et étaient très incertaines les années où la remonte était faible. Bison (2021) a constaté une légère tendance à la baisse de l'étalement au fil des ans, et la simulation a montré qu'elle pourrait être causée par une plus faible abondance au cours des dernières années. Il a estimé un « facteur de correction du biais », qui a ensuite été appliqué aux estimations de l'étalement, qui variaient avec la remonte annuelle (plus de correction lorsque l'abondance était faible). Dans la même analyse, la suppression de trois années (1993, 2008 et 2019) des estimations de la moyenne et de l'étalement moyen, considérées comme manquant d'information pour estimer la période de montaison, a permis d'alléger encore ces problèmes de qualité des données.

On voit sur la figure 3 (ligne du bas) dans quelle mesure les courbes de la période de montaison estimée peuvent varier lorsqu'elles sont estimées indépendamment pour chaque année, et le tableau 3 – Différences dans les valeurs du critère d'information de déviation (ΔCID) et le nombre effectif de paramètres (Δ -pD) pour les trois modèles présentés montre comment les périodes de montaison s'élargissent, lorsque l'on fait la moyenne de ces courbes disparates. Il est intéressant de faire remarquer que le simple fait de mettre une structure hiérarchique sur la capturabilité, q , tout en maintenant identiques tous les autres aspects du modèle, permet à notre modèle de Poisson indépendant de donner une estimation moyenne globale de l'étalement (21,5) plus proche de la valeur corrigée dans le rapport de Bison 2021 (21) que de la valeur non corrigée (19). Ces résultats indiquent que l'échange d'information sur la capturabilité d'une année à l'autre peut aider à limiter les estimations de la période de montaison à des valeurs plus raisonnables et à éliminer le « biais » potentiel des années de faible abondance ou de faible détection. À la suite de ces résultats, nous ne croyons pas avoir de raison d'intégrer une correction du biais dans nos modèles.

En plaçant une structure hiérarchique sur les paramètres de la période de montaison, nous pensons avoir réduit ou éliminé ce biais causé par les années de faible détection donnant des estimations déraisonnables (ou peut-être mieux décrit comme une sensibilité à celles-ci), puisque nous partageons des informations d'une année à l'autre et limitons ainsi les courbes annuelles de la période de montaison à des formes plus réalistes. Pour tester la sensibilité de notre modèle recommandé à différents niveaux de détection, nous l'avons exécuté avec un ensemble de données réduit, qui ne comprenait que les années avec 15 observations non nulles ou plus. Bison (2021) a déterminé une remonte minimale de 1 000 truites arc-en-ciel pour éliminer le biais perçu dans l'étalement. Il semble y avoir une rupture naturelle à notre seuil de

15 observations non nulles, qui de plus correspond également bien avec une remonte d'au moins 1 000. Les remontes ont été supérieures à 1 000 truites arc-en-ciel trois autres années (1997, 2006, 2008), mais les prises étaient faibles (< 15 observations non nulles). En 1997, nous avons dû retirer la moitié des observations dans la pêche d'essai du saumon chinook parce qu'un filet différent (à panneaux multiples) a été utilisé, ce qui explique le faible nombre de détections (18 truites arc-en-ciel capturées sur 12 jours) malgré une abondance assez élevée (remonte = 2 276). En exécutant le modèle uniquement avec les années d'abondance plus élevée et un plus grand nombre d'observations de prises, nous pouvons évaluer si les périodes de migration ainsi obtenues pourraient ou non être biaisées lors de l'inclusion de toutes les données. Nous avons constaté que le modèle normal asymétrique hiérarchique ne présentait aucune différence discernable dans les estimations de la période de montaison lorsqu'on n'utilisait que les années d'abondance plus élevée ou d'observations des prises plus nombreuses (tableau 5), ce qui montre que notre modèle résiste à la variabilité de l'abondance et de la qualité des données d'une année à l'autre.

4.5.3. Effets de la durée de la période d'échantillonnage et biais potentiel de l'estimation des prises au début de la série chronologique

Enfin, nous avons inclus un autre scénario qui évalue la sensibilité de nos résultats à la période de données utilisée. Dans ce scénario, le modèle normal asymétrique hiérarchique a été exécuté avec les données de la pêche d'essai réduites à une période plus courte (du 20 août au 20 novembre) afin d'accroître la probabilité que les truites arc-en-ciel échantillonnées proviennent de populations du Fraser intérieur, et non d'autres populations à montaison plus hâtive ou plus tardive, comme les populations côtières d'été ou d'hiver (voir la section 4.1.1). Les résultats indiquent que le 5^e centile de la période de montaison (début de la période de montaison à 90 %) était devancé d'un jour, mais qu'aucun autre quantile n'était touché.

5. DISCUSSION

Cette analyse met en évidence la valeur de la modélisation hiérarchique (également connue sous le nom d'effets mixtes) dans les scénarios où le nombre d'observations est très variable d'un groupe à l'autre (dans ce cas-ci, les années) et où il n'y a pas de tendance directionnelle prévue dans les données. En « empruntant » essentiellement l'information d'une année à l'autre, nous avons la souplesse nécessaire pour saisir la variabilité au fil du temps, tout en apprenant davantage des années où le nombre d'observations est plus élevé. Cette approche réduit la nécessité de supprimer subjectivement les années où la résolution des données est insatisfaisante, ce qui améliore la transparence et la reproductibilité.

Bien que suggérant une approche de modélisation différente de celle de Bison (2021), les résultats n'étaient pas radicalement différents. La date de migration médiane estimée au-delà du site de pêche d'essai à Albion correspondait à cette analyse. La seule différence est que l'approche que nous proposons se traduit par une période à 95 % plus courte (77 jours, contre « au moins 84 jours » dans Bison 2021) qui est légèrement repoussée. Bien que le raccourcissement de la période puisse sembler non axé sur la prudence, nous avons constaté que le rendement (en termes de proportion des prises observées dans cette période) n'était pas pire avec le modèle normal asymétrique qu'avec le modèle de Poisson indépendant (les deux périodes ont permis de capturer 97 % des prises observées sur 40 ans).

Nos résultats s'harmonisent avec l'étude télémétrique décrite dans Renn *et al.* (2001), qui a observé des populations de truites arc-en-ciel du Fraser intérieur migrant par le bas Fraser durant la période estimée par notre modèle, entre la mi-septembre et la mi-novembre, culminant environ à la troisième semaine d'octobre. Une considération importante est que les résultats

différentiaient davantage les populations des rivières Thompson et Chilcotin, ce dont on peut déduire que la truite arc-en-ciel de la rivière Chilcotin migre plus tôt et sur une plus courte durée que la truite arc-en-ciel de la rivière Thompson, qui a été observée tout au long de la période de migration. Cette différence a également été observée par Parkinson (1984). On ne sait pas bien dans quelle mesure une différence dans la contribution de la truite arc-en-ciel de la rivière Thompson et de la truite arc-en-ciel de la rivière Chilcotin pourrait modifier la période de migration au fil du temps.

Même si l'indice de l'abondance de la remonte dans la pêche d'essai à Albion n'a pas d'effet marqué sur la période de montaison, il dicte la capturabilité estimée que le modèle produit. L'indice de l'abondance de la remonte est incertain pour plusieurs raisons, notamment le fait qu'il n'y a pas de différenciation entre les populations de truites arc-en-ciel du Fraser intérieur et les autres populations du Fraser, l'absence de prise en compte de la mortalité naturelle, la collecte incomplète de séries chronologiques sur les reproducteurs pour toutes les populations de truites arc-en-ciel du Fraser intérieur et la forte probabilité que les registres des pêches soient manquants ou incomplets (sous-estimation des prises). Il est également possible que les taux de mortalité due à la remise à l'eau utilisés soient incorrects, car les taux généralement utilisés sont fondés sur des estimations de la mortalité du saumon rouge et du saumon coho. Cependant, d'après notre analyse de sensibilité, les répercussions de l'erreur dans ces estimations sur les paramètres de la période de montaison sont minimales. La diminution de l'indice de l'abondance de la remonte a raccourci notre période à 95 % d'une journée à chaque extrémité, mais la hausse de 50 % de l'indice n'a pas du tout changé les résultats. Ces considérations deviennent importantes si d'autres personnes souhaitent utiliser cet indice pour déduire l'état ou évaluer la capturabilité absolue.

Comme nous le décrivons à la section 4.5.2, Bison (2021) a soulevé des préoccupations selon lesquelles la réduction du nombre d'observations non nulles ces dernières années pourrait biaiser nos estimations de l'étalement de la période de montaison. Nous avons constaté que la structure de notre modèle semblait corriger ce problème, mais la structure hiérarchique ne peut pas élucider les profils récents que nous avons pu manquer. Le faible nombre de prises accessoires de truites arc-en-ciel dans cette pêche d'essai les dernières années ne permet probablement pas de répondre à des questions plus approfondies sur la façon dont la période de la migration pourrait changer avec le climat (si elle est déterminée par des indices environnementaux), la réduction de l'effectif des populations (si la période est déterminée par la densité ou des indices sociaux; voir Berdahl *et al.* 2017) ou par la modification des proportions relatives des différentes populations dont les périodes de montaison se chevauchent, mais sont différentes. L'abondance de la truite arc-en-ciel est devenue si faible que nous avons observé moins de 20 jours avec des prises au cours de chacune des 10 dernières années. Bien que l'analyse préliminaire n'ait pas révélé de changements sensibles dans la période de montaison sur la série chronologique, ces questions sortent de la portée des présents travaux, qui était de caractériser la période de montaison historique. En raison de la dégradation de la qualité des données au fil du temps, si nous voulons nous concentrer sur ces types de questions, des méthodes d'échantillonnage plus ciblées ou des approches telles que le marquage acoustique seront probablement nécessaires.

Malgré l'ensemble de données relativement utile pour étayer la période de montaison par rapport à la vitesse et à l'itinéraire de migration, plusieurs sources d'incertitude demeurent. Pour commencer, les données de la pêche d'essai à Albion ne sont qu'un instantané de la période de migration des truites arc-en-ciel adultes du Fraser intérieur, et ne sont donc pas nécessairement représentatives de la période de montaison dans les zones en amont ou dans le milieu marin. Les vitesses de migration étant très variables dans l'espace et le temps, la transposition de la période de montaison dans la pêche d'essai à Albion à d'autres emplacements sera assez

incertaine. On pourrait utiliser d'autres données pour confirmer les estimations de la période de montaison pour d'autres sites, notamment les observations plus en amont dans le fleuve, les interceptions de truites arc-en-ciel dans les pêches d'essai en mer et les projets de marquage des poissons au tourniquet situé en amont du site de la pêche d'essai à Albion (annexe A).

En outre, bien que l'objectif de cette analyse soit de déduire la période de montaison des truites arc-en-ciel de la rivière Thompson et de la rivière Chilcotin, des individus d'autres populations du Fraser intérieur sont probablement aussi capturés dans cet ensemble de données. La courbe de la période de montaison estimée devrait être constituée de plusieurs courbes qui se chevauchent pour les différentes populations de truites arc-en-ciel du Fraser intérieur. La queue droite prolongée de notre courbe de la période de montaison, même si elle semble plus appropriée que la courbe normale symétrique habituelle, pourrait être attribuable à l'observation de populations de truites arc-en-ciel à montaison plus tardive, comme les populations côtières d'hiver qui frayent dans les affluents du bas Fraser (p. ex. rivières Coquitlam, Pitt, Chehalis, Chilliwack et Coquihalla, entre autres) ou d'autres stocks d'intérieur d'été de l'ouest du Fraser (rivières Bridge, Seton, Stein et Nahatlatch). Si nous ne pouvons pas analyser ces stocks individuels en raison du manque de données génétiques, d'autres questions se posent quant à savoir si la période de montaison observée pourrait être déterminée par l'abondance relative des populations qui la composent. Les analyses de sensibilité ont montré que la réduction des séries chronologiques à une période qui devrait exclure la plupart des poissons à montaison plus hâtive et plus tardive n'a pas eu d'incidence sur les périodes estimées, mais nous ne pouvons pas être sûrs qu'ils ont tous été supprimés sans des renseignements à plus petite échelle. Comme nous l'avons mentionné précédemment, toute analyse approfondie visant à tenter de séparer ces facteurs nécessiterait des données ciblées supplémentaires au-delà de celles qui sont actuellement disponibles dans la base de données sur cette pêche d'essai.

Notre modèle semble estimer facilement les valeurs pour chaque configuration de filet propre à une espèce, mais les données ne sont pas réparties uniformément sur toute la saison, la pêche d'essai du saumon kéta se déroulant beaucoup plus tard dans la saison. La pêche d'essai ciblant le saumon kéta (qui utilise un maillage plus petit) a également une plus grande capturabilité que la pêche d'essai du saumon chinook (figure 5), ce qui donne à penser que nos queues asymétriques pourraient être au moins partiellement influencées par la plus grande capturabilité de la pêche plus tardive. Cependant, ces deux ensembles de données se chevauchent pas mal (figure 1), ce qui devrait aider le modèle à discerner les capturabilités relatives et devrait améliorer les cas où la forme de la période de montaison est faussée par la configuration/capturabilité du filet.

La courbe de la période de montaison caractérisée par ces données peut ne pas correspondre à la période de montaison potentielle future pour plusieurs raisons. Tout d'abord, les truites arc-en-ciel observées lors de la pêche d'essai à Albion ont dû passer par plusieurs zones de pêches en milieu marin et dulcicole avant d'être observées à cet endroit. Cela signifie que les prises de truites arc-en-ciel dans la pêche d'essai sont potentiellement faussées par la période et l'intensité de la pêche à laquelle ces poissons ont été soumis avant d'atteindre le site de la pêche d'essai. À mesure que les pêches en aval et en mer évoluent au fil du temps, cela pourrait avoir une incidence sur la période observée de la truite arc-en-ciel dans la pêche d'essai. De plus, les prises observées sont converties en période de montaison par un paramètre de capturabilité estimé annuellement. Toutefois, il est probable que la capturabilité de la truite arc-en-ciel varie au cours d'une année en fonction des conditions environnementales et de l'abondance des autres stocks migrant en même temps. Par exemple, si le débit est élevé, les poissons peuvent migrer le long des berges du fleuve et être moins susceptibles d'être capturés dans la pêche d'essai. Il est également possible que le filet devienne saturé et que les truites arc-en-ciel soient moins susceptibles d'être capturées lorsque les autres stocks migrant

en même temps sont très abondants. La capturabilité pourrait également varier avec l'abondance des prédateurs. En outre, si la taille moyenne des individus des stocks migrant en même temps est nettement différente, leur capturabilité devrait être différente elle aussi, ce qui signifie que la capturabilité pourrait varier à mesure que ces populations à résolution plus fine traversent la zone. Comme dans notre discussion précédente sur la détection des changements dans la période de montaison, la détection des changements ou des tendances de la capturabilité résultant de ces facteurs est entravée par la faible estimation des dernières années, et sort de la portée du présent exercice. Les estimations de la capturabilité fournies ici sont accessoires à l'objectif principal, qui est d'estimer la période de montaison, et doivent être considérées comme des indices annuels de la capturabilité, et non comme des estimations fiables de la capturabilité de chaque calée une année donnée. Bien que les analyses des valeurs résiduelles n'aient pas indiqué la nécessité d'ajouter des paramètres supplémentaires pour prendre en compte les effets d'autres facteurs sur les prises, tels que les covariables environnementales ou les prises en aval, ces effets pourraient être analysés dans le cadre de recherches futures.

6. CONCLUSIONS

1. L'analyse documentaire a révélé que l'on connaît relativement mal la vitesse de migration et l'itinéraire de migration de la truite arc-en-ciel en Colombie-Britannique, et que l'on en connaît encore moins sur la truite arc-en-ciel du Fraser intérieur. La vitesse de migration est très variable à la fois dans les populations et entre elles, mais la truite arc-en-ciel semble généralement migrer plus rapidement dans les eaux marines que dans les cours d'eau. La proportion de poissons qui migrent le long des deux côtés de l'île de Vancouver n'est pas bien étudiée pour la plupart des salmonidés, mais il y a des preuves que la truite arc-en-ciel (et en particulier la truite arc-en-ciel du Fraser intérieur) passe des deux côtés.
5. Alors que la pratique standard pour estimer la période de montaison des salmonidés était d'utiliser une distribution normale, nous présentons ici des preuves montrant qu'une autre distribution de la période de montaison (la distribution normale asymétrique) démontre les tendances observées dans les prises. En outre, ce modèle est aussi performant, voire plus, que les approches de modélisation utilisant la courbe normale en ce qui concerne le nombre d'observations de prises comprises dans la période de montaison à 95 %. Cette approche permet d'estimer que la majorité (95 %) des truites arc-en-ciel du Fraser intérieur passent en moyenne par le bas Fraser entre le 8 septembre et le 23 novembre, avec le 10 octobre comme date médiane.
6. Les données sur la pêche d'essai à Albion sont actuellement la meilleure information disponible sur les interceptions de truites arc-en-ciel dans le Fraser et fournissent une série chronologique longue (sur 40 ans) et pour la plupart échantillonnée de façon uniforme. Néanmoins, les observations disponibles de truites arc-en-ciel ont considérablement diminué ces dernières années, en grande partie en raison des remontes extrêmement faibles de l'espèce. Bien que cela entrave notre capacité à discerner les changements récents dans la période de montaison, nous avons constaté que notre approche de modélisation hiérarchique résistait à l'incertitude et convenait bien aux données, d'après une analyse par simulation. Cette approche de modélisation semble adéquate pour saisir les profils observés dans ces données, mais une collecte de données plus ciblées serait nécessaire pour répondre à des questions plus précises sur les variations récentes de la période de montaison et la période de migration de chaque stock.

7. RECOMMANDATIONS DE TRAVAUX FUTURS

Les renseignements présentés ici sont destinés à soutenir les travaux futurs sur un modèle de planification des pêches qui estimerait l'exposition des truites arc-en-ciel adultes du Fraser intérieur aux pêches pratiquées dans tout le sud de la Colombie-Britannique. Compte tenu de l'incertitude concernant la proportion de truites arc-en-ciel migrant de part et d'autre de l'île de Vancouver, les vitesses de migration dans l'ensemble du couloir de migration et les estimations modélisées des paramètres de la période de montaison, il est fortement recommandé que le modèle d'exposition à venir n'utilise pas qu'une seule valeur pour chacun de ces paramètres. On comprendrait mieux le risque des plans de pêche pour la truite arc-en-ciel du Fraser intérieur en tirant les paramètres d'entrée d'une distribution ou en réalisant une analyse de sensibilité pour comprendre comment la variation de ces paramètres biologiques peut influencer sur les estimations de l'exposition et les décisions de gestion ultérieures.

Les recherches futures sur les populations de truites arc-en-ciel du Fraser intérieur seront compliquées par la faible abondance de ces populations et la nécessité de réduire au minimum les dommages potentiels afin de soutenir les efforts de conservation. Dans la mesure du possible, ces recherches devraient porter sur les sujets suivants :

1. Échantillonnage génétique non létal des truites arc-en-ciel interceptées dans les pêches, qui pourrait être facilité par des collaborations avec les groupes autochtones et les pêcheurs récréatifs et commerciaux;
7. Analyse génétique d'échantillons historiques de truites arc-en-ciel qui ont été prélevés dans diverses pêches et divers projets et qui pourraient encore se trouver dans les archives;
8. À mesure que la technologie de marquage progressera et deviendra plus sûre pour les poissons, il pourrait être possible de développer un programme de marquage pour répondre aux questions concernant la vitesse et l'itinéraire de migration. Ce travail n'est pas recommandé tant que les populations de truites arc-en-ciel du Fraser intérieur ne se seront pas rétablies à un niveau où elles sont moins menacées.

Entre-temps, l'élaboration des futurs modèles de planification des pêches s'appuiera sur des hypothèses concernant l'itinéraire et la vitesse de migration, et l'on tentera de valider ces hypothèses à l'aide de données provenant des frayères et des pêches pratiquées dans d'autres zones.

8. TABLEAUX

Tableau 1. Estimations publiées de la vitesse de migration de la truite arc-en-ciel adulte en montaison (adapté de Myers 2018). L'analyse documentaire a porté sur plusieurs années et visait à être aussi complète que possible. Les travaux de Myers (2018) ont fourni un point de départ critique, et une recherche supplémentaire a été effectuée à l'aide de certains ou de la totalité des termes suivants dans les moteurs de recherche courants : truite arc-en-ciel, période de montaison, migration, vitesse de migration, fleuve Fraser, truite arc-en-ciel de la rivière Thompson, truite arc-en-ciel de la rivière Chilcotin, Pacifique, Colombie-Britannique. Les sections des références dans les ouvrages pertinents ont également été examinées afin de déterminer d'éventuelles ressources supplémentaires. Les emplacements marqués d'un astérisque (*) indiquent que le réseau hydrographique nécessite le passage de barrages, de sorte que les replis peuvent influencer les taux de migration. N = taille de l'échantillon (nombre de poissons). S.O. = sans objet.

Emplacement	Période du marquage	N	Vitesse en mer	Vitesse en eau douce	Source
Fleuve Fraser : de Barnston à Harrison	Septembre à novembre	7	S.O.	17,8 km/j (moyenne de 1996)	Renn <i>et al.</i> 2001
Fleuve Fraser : de Harrison à Hope	Septembre à novembre	43	S.O.	4,3 km/j (moyenne de 1996)	Renn <i>et al.</i> 2001
Fleuve Fraser : de Hope à Nahatlatch	Septembre à novembre, février à mai	24	S.O.	4,8 km/j (moyenne de 1996)	Renn <i>et al.</i> 2001
Fleuve Fraser : de Nahatlatch à Lytton	Septembre à novembre, février à mai	19	S.O.	3,8 km/j (moyenne de 1996)	Renn <i>et al.</i> 2001
Fleuve Fraser : de Harrison à Hope	Septembre à novembre, février à mai	3	S.O.	4,2 km/j (moyenne de 1997)	Renn <i>et al.</i> 2001
Fleuve Fraser : de Hope à Nahatlatch	Septembre à novembre, février à mai	2	S.O.	16,7 km/j (moyenne de 1997)	Renn <i>et al.</i> 2001
Fleuve Fraser : de Nahatlatch à Stein	Septembre à novembre, février à mai	2	S.O.	24,7 km/j (moyenne de 1997)	Renn <i>et al.</i> 2001
Fleuve Fraser : de Stein à Bridge	Septembre à novembre, février à mai	2	S.O.	14,5 km/j (moyenne de 1997)	Renn <i>et al.</i> 2001
Fleuve Fraser : de Bridge à Chilcotin	Septembre à novembre, février à mai	1	S.O.	16,9 km/j (moyenne de 1997)	Renn <i>et al.</i> 2001
Fleuve Fraser : de Harrison à Hope	Septembre à novembre	14	S.O.	7,6 km/j (moyenne de 1998)	Renn <i>et al.</i> 2001
Fleuve Fraser : de Hope à Nahatlatch	Septembre à novembre, février à mai	45	S.O.	9,4 km/j (moyenne de 1998)	Renn <i>et al.</i> 2001
Fleuve Fraser : de Nahatlatch à Lytton	Septembre à novembre, février à mai	47	S.O.	15,2 km/j (moyenne de 1998)	Renn <i>et al.</i> 2001
Fleuve Fraser : de Lytton à Bridge	Septembre à novembre, février à mai	1	S.O.	16,1 km/j (moyenne de 1998)	Renn <i>et al.</i> 2001

Emplacement	Période du marquage	N	Vitesse en mer	Vitesse en eau douce	Source
Rivière Skeena	Juillet à septembre	25	Moyenne de 8 km/j (fourchette de 3,7 à 33,7)	10,4 à 20,2 km/j (médiane, fourchette de 1,5 à 32, variable selon le tronçon de la rivière)	Spence 1989
Bas Columbia*	Juin à novembre	1 485	S.O.	Médiane de 24 km/j (4 à 8 km/j en été)	Keefer <i>et al.</i> 2004
Moyen Columbia*	Juillet à octobre	1 672	S.O.	36,6 km/j (médiane)	English <i>et al.</i> 2006
Rivière Skeena	Juillet à septembre	255	6,2 km/j (médiane entre les stocks)	11,9 à 15,9 km/j (médiane, variable par année et par tronçon)	English <i>et al.</i> 2006
Rivière Snake*	Juin à novembre	1 103	S.O.	10 à 20 km/j (médiane) (n = 19)	Keefer <i>et al.</i> 2004
Haute mer/côte de l'océan Pacifique Nord	Janvier à septembre (varie d'une année à l'autre)	12	33 km/j	S.O.	Burgner <i>et al.</i> 1992
Haute mer/côte du centre du golfe d'Alaska	Mai à juillet	1	25,9 km/j	S.O.	Walker <i>et al.</i> 2000
Chenaux Dean et Fisher jusqu'à l'embouchure de la rivière Dean (zones marines intérieures)	Juillet à août	19	17,2 km/j (moyenne de 1987; fourchette de 6,5 à 42,0)	S.O.	Ruggerone <i>et al.</i> 1990
Chenaux Dean et Fisher jusqu'à l'embouchure de la rivière Dean (zones marines intérieures)	Juillet à août	6	18,0 km/j (moyenne de 1988; fourchette de 9,6 à 24,0)	S.O.	Ruggerone <i>et al.</i> 1990

Tableau 2. Indice estimé de l'abondance de la remonte dans la pêche d'essai à Albion. Total des reproducteurs et des prises de la pêche récréative (conservées + mortalité estimée due à la remise à l'eau) pour les stocks des rivières Thompson et Chilcotin (COSEPAC 2020); mises à jour des données pour 2021 à 2023 fournies par R. Bison, ministère de l'Intendance des eaux, des terres et des ressources de la Colombie-Britannique. Données sur la pêche d'essai à Albion fournies par Pêches et Océans Canada. Le nombre moyen de jours avec des prises de truites arc-en-ciel non nulles est de 28 sur la série chronologique (de 1984 à 2023). Compilation des données sur la mortalité dans la pêche avec remise à l'eau pour les pêches autochtones en amont de la pêche d'essai à Albion fournie par Pêches et Océans Canada. Les prises de la pêche d'essai et des pêches autochtones peuvent inclure d'autres populations de truites arc-en-ciel du Fraser, en plus de celles des rivières Thompson et Chilcotin.

Année d'éclosion	Reproducteurs	Prises dans la pêche récréative	Pêche d'essai à Albion (du 1 ^{er} août au 1 ^{er} décembre)					Pêches autochtones du saumon en amont d'Albion		Somme (indice de l'abondance de la remonte)
			Prises conservées	Mortalité due à la remise à l'eau	Nombre total de jours de pêche	Nombre total de jours avec des prises de truites arc-en-ciel non nulles	Proportion de jours avec des prises de truites arc-en-ciel non nulles	Prises conservées	Mortalité due à la remise à l'eau	
1984	2 253	880	47	0	89	30	0,34	295	0	3 474
1985	6 659	1 393	331	0	86	62	0,72	5 787	0	14 171
1986	4 322	1 195	264	0	76	55	0,72	712	0	6 494
1987	4 008	112	166	1	82	44	0,54	3 102	0	7 389
1988	3 842	573	44	0	123	29	0,24	1 771	0	6 231
1989	2 280	354	57	27	129	67	0,52	2 158	0	4 876
1990	1 603	115	84	0	128	43	0,34	495	0	2 297
1991	1 666	82	79	1	125	37	0,30	239	0	2 067
1992	1 442	70	71	0	149	45	0,30	180	0	1 763
1993	4 506	170	148	0	151	81	0,54	109	0	4 932
1994	3 577	134	56	0	145	38	0,26	114	0	3 881
1995	3 420	140	81	3	163	41	0,25	0	0	3 644
1996	1 538	74	79	0	161	84	0,52	156	0	1 847
1997	4 373	119	54	64	97	12	0,12	151	0	4 761
1998	2 142	100	14	6	101	32	0,32	13	0	2 276
1999	3 264	55	0	22	105	28	0,27	5	12	3 359
2000	2 239	40	14	8	104	35	0,34	0	3	2 303
2001	3 068	43	25	26	104	38	0,37	38	19	3 220
2002	4 274	83	26	19	107	32	0,30	9	5	4 417
2003	2 397	42	25	10	117	21	0,18	44	0	2 518

Année d'écllosion	Reproducteurs	Prises dans la pêche récréative	Pêche d'essai à Albion (du 1 ^{er} août au 1 ^{er} décembre)					Pêches autochtones du saumon en amont d'Albion		Somme (indice de l'abondance de la remonte)
			Prises conservées	Mortalité due à la remise à l'eau	Nombre total de jours de pêche	Nombre total de jours avec des prises de truites arc-en-ciel non nulles	Proportion de jours avec des prises de truites arc-en-ciel non nulles	Prises conservées	Mortalité due à la remise à l'eau	
2004	1 204	25	1	10	103	17	0,17	5	0	1 245
2005	2 824	28	0	10	98	26	0,27	25	15	2 903
2006	2 212	34	0	19	93	15	0,16	14	21	2 300
2007	1 114	20	3	6	105	21	0,20	7	2	1 153
2008	1 318	19	1	12	106	12	0,11	15	13	1 377
2009	1 040	0	0	5	99	14	0,14	20	1	1 066
2010	734	20	1	8	95	15	0,16	5	2	770
2011	894	0	0	7	104	24	0,23	22	3	926
2012	1 307	28	0	12	106	23	0,22	17	22	1 387
2013	1 464	34	0	14	92	19	0,21	5	6	1 523
2014	2 255	23	0	14	83	18	0,22	16	12	2 321
2015	1 268	14	0	9	93	13	0,14	10	14	1 314
2016	494	2	0	6	94	9	0,10	0	4	506
2017	447	1	0	4	91	5	0,05	4	3	460
2018	227	1	0	2	95	5	0,05	0	1	231
2019	360	0	0	2	93	4	0,04	21	3	387
2020	295	0	0	2	91	5	0,05	0	5	302
2021	222	0	0	2	91	2	0,02	2	2	228
2022	123	0	0	1	92	9	0,10	0	1	125
2023	505	0	0	4	93	7	0,08	7	8	524

Tableau 3. Différences dans les valeurs du critère d'information de déviation (ΔCID) et le nombre effectif de paramètres (ΔpD) pour les trois modèles présentés.

Modèle	ΔCID	ΔpD
Normal asymétrique hiérarchique	0	35,2
Normal hiérarchique	25,5	16,7
Normal indépendant	202,3	0

Tableau 4. Quantiles des distributions moyennes de la période de montaison en aval du site de la pêche d'essai à Albion (et IC à 95 % associé à la droite de chacun d'eux), pour les trois modèles présentés. Les modèles sont présentés dans l'ordre du meilleur au pire ajustement en fonction des valeurs du delta CID dans le tableau 3.

Modèle	Quantiles de la distribution de la période de montaison													
	2,5 %		5 %		10 %		50 %		90 %		95 %		97,5 %	
Normal asymétrique hiérarchique	8 sept.	5 sept.	13 sept.	9 sept.	18 sept.	15 sept.	10 oct.	6 oct.	7 nov.	2 nov.	15 nov.	10 nov.	23 nov.	17 nov.
		11 sept.		16 sept.		21 sept.		13 oct.		12 nov.		22 nov.		30 nov.
Normal hiérarchique	3 sept.	29 août	9 sept.	5 sept.	16 sept.	12 sept.	11 oct.	8 oct.	4 nov.	1 ^{er} nov.	11 nov.	8 nov.	18 nov.	14 nov.
		7 sept.		12 sept.		19 sept.		13 oct.		8 nov.		15 nov.		22 nov.
Normal indépendant	1 ^{er} sept.	28 août	8 sept.	4 sept.	15 sept.	11 sept.	10 oct.	7 oct.	6 nov.	3 nov.	13 nov.	11 nov.	20 nov.	17 nov.
		5 sept.		11 sept.		17 sept.		12 oct.		8 nov.		16 nov.		23 nov.

Tableau 5. Résultats de l'analyse de sensibilité montrant les quantiles de la période moyenne de montaison entre les scénarios de l'analyse de sensibilité. La forme du modèle est la même pour tous les modèles. Les deuxième et troisième rangées montrent les résultats de l'augmentation et de la diminution de 50 % de l'indice de l'abondance de la remonte, et la quatrième rangée montre les estimations lorsqu'on utilise des années avec moins de 15 observations non nulles ($n = 13$).

Modèle	Quantiles de la distribution de la période de montaison						
	2,5 %	5 %	10 %	50 %	90 %	95 %	97,5 %
Normal asymétrique hiérarchique	8 sept.	13 sept.	18 sept.	10 oct.	7 nov.	15 nov.	23 nov.
Augmentation de 50 % de l'indice de l'abondance de la remonte	8 sept.	13 sept.	18 sept.	10 oct.	7 nov.	16 nov.	23 nov.
Diminution de 50 % de l'indice de l'abondance de la remonte	9 sept.	14 sept.	19 sept.	10 oct.	7 nov.	15 nov.	22 nov.
Prises ajustées	8 sept.	13 sept.	18 sept.	9 oct.	7 nov.	15 nov.	23 nov.
Supprimer les années faibles	8 sept.	13 sept.	18 sept.	10 oct.	7 nov.	15 nov.	23 nov.
Données tronquées	8 sept.	12 sept.	18 sept.	10 oct.	7 nov.	15 nov.	23 nov.

9. FIGURES

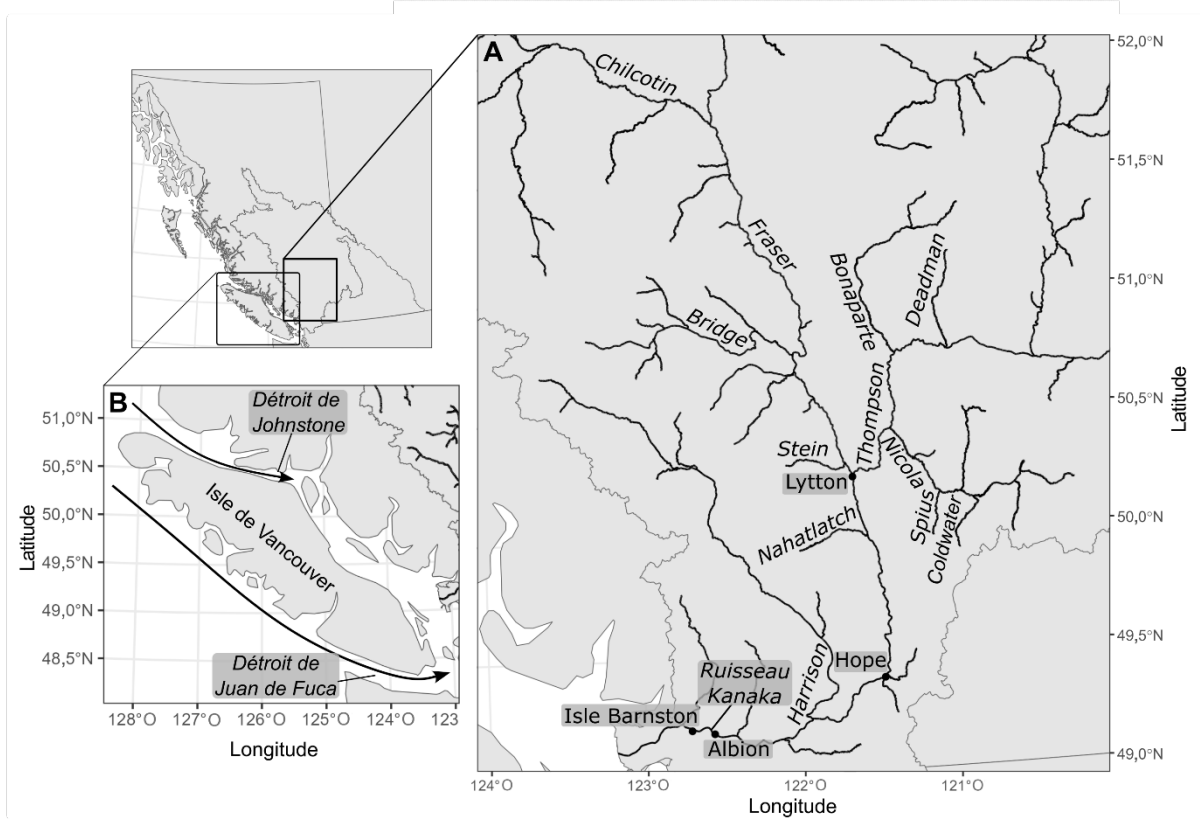


Figure 1. Carte des zones d'eau douce et marines pertinentes pour la truite arc-en-ciel du Fraser intérieur. Le panneau A représente un sous-ensemble du bassin versant du fleuve Fraser avec les noms des lieux et des cours d'eau utilisés pour les études sur la vitesse de migration et la collecte de données lors de la pêche d'essai. Le panneau B représente l'île de Vancouver avec les deux voies de migration possiblement empruntées par les truites arc-en-ciel.

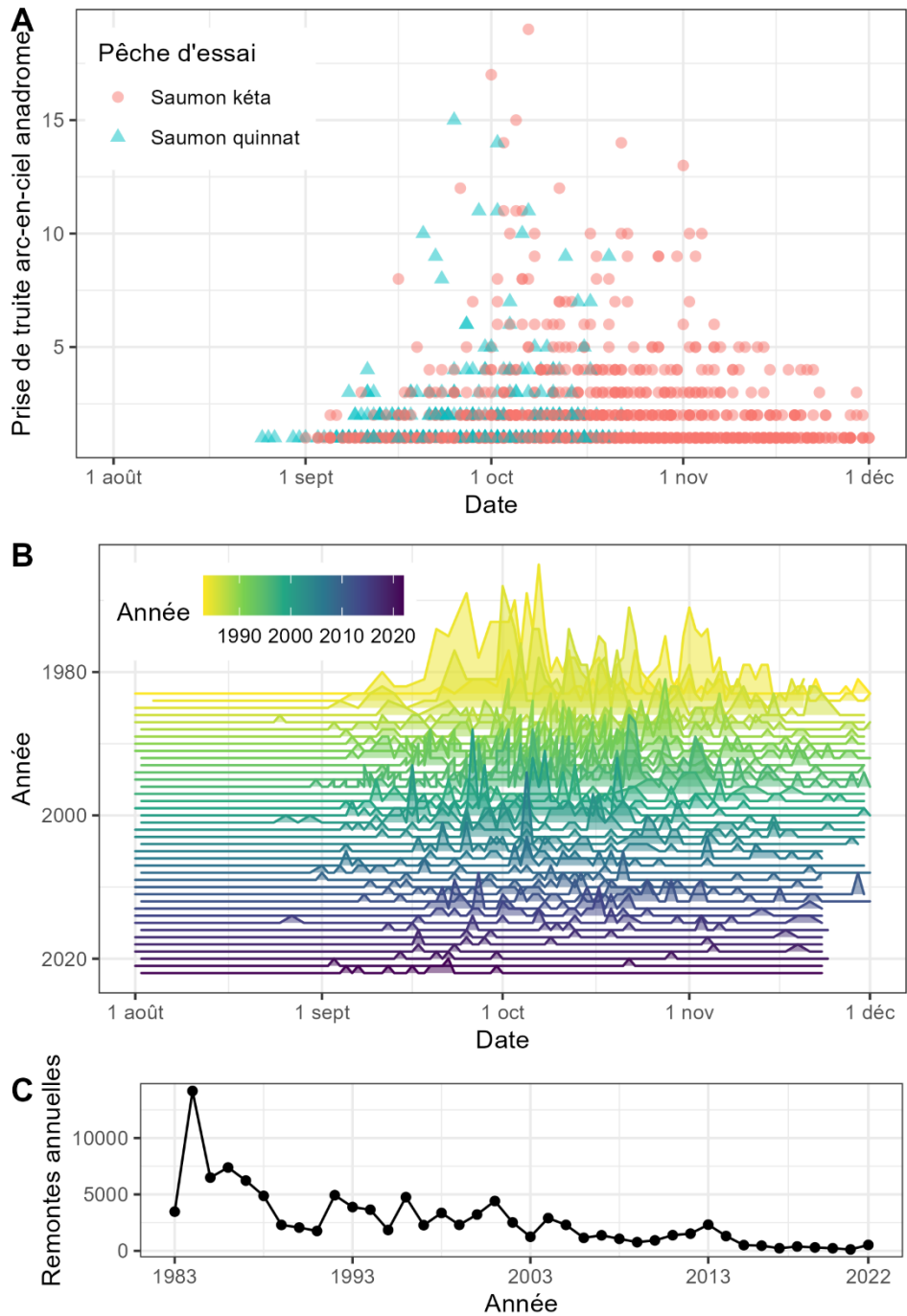


Figure 2. Données utilisées pour les ajustements des modèles. Le panneau A illustre les données sur les prises quotidiennes pour les filets ciblant le saumon kéta et le saumon chinook. Le panneau B présente un diagramme en lignes de crête des données sur les prises quotidiennes, chaque ligne de couleur représentant une année différente. Les lignes de crête sont dessinées sur une échelle verticale de dix poissons par case. En moyenne, il y avait 108 jours de pêche d'essai par an. Le panneau C montre la remonte annuelle totale de la truite arc-en-ciel du Fraser intérieur pour chaque année.

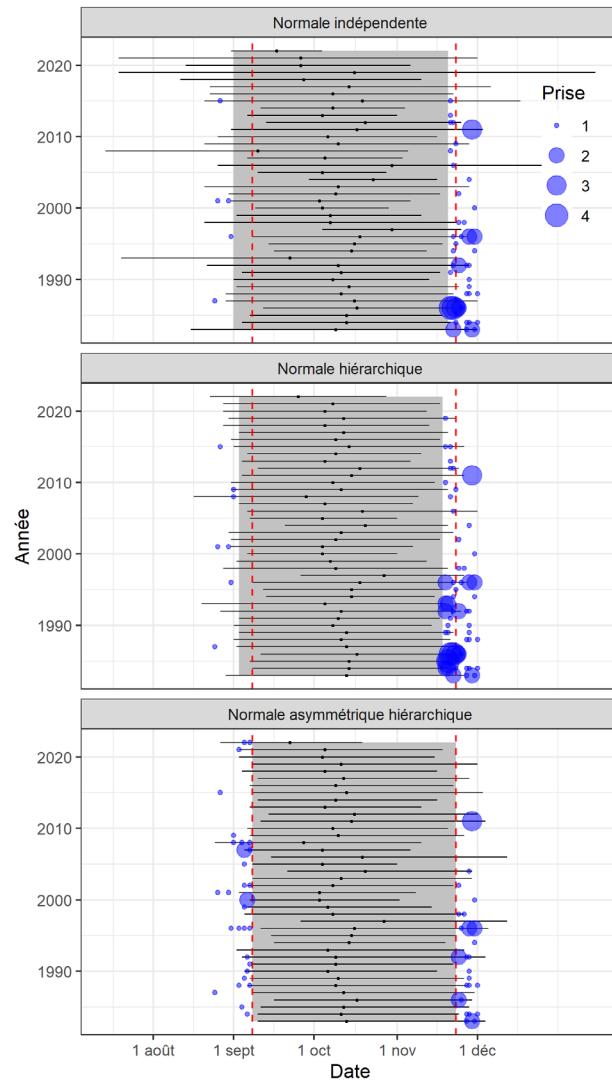
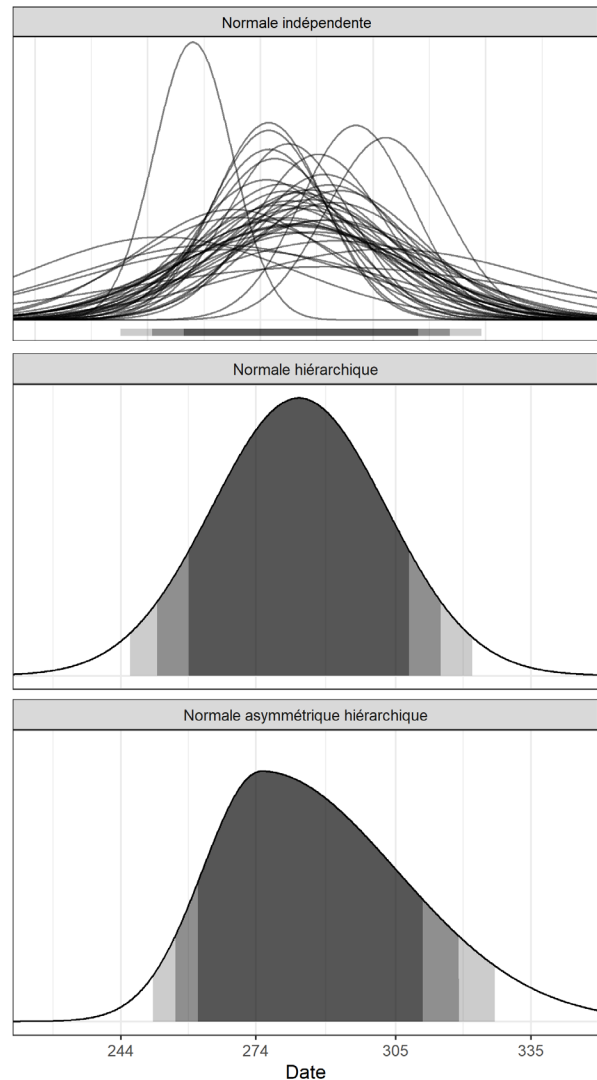
A Période de 95 % de la montaison**B** Montaison moyenne, périodes de 95 %, 90 %, et 80 %

Figure 3. Estimations de la période de montaison pour les trois modèles pris en considération dans l'étude. Le panneau A indique la date à 50 % (point noir) et la période à 95 % pour chaque année, pour chaque modèle présenté. La boîte grise indique la moyenne de la période de montaison à 95 % pour toutes les années. Les cercles bleus indiquent les prises qui ont eu lieu en dehors de cette période moyenne à 95 %. Pour aider à visualiser les différences, les lignes tiretées rouges indiquent les limites de la période moyenne à 95 % pour le modèle normal asymétrique hiérarchique. Le panneau B montre la distribution globale estimée de la période de montaison, l'ombrage montre les périodes à 80 %, à 90 % et à 95 %. Pour le modèle de Poisson indépendant, nous n'avons pas de distribution globale de la période de montaison; nous présentons cependant les courbes de la période de montaison pour chaque année. La barre ombrée en bas indique les périodes moyennes à 80 %, à 90 % et à 95 % au fil des ans. Il convient de souligner que nous présentons le modèle de Poisson indépendant uniquement à des fins de comparaison, même si le modèle ne semble pas bien adapté aux données, comme l'indique l'exercice de validation du modèle (figure 4).

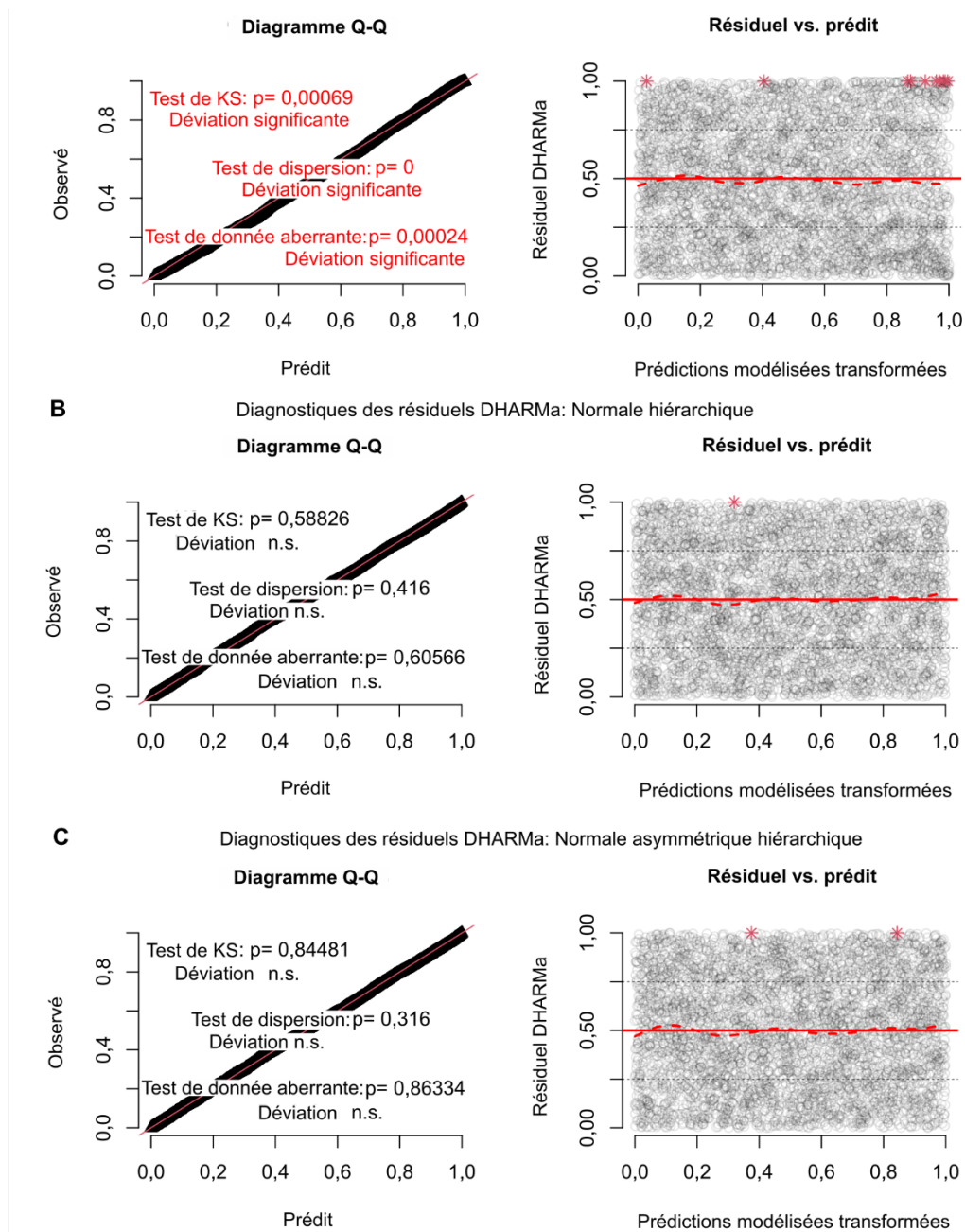


Figure 4. Diagrammes de diagnostics résiduels générés par le progiciel DHARMA dans R. Les panneaux de gauche montrent les diagrammes Q-Q pour chaque modèle, avec les données observées tracées par rapport aux prédictions du modèle, et les résultats des tests pour l'adéquation de la distribution (test KS), la dispersion et les valeurs aberrantes superposés sur le diagramme. Les résultats importants des tests pour le modèle de Poisson indépendant sont surlignés en rouge (non important = n.i.). Les panneaux de droite montrent les valeurs résiduelles quantiles aléatoires tracées par rapport aux prédictions du modèle. La ligne rouge tiretée est un ajustement de la spline lissée à la ligne de tendance médiane, et la ligne rouge pleine est la forme attendue de cette ligne. Les valeurs aberrantes sont indiquées par des étoiles rouges.

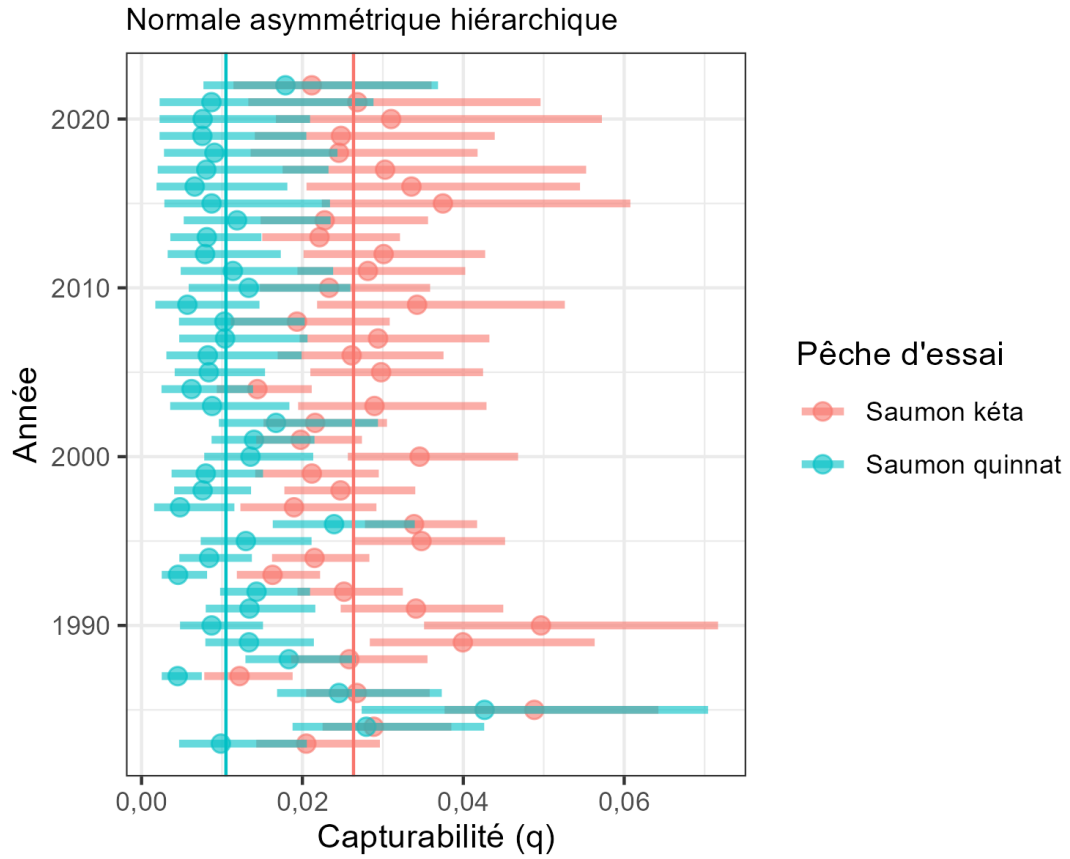


Figure 5. Estimations du paramètre de capturabilité annuelle par le modèle normal asymétrique hiérarchique, avec la médiane et les intervalles de crédibilité à 95 % pour chaque pêche. Les lignes verticales indiquent la médiane du paramètre de capturabilité globale estimé pour chaque pêche.

10. REMERCIEMENTS

Nous tenons à remercier Karen Rickards pour son analyse documentaire liée au présent travail. Nous apprécions les conversations instructives avec Rob Bison qui ont fourni des renseignements de base et un contexte utiles.

11. RÉFÉRENCES CITÉES

- Akaike, H. 1973. Information theory and an extension of the maximum likelihood principle. In B. N. Petrov and F. Csáki (Eds.), 2nd international symposium on information theory (pp. 267–281). Budapest, Hungary: Akadémia Kiadó.
- Beacham, T.E., Pollard, S., and Le, K.D. 1999. [Population structure and stock identification of steelhead in Southern British Columbia, Washington, and the Columbia River based on microsatellite DNA variation](#). Trans. Am. Fish. Soc. 128: 1068–1084.
- Beacham, T.E., Le, K.D., and Candy, J.R. 2004. [Population structure and stock identification of steelhead trout \(*Oncorhynchus mykiss*\) in British Columbia and the Columbia River based on microsatellite variation](#). Env. Bio. Fish. 69: 95–109.
- Berdahl, A., Westley, P.A.H., and Quinn, T.P. 2017. [Social interactions shape the timing of spawning migrations in an anadromous fish](#). Animal Behaviour 126: 221–229.
- Bijsterveld, L., Di Novo, S., Fedorenko, A., and Hop Wo, L. 2002. [Comparison of catch reporting systems for commercial salmon fisheries in British Columbia](#). Can. Manuscr. Rep. Fish. Aquat. Sci. 2626. 44 pp.
- Bison, R. 2021. [The migration timing of adult Interior Fraser steelhead \(*Oncorhynchus mykiss*\) in the Lower Fraser River](#). Ministry of Forests, Lands, Natural Resource Operations and Rural Development. 26 pp.
- Bison, R. 2022. [Status update for Interior Fraser Steelhead](#). Memo dated July 15, 2022. Ministry of Forests, Lands, Natural Resource Operations and Rural Development.
- Burgner, R. L., Light, J.T., Margolis, L., Okazaki, T., Tautz, A., and Ito, S. 1992. [Distribution and origins of steelhead trout \(*Oncorhynchus mykiss*\) in offshore waters of the North Pacific Ocean](#). International North Pacific Fisheries Commission Bulletin 51. 101 pp.
- Cave, J.D., and Gazey, W.J. 1994. [A preseason simulation model for fisheries on Fraser River sockeye salmon \(*Oncorhynchus nerka*\)](#). Can. J. Fish. Aquat. Sci. No 51 (7): 1535–1549.
- Committee on the Status of Endangered Wildlife in Canada (COSEWIC). 2020. [COSEWIC assessment and status report on the Steelhead Trout *Oncorhynchus mykiss* \(Thompson River and Chilcotin River populations\) in Canada](#). Committee on the Status of Endangered Wildlife in Canada. Ottawa. XVI + 104 pp.
- Department of Fisheries and Oceans (DFO). 2006. [Proceedings of the PSARC Salmon Subcommittee Meeting](#), October 18, 2006. DFO Can. Sci. Advis. Sec. Proceed. Ser. 2006/027.
- Dunn, P.K., and Smyth, G.K. 1996. [Randomized quantile residuals](#). Journal of Computational and Graphical Statistics 5: 236–244.
- English, K. K., Robichaud, D., Sliwinski, C., Alexander, R.F., Koski, W.R., Nelson, T.C., and Nass, B.L. 2006. [Comparison of adult steelhead migrations in the mid-Columbia hydrosystem and in large naturally flowing British Columbia rivers](#). Trans. Am. Fish. Soc. 135: 739–754.

-
- Folkes, M.J.P., Thomson, R.E., and Hourston, R.A.S. 2018. [Evaluating Models to Forecast Return Timing and Diversion Rate of Fraser Sockeye Salmon](#). DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2017/021. vi + 220 p.
- Gazey, W.J., and Palermo, R.V. 2000. [A Preliminary Review of a New Model Based on Test Fishing Data Analysis to Measure Abundance of Returning Chum Stocks to the Fraser River](#). Canadian Stock Assessment Secretariat Research Document 2000/159. 30 pp.
- Hargreaves, N.B. and Tovey, C. 2001. [Mortality Rates of Coho Salmon Caught by Commercial Salmon Gillnets and the Effectiveness of Revival Tanks and Reduced Soak Time for Decreasing Coho Mortality Rates](#). Canadian Science Advisory Secretariat Research Document 2001/154. 57 pp.
- Hartig, F. 2022. DHARMA: Residual Diagnostics for Hierarchical (Multi-Level / Mixed) Regression Models. R package version 0.4.6.
- High, B., Peery, C.A., and Bennett, D.H. 2006. [Temporary staging of Columbia River summer steelhead in coolwater areas and its effect on migration rates](#). Trans. Am. Fish. Soc. 135(2): 519–528.
- Hilborn, R., Bue, B.G., and Sharr, S. 1999. [Estimating spawning escapements from periodic counts: a comparison of methods](#). Can. J. Fish. Aquat. Sci. 56: 888–896.
- Johnston, N.T. 2013. [Management reference points for the Thompson and Chilcotin late summer-run steelhead \(*Onchorhynchus mykiss*\) stock aggregates](#). BC Fish and Wildlife Branch, Fisheries Project Report RD139, Victoria, BC. 30 pp.
- J.O. Thomas and Associates Ltd. 2010. Steelhead Bycatch and Mortalities in the Commercial Skeena Net Fisheries of British Columbia from Observer Data: 1989 to 2009. Report prepared for the Pacific Salmon Foundation (Living Rivers Trust) and British Columbia Ministry of Environment, Skeena Region. 99 pp.
- Keefer, M.L., Peery, C.A., Bjornn, T.C., Jepson, M.A., and Stuehrenberg, L.C. 2004. [Hydrosystem, dam, and reservoir passage rates of adult Chinook salmon and steelhead in the Columbia and Snake rivers](#). Trans. Am. Fish. Soc. 133(6): 1413–1439.
- Keefer, M.L., Caudill, C.C., Peery, C.A., and Moser, M.L. 2013. [Context-dependent diel behavior of upstream-migrating anadromous fishes](#). Environ. Biol. Fish. 96: 691–700.
- Lamperth, J.S., Quinn, T.P., and Zimmerman, M.S. 2016. [Levels of stored energy but not marine foraging patterns differentiate seasonal ecotypes of wild and hatchery steelhead \(*Oncorhynchus mykiss*\) returning to the Kalama River, Washington](#). Can. J. Fish. Aquat. Sci. 74(2): 157–167.
- Lewynsky, V.A. 1988. [Survey of Steelhead Trout harvest by Indian food fisheries of the Fraser River, autumn, 1987](#). Prepared for Department of Fisheries and Oceans, the B.C. Ministry of Environment by NI'akapxm National Tribal Counsel, Lytton, B.C. and Western Renewable Resources, 100 Mile House, B.C.
- Lewynsky, V.A. 1989. [Survey of Steelhead Trout harvest by Indian food fisheries of the Fraser River, autumn, 1988](#). Prepared for the B.C. Ministry of Environment by NI'akapxm National Tribal Counsel, Lytton, B.C. and Western Renewable Resources, 100 Mile House, B.C.
- Lewynsky, V.A. 1990. [Survey of Steelhead Trout harvest by Indian food fisheries of the Fraser River, autumn, 1989](#). Prepared for the B.C. Ministry of Environment by NI'akapxm National Tribal Counsel, Lytton, B.C. and Western Renewable Resources, 100 Mile House, B.C.

-
- Ministry of Environment, Lands and Parks (MELP) and Department of Fisheries and Oceans (DFO). 1998. [Review of Fraser River Steelhead Trout \(*Oncorhynchus mykiss*\)](#). Ecological Reports Catalogue 281. 59 pp.
- Mundy, P.R. 1979. [A quantitative measure of migratory timing illustrated by application to the management of commercial salmon fisheries](#). Ph.D. thesis, Univ. Washington, Seattle. 85 pp.
- Myers, K.W. 2018. Ocean ecology of Steelhead. Pages 779–904 in R. J. Beamish, editor. The ocean ecology of Pacific salmon and trout. American Fisheries Society, Bethesda, Maryland.
- Ogura, M. 1990. Outline of biotelemetry study of salmon by Shin-riasu maru. 1990. International North Pacific Fisheries Commission Document. Fisheries Agency of Japan, National Research Institute of Far Seas Fisheries, Shimizu, Japan.
- Ogura, M. 1991. Outline of biotelemetry study of salmon by Shin-riasu maru, 1991. International North Pacific Fisheries Commission. Fisheries Agency of Japan, National Research Institute of Far Seas Fisheries, Shimizu, Japan.
- Ogura, M., and Ishida, Y. 1995. [Homing behavior and vertical movements of four species of Pacific salmon \(*Oncorhynchus* spp.\) in the central Bering Sea](#). Can. J. Fish. Aquat. Sci. 52: 532–540.
- Parkinson, E.A. 1984. [Identification of steelhead stocks in the commercial net fishery of the southern B.C. coast](#). Fish. Man. Rep. 81.
- Plummer, M. 2003. JAGS: A Program for Analysis of Bayesian Graphical Models Using Gibbs Sampling. Proceedings of the 3rd International Workshop on Distributed Statistical Computing (DSC 2003), Vienna, 20-22 March 2003, 1–10.
- Plummer, M. 2017. JAGS Version 4.3.0 user manual [online].
- Putman, N.F., Jenkins, E.S., Michielsens, C.G.J., and Noakes, D.L.G. 2014. [Geomagnetic imprinting predicts spatio-temporal variation in homing migration of pink and sockeye salmon](#). J. R. Soc. Interface 11(99): 20140542.
- R Core Team. 2023. R: A language and environment for statistical computing. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria.
- Renn, J.R., Bison, R.G., Hagen, J., and Nelson, T.C. 2001. [Migration characteristics and stock composition of interior Fraser steelhead as determined by radio telemetry, 1996–1999](#). BC Ministry of Water, Land and Air Protection, Kamloops, BC. 135 pp.
- Robards, M.D., and Quinn, T.P. 2002. [The migratory timing of adult summer-run Steelhead in the Columbia River over six decades of environmental change](#). Trans. Am. Fish. Soc. 131(3): 523–536.
- Ruggerone, G.T., Quinn, T.P., McGregor, I.A., and Wilkinson, T.D. 1990. Horizontal and vertical movements of adult steelhead trout, *Oncorhynchus mykiss*, in the Dean and Fisher channels, British Columbia. Can. J. Fish. Aquat. Sci. 47: 1963–1969.
- Ruggerone, G.T. 2006. Evaluation of Salmon and Steelhead Migration Through the Upper Sultan River Canyon Prior to Dam Construction. City of Everett Report. 48 pp.
- Spence, C.R. 1989. [Rates of movement and timing of migrations of steelhead trout to and within the Skeena River, 1988](#). Skeena Fisheries Report #SK 62. Ministry of Environment Recreational Fisheries Branch. Smithers, British Columbia. 27 pp.
-

-
- Spiegelhalter, D.J., Best, N.G., Carlin, B.P., and Van Der Linde, A. 2002. [Bayesian measures of model complexity and fit](#). J. R. Stat.: Series B (Statistical Methodology), 64: 583–639.
- Stewart, R.W.J., and Lewynsky, V.A. 1988. [Interception of steelhead trout in the Indian fishery of the Fraser River, September through November, 1986](#). Prepared for Department of Fisheries and Oceans and B.C. Ministry of Environment by Central Interior Tribal Fisheries, Kamloops, B.C., and Western Renewable Resources, 100 Mile House, B.C.
- Su, Y.S., and Yajima, M. 2022. R2jags: Using R to Run “JAGS”. R package version 0.7.1.
- Twardek, W.M., Gagne, T.O., Elmer, L.K., Cooke, S.J., Beere, M.C., and Danylchuk, A.J. 2018. [Consequences of catch-and-release angling on the physiology, behaviour and survival of wild steelhead *Oncorhynchus mykiss* in the Bulkey River, British Columbia](#). Fish. Res. 206: 235–246.
- Wilson, S.M., Anderson, J.H., and Ward, E.J. 2023. [Estimating Phenology and Phenological Shifts with Hierarchical Modeling](#). Ecology. 104(7): e4061.
- Walker, R.V., Myers, K.W., Davis, N.D., Aydin, K.Y., Friedland, K.D., Carlson, H.R., Boehlert, G.W., Urawa, S., Ueno, Y., and Anma, G. 2000. [Diurnal variation in thermal environment experienced by salmonids in the North Pacific as indicated by data storage tags](#). Fish. Oceanogr. 9: 171–186.

ANNEXE A. AUTRES SOURCES DE DONNÉES POTENTIELLES POUR OBSERVER LES PROFILS DE MIGRATION DE LA TRUITE ARC-EN-CIEL

Le tableau A1 ci-après indique d'autres sources de données potentielles qui peuvent être utilisées pour observer les profils de migration de la truite arc-en-ciel, notamment la validation des estimations de la période de montaison pour les zones en amont et en aval de la pêche d'essai à Albion. L'utilité des données peut être limitée en fonction de la période des observations et de la disponibilité des renseignements sur l'identification génétique des stocks. Si l'occasion se présente, il pourrait également être avantageux de rechercher des échantillons biologiques de truites arc-en-ciel prélevés au cours de ces pêches (p. ex. écailles, tissus) et d'effectuer une analyse d'identification génétique des stocks sur ceux-ci.

Tableau A1. Autres sources de données potentielles qui peuvent être utilisées dans des études futures pour observer les profils de migration de la truite arc-en-ciel. Des cartes détaillées des lieux de pêche d'essai de la Commission du saumon du Pacifique (CSP) sont disponibles sur le site Web de la CSP.

Source des données	Emplacement
Pêche d'essai du saumon kéta dans le détroit de Johnstone (MPO)	Secteurs 12 et 13 de gestion des pêches du Pacifique
Pêche d'essai du saumon kéta dans le détroit de Juan de Fuca (MPO)	Secteur 20-5 de gestion des pêches du Pacifique
Pêches d'essai au filet maillant et à la senne en mer (CSP)	Secteurs 12 et 20 de gestion des pêches du Pacifique
Pêche d'essai à la traîne dans le golfe (CSP)	Au large à l'ouest de Steveston (C.-B.)
Pêche d'essai à Cottonwood (CSP)	Fleuve Fraser près de l'île Tilbury (delta) (C.-B.)
Pêche d'essai à Whonnock (CSP)	Fleuve Fraser près de Whonnock (Maple Ridge) (C.-B.)
Pêche d'essai à Qualark (CSP/MPO)	Fleuve Fraser près de Yale (C.-B.)
Prises autochtones au tourniquet (MPO)	Fleuve Fraser près de Matsqui et de Yale (C.-B.)
Période de l'arrivée dans les frayères (province de la C.-B.)	Rivière Thompson et rivière Chilcotin (C.-B.)

ANNEXE B. DÉTAILS DE LA SPÉCIFICATION DES MODÈLES

Spécification des valeurs a priori

Une valeur a priori faiblement informative a été attribuée à la date moyenne M_y ou à la moyenne globale de M_y (μ_M) dans les modèles hiérarchiques :

Modèle de Poisson normal indépendant :

$$M_y \sim N(280, 40)$$

Modèles hiérarchiques :

$$\mu_M \sim N(280, 40)$$

Le jour 280 de l'année (7 octobre) a été choisi en examinant visuellement les données brutes (figure 1) pour estimer un centre approximatif des données. Nous utilisons un écart-type de 40 jours autour de cette moyenne pour nous assurer de saisir toutes les dates moyennes plausibles.

Nous avons placé une demi-distribution t sur l'écart-type autour de la date moyenne σ_y^2 , en imposant une distribution gamma mise à l'échelle sur la précision, dans le code JAGS. Elle est suggérée comme une forme a priori pour les paramètres de variance/précision dans le manuel JAGS (Plummer 2017). De même, dans les modèles hiérarchiques, nous utilisons la même valeur a priori pour la moyenne globale de σ_y^2 (μ_σ^2) dans le modèle normal hiérarchique, et les moyennes globales pour les paramètres de variance de chaque côté du modèle normal asymétrique.

Modèle de Poisson normal indépendant :

$$\sigma_y^2 \sim half-t(15, 2)$$

Modèle hiérarchique, normal à distribution binomiale négative :

$$\mu_\sigma^2 \sim half-t(15, 2)$$

Modèle hiérarchique, asymétrique, normal à distribution binomiale négative :

$$\mu_{\sigma_s}^2 \sim half-t(15, 2) \text{ pour } s \in (-, +)$$

Pour les paramètres de variance autour des moyennes globales des paramètres de la période de montaison, nous utilisons la même valeur a priori, avec une magnitude plus faible, car nous prévoyons un étalement plus petit de ces valeurs.

Modèle de Poisson normal indépendant :

$$\sigma_M^2 \sim half-t(7, 5, 2)$$

Modèle hiérarchique, normal à distribution binomiale négative :

$$\epsilon_\sigma^2 \sim half-t(7, 5, 2)$$

Modèle hiérarchique, asymétrique, normal à distribution binomiale négative :

$$\epsilon_{\sigma_s}^2 \sim half-t(7, 5, 2) \text{ pour } s \in (-, +)$$

Nous avons utilisé une valeur a priori simple, uniforme sur le paramètre binomial négatif r , pour les deux modèles binomiaux négatifs :

$$r \sim unif(0, 1)$$

Pour la capturabilité, q , puisqu'elle est bornée entre 0 et 1, nous utilisons une transformation logit et modélisons la distribution globale de $\text{logit}(q)$ comme ayant une distribution normale (voir la section 0). Nos valeurs a priori sont ainsi à l'échelle de $\text{logit}(q)$. Nous avons choisi des valeurs a priori faiblement informatives en sachant que la capturabilité serait en gros bornée entre 0 et 0,05.

$$\mu_q^m \sim N\left(-3, \frac{1}{\sqrt{0,8}}\right) \text{ pour } m \in (1,2)$$

Il convient de préciser que la variance sur les distributions normales dans JAGS sont définies en termes de précision ($\tau = 1/\sigma^2$), c'est pourquoi nous l'exprimons de cette manière (puisque $\sigma = 1/\sqrt{\tau}$).

Pour la variance autour de μ_q de chaque pêche, σ_q^2 nous utilisons la même forme a priori que les autres paramètres de variance ci-dessus :

$$(\sigma_q^m)^2 \sim \text{half-}t(15, 2) \text{ pour } m \in (1,2)$$

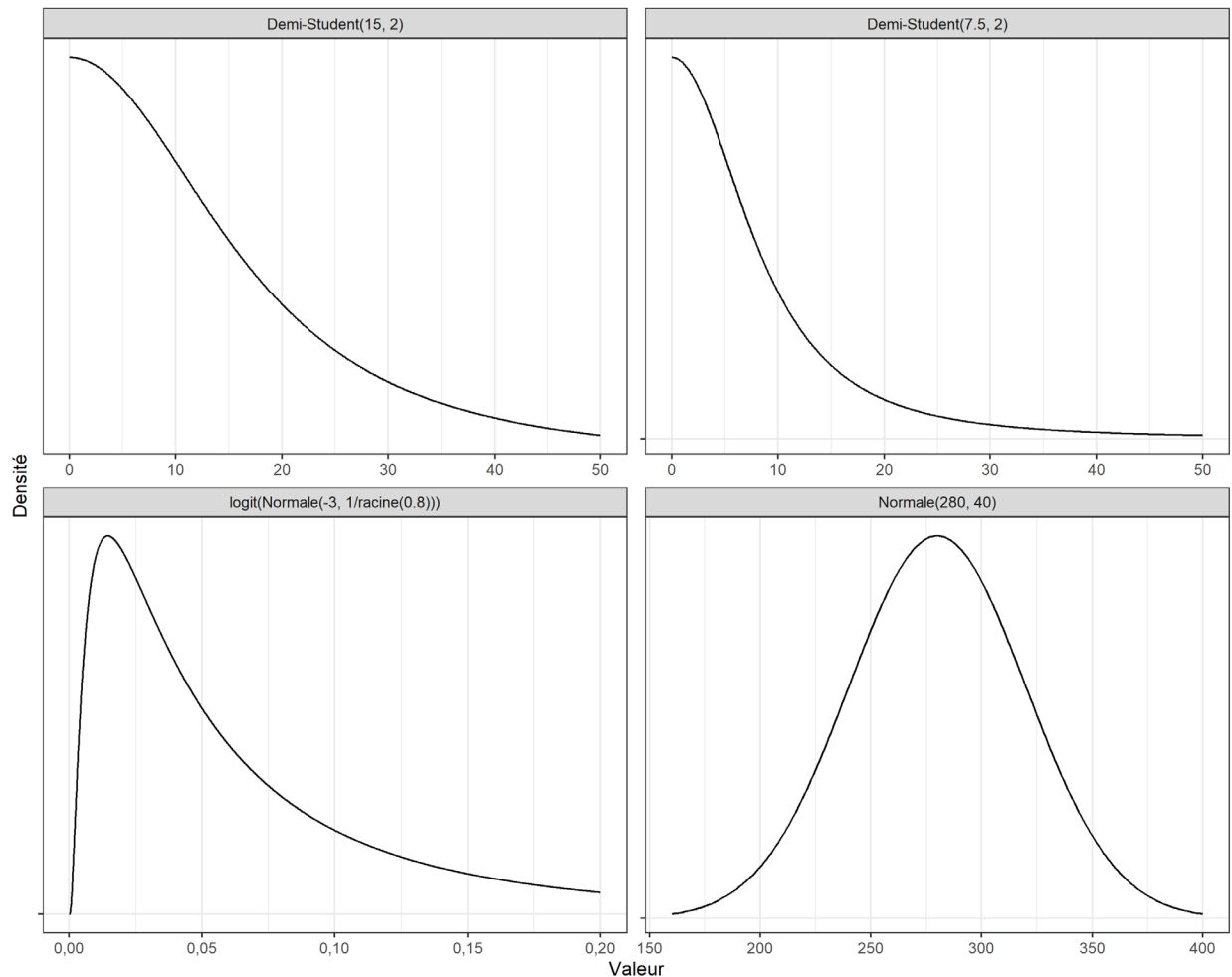


Figure B1. Valeurs a priori utilisées dans la spécification des modèles. Uniforme(0,1) omise puisqu'elle est facile à comprendre. Il convient de souligner que pour la normale(280, 40) placée sur la date moyenne de migration, le jour 200 de l'année correspond au 19 juillet et le jour 350, au 15 décembre.

ANNEXE C. ESTIMATIONS DE LA PÉRIODE DE MIGRATION ANNUELLE

Année	Quantiles de la distribution de la période de montaison (jour de l'année)		
	2,5 %	50 %	97,5 %
1983	253	286	338
1984	253	284	328
1985	254	285	332
1986	259	290	333
1987	251	285	334
1988	249	282	331
1989	250	283	330
1990	248	279	320
1991	251	282	326
1992	247	282	338
1993	245	279	330
1994	259	287	323
1995	258	288	327
1996	254	289	339
1997	269	300	346
1998	248	281	330
1999	249	279	318
2000	250	276	306
2001	246	276	312
2002	249	281	326
2003	251	284	333
2004	264	293	333
2005	251	277	305
2006	258	292	346
2007	248	277	310
2008	237	270	314
2009	250	283	330
2010	249	281	324
2011	254	288	338
2012	257	289	335
2013	250	278	314
2014	253	282	320
2015	251	286	337
2016	250	282	326
2017	253	285	332
2018	247	278	320
2019	251	284	335
2020	246	277	319
2021	246	278	322
2022	239	265	292