



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 2025/050**

**Région du Centre et de l'Arctique**

# **Application de l'approche multimodèle à l'évaluation de l'état des stocks de Dolly Varden anadrome (*Salvelinus malma malma*) de la rivière aux Rats, Territoires du Nord-Ouest, Canada**

Xinhua Zhu, Colin P. Gallagher, et Kimberly Howland

Institut des eaux douces  
Pêches et Océans Canada  
501 University Crescent  
Winnipeg (Manitoba) R3T 2N6

---

## 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/>  
[DFO.CSAS-SCAS.MPO@dfo-mpo.gc.ca](mailto:DFO.CSAS-SCAS.MPO@dfo-mpo.gc.ca)



© Sa Majesté le Roi du chef du Canada, représenté par le ministre du  
ministère des Pêches et des Océans, 2025

Ce rapport est publié sous la [Licence du gouvernement ouvert – Canada](#)

ISSN 2292-4272

ISBN 978-0-660-78382-6 N° cat. Fs70-5/2025-050F-PDF

## La présente publication doit être citée comme suit :

Zhu, X., Gallagher, C.P., et Howland, K.L. 2025. Application de l'approche multimodèle à l'évaluation de l'état des stocks de Dolly Varden anadrome (*Salvelinus malma malma*) de la rivière aux Rats, Territoires du Nord-Ouest, Canada. Secr. can. des avis sci. du MPO. Doc. de rech. 2025/050. iv + 69 p.

## Also available in English :

Zhu, X., Gallagher, C.P., and Howland, K.L. 2025. Application of Multimodel Approach to Assessing the Stock Status of Anadromous Dolly Varden (*Salvelinus malma malma*) from the Rat River, Northwest Territories, Canada. DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2025/050. iv + 65 p.

---

---

## TABLE DES MATIÈRES

RÉSUMÉ.....	iv
INTRODUCTION .....	1
MATÉRIEL ET MÉTHODES .....	3
ZONE D'ÉTUDE.....	3
SOURCES DE DONNÉES.....	3
NORMALISATION DES CPUE .....	3
Exploration des données.....	3
Modèles de CPUE.....	4
Analyse du modèle de CPUE et inférence multimodèle .....	5
PARAMÈTRES BIOLOGIQUES.....	6
Tendances temporelles de la longueur, du poids et de la proportion selon l'âge .....	6
Relation longueur-poids .....	6
Croissance .....	6
Mortalité naturelle.....	6
MODÈLES D'ÉVALUATION QUANTITATIVE DES PÊCHES .....	7
Analyse de la réduction du stock fondée sur l'épuisement .....	7
Modèle de production excédentaire .....	8
Modèle statistique intégré des prises selon l'âge.....	8
Moyenne des modèles .....	9
RÉSULTATS.....	9
RÉSUMÉ DE LA SURVEILLANCE DES PÊCHES COMMUNAUTAIRES (1995-2014).....	9
Période de surveillance .....	9
Conditions environnementales .....	10
Changements dans l'effort de pêche et la récolte de subsistance .....	10
INTRANTS DU MODÈLE .....	11
Normalisation des CPUE .....	11
Composition selon la taille et l'âge .....	12
Relations longueur-poids, croissance de la taille selon l'âge .....	13
Mortalité naturelle.....	13
EXTRANTS DU MODÈLE D'ÉVALUATION DES STOCKS .....	13
Analyse de la réduction du stock fondée sur l'épuisement .....	13
Modèle de production excédentaire .....	14
Modèle statistique intégré des prises selon l'âge.....	15
Moyenne multimodèle .....	16
DISCUSSION.....	16
EXPLORATION DES DONNÉES SUR LES VARIABLES ENVIRONNEMENTALES UTILISÉES DANS LA NORMALISATION DES CPUE .....	16
PROBABILITÉ DE DÉTECTION ET SÉLECTION DU MODÈLE.....	17
ÉTAT DES STOCKS ET DURABILITÉ DES PÊCHES .....	18
REMERCIEMENTS .....	18
RÉFÉRENCES CITÉES .....	19
TABLEAUX ET FIGURES.....	24

---

## RÉSUMÉ

La forme nordique du Dolly Varden anadrome (*Salvelinus malma malma*) de la rivière aux Rats a fait l'objet d'une importante pêche de subsistance des communautés gwich'in et inuvialuites du delta du Mackenzie, Territoires du Nord-Ouest, Canada. À la fin des années 1970 et au début des années 1980, le déclin des prises et la diminution de la taille des poissons capturés dans les pêches de subsistance ont suscité des préoccupations quant à la réduction de l'abondance de la population. Par conséquent, un programme annuel de surveillance communautaire des pêches a été élaboré pour le Dolly Varden de la rivière aux Rats. Mise en œuvre sous sa forme actuelle en 1995, la série chronologique des prises de subsistance et de l'information biologique a été recueillie à long terme à partir de trois emplacements fixes pendant la montaison saisonnière. Des renseignements sur les conditions du milieu aquatique (niveau d'eau, turbidité, teneur en débris et température), les caractéristiques de la pêche (taille des mailles, longueur des filets maillants et durée de la pêche) et les prises par unité d'effort (CPUE) ont été recueillis. Dans cette étude, nous avons appliqué des modèles linéaires mixtes généralisés et des modèles avec augmentation des zéros pour normaliser les séries chronologiques des CPUE (1996-2014) associées aux variables environnementales et au comportement de pêche et optimiser les estimations quantitatives dérivées du modèle des paramètres de dynamique des populations. L'inférence multimodèle a indiqué que le meilleur modèle pour la normalisation des CPUE était le modèle « hurdle » avec excès de zéros. À l'aide des séries chronologiques normalisées des CPUE, des statistiques sur la pêche de subsistance et des données biologiques, nous avons structuré trois modèles d'évaluation des stocks : l'analyse de la réduction du stock fondée sur l'épuisement, le modèle de production excédentaire et les prises statistiques intégrées selon l'âge. En appliquant la méthode de pondération des paramètres du modèle, nous avons évalué les valeurs optimales (médiane  $\pm$  écart-type) du RMD (rendement maximal durable),  $N_{\text{RMD}}$  (abondance de la population au RMD) et  $F_{\text{RMD}}$  (taux de mortalité par pêche au RMD) pour le Dolly Varden de la rivière aux Rats entre 1995 et 2014 à  $1\,301 \pm 188$  poissons,  $10\,813 \pm 1\,555$  poissons et  $0,18 \pm 0,02$  par année, respectivement. Nos résultats indiquent qu'à la fin des années 1990, le stock de Dolly Varden de la rivière aux Rats a probablement été surexploité, mais depuis lors, la réduction volontaire des prises de subsistance a contribué positivement au rétablissement graduel de l'abondance de la population anadrome dans l'ouest de l'Arctique.

---

## INTRODUCTION

Les modèles quantitatifs sont efficaces pour intégrer diverses sources d'information sur les pêches afin de caractériser collectivement l'état du stock et son association avec des sources d'incertitude connexes (Hilborn et Walters 1992). Il existe grosso modo trois groupes de modèles mathématiques classiquement appliqués aux évaluations des stocks de pêche. Par exemple, l'analyse de la réduction du stock fondée sur l'épuisement (DB-SRA, Dick et MacCall 2011) est un modèle limité en données qui peut utiliser les prises moyennes corrigées selon l'épuisement (DCAC, MacCall 2009) et l'analyse de réduction du stock (SRA, Walters *et al.* 2006) lorsque la pêche et les paramètres démographiques généraux de la population faisant l'objet de la pêche sont la seule source d'information disponible. Les modèles déterministes du SRA utilisent les données de capture pour la trajectoire unique du stock, tandis que les modèles stochastiques du SRA appliquent les données sur les prises pour explorer les distributions de probabilité de la taille du stock en fonction d'autres hypothèses concernant les taux de recrutement stables non pêchés et la variabilité des relations présumées de stock-recrutement (Walters *et al.* 2006, Dick et MacCall 2011). Des modèles de production excédentaire (Schaefer 1957) ont été utilisés pour l'évaluation des pêches lorsque des séries chronologiques d'indices d'abondance et de données sur les prises étaient disponibles. En raison de leur simplicité et de leurs exigences comparativement moindres en données, les modèles de production excédentaire expriment les effets globaux de la croissance, du recrutement et de la mortalité naturelle par une composante complète de l'excédent. Le comportement dynamique de la biomasse des populations de poissons exploitées peut ensuite être évalué selon les différences entre la production excédentaire et les prélèvements par la pêche (Hilborn et Walters 1992, Quinn et Deriso 1999). Ce processus peut être appliqué pour générer des points de référence biologiques à des fins de gestion (Caddy et Mahon 1995, Haddon 2001). À mesure que la complexité et l'étendue de l'information sur les pêches pour un stock augmentent, les modèles plus complexes et plus robustes, comme les modèles statistiques des prises selon l'âge, sont privilégiés par les chercheurs et les décideurs pour l'évaluation des stocks (Hilborn et Walters 1992, Quinn et Deriso 1999). Les hypothèses sous-jacentes des modèles statistiques des prises selon l'âge comprennent les effets constants de l'année et de l'âge sur les relations entre les taux de mortalité par pêche selon l'âge et l'abondance variable de la population dans le temps (Quinn et Deriso 1999). Les modèles statistiques des prises selon l'âge utilisent une série chronologique de prises totales (en poids), d'indices d'abondance et d'observations de capture à l'âge, ainsi que des renseignements sur le poids, la maturité et la mortalité naturelle selon l'âge pour projeter les historiques de développement de l'état de la population, de l'exploitation et du recrutement des géniteurs, ainsi que des conseils de gestion. Dans l'ensemble, la sélection d'ensembles précis de modèles mathématiques ou statistiques pour l'évaluation des stocks de poissons est largement déterminée par la nature et l'étendue des composantes de la pêche, qui peuvent comprendre des incertitudes associées à la collecte de données (erreurs d'observation) et des structures de modèle (erreurs de processus), qui peuvent inclure les connaissances écologiques traditionnelles (CET) (Papik *et al.* 2003, Houde 2007, Roux *et al.* 2019).

Plutôt que d'utiliser un modèle unique pour l'évaluation des stocks de poissons, des inférences solides peuvent être faites à partir de plusieurs modèles candidats afin de maximiser l'utilisation de sources d'information précieuses. L'inférence multimodèle (MMI, Burnham et Anderson 2002) est un cadre de sélection de modèle qui a récemment gagné en popularité comme solution de rechange aux tests de signification d'hypothèse nulle. L'approche MMI, qui repose sur la sélection de modèles et le calcul de leur moyenne (Burnham et Anderson 2002), a été préconisée comme solution de rechange au test de signification d'hypothèse nulle. En particulier, la MMI peut fournir un moyen de comparer simultanément plusieurs sorties de

---

modèle, d'évaluer dans quelle mesure chacune est appuyée par des données et de déterminer le ou les meilleurs modèles. Lorsque la sélection de modèle ne distingue pas clairement un « meilleur » modèle, la moyenne des modèles est alors utilisée pour gérer l'incertitude des paramètres en calculant les probabilités entre plusieurs hypothèses concurrentes. Cette moyenne des modèles peut être appliquée aussi bien dans des cadres théoriques informationnels que bayésiens (Burnham et Anderson 2002). En sciences halieutiques, la MMI a été appliquée aux profils de croissance somatiques (Katsanevakis 2006, Katsanevakis et Maravelias 2008, Zhu *et al.* 2017), à la normalisation des prises par unité d'effort (CPUE) des espèces accessoires (Brodziak et Walsh 2013) et à l'évaluation des stocks d'omble chevalier de la rivière Hornaday (Zhu *et al.* 2017).

La forme nordique du Dolly Varden anadrome, *Salvelinus malma malma* (Walbaum 1792), est répartie géographiquement à l'ouest du delta du Mackenzie dans les Territoires du Nord-Ouest et le long du versant nord du Yukon et de l'Alaska, ainsi qu'au sud jusqu'aux îles Aléoutiennes (Taylor *et al.* 2001). Le Dolly Varden anadrome grandit dans les bassins versants où il est né pendant environ trois à cinq ans, avant d'entreprendre des migrations saisonnières des eaux douces vers les eaux marines et côtières. Les formes anadromes du Dolly Varden canadien migrent vers la mer de Beaufort au printemps, vers la mi-juin, pour se nourrir de proies marines (COSEPAC 2010). Ces formes sont très philopatriques (Harris *et al.* 2015) et leur retour vers leurs rivières natales commence généralement à la fin de juillet ou au début d'août.

Le Dolly Varden de la rivière aux Rats revêt une importance culturelle et constitue une source de subsistance pour les Gwich'in et les Inuvialuits des collectivités d'Aklavik et de Fort McPherson, Territoires du Nord-Ouest (T.-N.-É.) (Papik *et al.* 2003, Sandstrom *et al.* 2009, Byers *et al.* 2019). À la fin des années 1970 et au début des années 1980, le déclin des prises et la réduction de la taille corporelle du Dolly Varden de la rivière aux Rats ont suscité des inquiétudes quant à la diminution de son abondance. Par conséquent, un programme communautaire de surveillance des pêches pour le Dolly Varden de la rivière aux Rats a été mis en place en 1989 (Harwood 2001, Harwood *et al.* 2009) et celui-ci s'est étendu à de multiples sites d'échantillonnage en 1995 (Roux *et al.* 2012, Gallagher *et al.* 2020).

Malgré l'importance du Dolly Varden de la rivière aux Rats dans l'ouest de l'Arctique canadien, aucun modèle quantitatif d'évaluation des stocks n'a été développé pour caractériser la dynamique des populations et évaluer leur état. Dans la présente étude, nous avons intégré plusieurs ensembles de données du programme de surveillance communautaire afin d'estimer les paramètres de la dynamique de la population et d'élucider le développement temporel de l'état du stock. Nos objectifs étaient les suivants : 1) résumer les paramètres démographiques du stock; 2) normaliser les séries chronologiques des CPUE en ce qui concerne les conditions environnementales et les comportements de pêche variables; 3) formuler des paramètres de dynamique de la population pertinents pour les options de gestion futures. Dans l'ensemble, la présente étude améliorera la compréhension de la dynamique des populations de Dolly Varden de la rivière aux Rats et consolidera les considérations opérationnelles relatives aux stratégies de gestion optimales fondées sur des modèles.

---

## MATÉRIEL ET MÉTHODES

### ZONE D'ÉTUDE

Les eaux d'amont de la rivière aux Rats, dans les monts Richardson, chevauchent la frontière du Yukon et des Territoires du Nord-Ouest. La rivière s'écoule sur 130 km et se déverse dans le chenal Husky du delta du Mackenzie, à 35 km au nord-ouest de Fort McPherson, dans les Territoires du Nord-Ouest (Harwood *et al.* 2009). Le bassin versant de la rivière aux Rats draine une superficie de 1 680 km<sup>2</sup> (Gillman et Sparling 1985), et la topographie comprend des montagnes accidentées dans les tronçons supérieurs, des contreforts vallonnés dans la partie centrale et des fondrières d'épinette à faible altitude près de l'embouchure (Gillman et Sparling 1985). Les rivières à fort gradient de cette région gèlent entièrement et cessent de couler en hiver, sauf aux endroits où des eaux souterraines permanentes préservent des sections d'eau libre toute l'année. Les emplacements des eaux souterraines permanentes sont associés aux habitats de frai et d'hivernage du Dolly Varden (Mochnacz *et al.* 2010).

### SOURCES DE DONNÉES

Plusieurs ensembles de données ont été utilisés dans cette étude : 1) la pêche de subsistance de 1986 à 2014 (Lea *et al.* 2021); 2) les données biologiques de plusieurs programmes d'exploration et de surveillance qui sont synchronisées avec la documentation de la pêche de subsistance entre 1986 et 2014. Grâce à la mise en œuvre de ces programmes, un ensemble de renseignements biologiques, y compris la longueur à la fourche, le poids brut, le sexe et la maturité, a été recueilli à l'aide de divers types d'engins comme le filet maillant, la pêche à la ligne, l'électrochoc, la senne et le verveux (Gallagher *et al.* 2020); 3) l'indice de CPUE du programme communautaire de surveillance du Dolly Varden de la rivière aux Rats au cours de la période de 1996 à 2014 (Gallagher *et al.* 2013).

Le programme communautaire de surveillance du Dolly Varden de la rivière aux Rats a débuté en 1995 et a été entièrement mis en œuvre en 1996 dans trois camps de pêche traditionnels 1) Big Eddy (BE; 67°58' N, 135°20' O), dans le chenal Husky du delta du Mackenzie; 2) l'embouchure de la rivière aux Rats (RR; 67°45' N, 135°8' O); 3) un lieu appelé Destruction City (DC; 67°45' N, 135°23' O) situé directement sur la rivière aux Rats (figure 1). De 1996 à 2014, les surveillants ont recueilli les données suivantes pour chaque calée de pêche : 1) pêche de subsistance (nombre de prises de Dolly Varden); 2) conditions environnementales (température de l'eau, niveau, couleur, turbidité et concentration de débris); 3) effort de pêche (nombre et longueur des filets, taille des mailles et temps d'immersion); 4) données biologiques provenant d'environ 200 échantillons de poissons choisis au hasard lors de la pêche à chaque emplacement (tableau 1). Les données biologiques comprenaient la longueur à la fourche, le poids brut, le sexe, la maturité, le poids des gonades et les données fournies par l'analyse des otolithes de chaque poisson échantillonné. Les méthodes, les critères et le protocole pour la détermination de l'âge des poissons sont précisés dans Gallagher *et al.* (2020). La température de l'air a été téléchargée à partir du portail du [service de Données climatiques](#).

### NORMALISATION DES CPUE

#### Exploration des données

Nous avons suivi l'hypothèse sous-jacente de la distribution gaussienne pour examiner les valeurs aberrantes, l'hétérogénéité de la variance, la colinéarité et la tolérance zéro (Zuur *et al.* 2010, Hilbe 2011) dans les ensembles de données de surveillance de la pêche de subsistance du Dolly Varden de la rivière aux Rats, pour les variables de réponse (CPUE) et explicatives (environnementales et d'effort de pêche) [tableau 1]. Ici, les valeurs aberrantes sont des

---

observations avec des valeurs relativement grandes ou petites par rapport à la plupart des observations, ce qui entraîne une surdispersion dans un modèle Poisson ou d'autres modèles linéaires généralisés (MLG) [Venables et Ripley 2002, Zuur *et al.* 2010]. À l'aide de l'analyse de la variance (ANOVA) et des modèles liés à la régression, l'hétérogénéité de la variance peut être détectée dans les cas où le rapport entre la variance la plus grande et la plus petite est  $\geq 4$ , ce qui pourrait avoir une incidence négative sur les estimateurs des moindres carrés (Zar 2010). La colinéarité ou une corrélation significative entre les covariables explicatives (Zuur *et al.* 2010), est présumée lorsque les coefficients de corrélation entre celles-ci dépassent 0,8 (McCullagh et Nelder 1989, Zar 2010). En raison des résultats de conception déséquilibrés de ce type de données stratifiées (Zar 2010), nous avons exploré deux analyses statistiques basées sur la distribution gaussienne : une ANOVA à effet fixe et une modélisation de régression de comptage, afin de supprimer les variables redondantes ou colinéaires de l'ensemble de données.

Trois types de sommes de carrés (SS) en ANOVA ont été utilisés pour détecter la colinéarité due aux effets excessifs des covariables (McCullagh et Nelder 1989) et pour déterminer le « meilleur » sous-ensemble de variables explicatives pour la normalisation de l'ensemble de données de CPUE. L'analyse des sommes de carrés de type 1 (SS de type 1) ajoute des variables individuelles de manière séquentielle afin de tester l'effet des différentes combinaisons de variables sur les résultats du modèle. Dans l'analyse SS de type 2, chaque effet est ajusté en fonction de tous les autres termes, à l'exception de ceux qui « contiennent » l'effet testé. Par conséquent, l'analyse SS de type 2 n'impose pas de contraintes sur les paramètres, et d'autres spécifications de modèle peuvent produire des résultats identiques (McCullagh et Nelder 1989). Dans l'analyse SS de type 3, la somme des carrés est calculée pour chaque variable lorsqu'elle est entrée en dernier dans le modèle. L'effet de chaque variable est évalué après que tous les autres facteurs ont été pris en compte. L'analyse SS de type 3 ne teste pas les hypothèses sur les moyennes des moindres carrés. Elle teste plutôt des hypothèses qui sont des fonctions complexes des motifs de cellules manquantes dans les interactions d'ordre supérieur et qui, en général, ne sont pas significatives.

## **Modèles de CPUE**

Au cours de la période de surveillance communautaire (1996-2014), les valeurs nominales des CPUE ont été déterminées en additionnant les prises totales de filets maillants de 22,86 m (25 verges) de long, immergés pendant 24 heures. Il peut exister une incertitude considérable dans les données des CPUE, principalement en raison de la variation des conditions hydroclimatiques locales, des changements dans la structure des engins et le comportement de pêche, ainsi que de la nature des comportements migratoires saisonniers à l'étude. Le moment de départ, le pic et la durée des migrations en amont ou en aval du Dolly Varden anadrome sont essentiellement influencés par les conditions hydroclimatiques et les variables thermiques (Jensen *et al.* 2020). Par conséquent, les prises nulles sont devenues assez courantes dans les activités de surveillance de la pêche communautaire.

Les prises nulles représentent un véritable défi en sciences halieutiques, car elles peuvent indiquer soit l'absence de poissons, soit un faible rendement des engins de pêche (Martin *et al.* 2005). Si la proportion de valeurs nulles est si importante que l'ensemble de données ne s'intègre pas aisément dans une distribution standard (p. ex. normale, de Poisson, binomiale, binomiale négative ou bêta), une solution de rechange pourrait consister à utiliser une approche avec excès de zéros (Heilbron 1994). Exclure ou remplacer les valeurs nulles par la moyenne entraînera une perte de renseignements importants sur l'efficacité de capture d'un type d'engin de pêche particulier (Arab *et al.* 2008, Brooks *et al.* 2017). Par conséquent, la normalisation des



---

CPUE est nécessaire pour tenir compte de la distribution non normale des données de dénombrement (Maunder et Punt 2004).

## Analyse du modèle de CPUE et inférence multimodèle

Nous avons utilisé trois modèles linéaires généralisés (MLG) (modèles de régression de Poisson, quasi-Poisson et binomiale négative) ainsi que trois modèles avec excès de zéros (ZAM) (modèles « hurdle », Poisson avec excès de zéros [ZIP] et binomiale négative avec excès de zéros [ZINB]) pour normaliser la CPUE du Dolly Varden de la rivière aux Rats (tableau 2). Parmi les MLG, le modèle de régression de Poisson suppose que la probabilité de la distribution des paramètres est constante dans le temps ou l'espace pour chaque unité d'échantillonnage. En revanche, le modèle de quasi-vraisemblance de Poisson (Wedderburn 1974) et le modèle à binôme négatif (Potts et Elith 2006, Lindén et Mäntyniemi 2011, Brodziak et Walsh 2013) peuvent être utilisés pour les données de dénombrement sur-dispersées, lorsque la variance conditionnelle dépasse la moyenne conditionnelle. Les ZAM, également appelés modèles de mélange à deux composantes, combinent une masse ponctuelle à zéro avec une fonction de distribution de dénombrement appropriée (Potts et Elith 2006, Zeileis *et al.* 2008, Brodziak et Walsh 2013). Les modèles « hurdle » se composent de deux parties : une composante tronquée pour les dénombrements positifs et une composante d'obstacle pour les dénombrements nuls, permettant un processus stochastique (Cragg 1971, Martin *et al.* 2005, Zeileis *et al.* 2008). Une fonction de liaison logit a été appliquée aux modèles ZIP et ZINB, dont les valeurs de départ ont été estimées par l'algorithme de maximisation des attentes.

Les données ont été lues et représentées graphiquement à l'aide de [gdata](#), [foreign](#) et [ggplot](#). Une analyse par paires par nuages de points a été réalisée pour évaluer la colinéarité potentielle entre les variables explicatives telles que la dynamique spatio-temporelle, les conditions environnementales aquatiques et le comportement de pêche. En cas de corrélations significatives, les facteurs d'inflation de la variance (VIF) ont permis de détecter les cas possibles de colinéarité entre les variables (Cattelan 2012). Deux critères de sélection,  $r = 0,80$  (Zar 2010) et  $VIF < 3$  (Zuur *et al.* 2010), ont été utilisés pour vérifier la colinéarité. Les analyses ANOVA, MLG et ZAM ont été réalisées à l'aide de divers progiciels statistiques dans l'environnement R (R Core Team 2023). Des analyses statistiques ont été réalisées en utilisant [Hmisc](#) pour les corrélations par paires, [Companion to Applied Regression](#) (CAR) pour les sommes de carrés de type I, II et III, [leaps](#) pour les régressions par étapes, [AER](#) pour les analyses de régression de données de dénombrement, et [pscl](#) pour les modèles à excès de zéros (ZAM). Une analyse de covariance (ANCOVA) a été utilisée pour tester les différences de pentes et d'ordonnées à l'origine parmi les régressions log-transformées de la longueur et du poids. Les ordonnées à l'origine et les pentes reflètent respectivement les différences de magnitude et de taux. Le seuil de signification statistique a été fixé à  $\alpha = 0,05$ . Les paramètres de croissance pour le modèle de croissance de von Bertalanffy (VBGM) ont été estimés à l'aide d'ADMB.

L'inférence multimodèle (MMI) est un cadre de sélection de modèle qui a récemment gagné en popularité comme solution de rechange aux tests de signification d'hypothèse nulle. Ici, nous avons utilisé la MMI pour examiner les modèles de CPUE en appliquant le critère d'information d'Akaike corrigé pour les échantillons de petite taille (AICc) afin de classer tous les modèles candidats (Burnham et Anderson 2002). Les différences de l'AICc et le poids de la preuve ( $w_i$ ) peuvent être calculés pour attribuer une importance relative à chaque modèle de travail en fonction de leur degré de soutien par les données (Burnham et Anderson 2002). Ensuite, un ou plusieurs ensembles de modèles candidats peuvent être sélectionnés en fonction de l'AICc et du poids de la preuve ( $w_i$ ) pour la normalisation des CPUE; voir la formule dans le tableau 2.

---

## PARAMÈTRES BIOLOGIQUES

### Tendances temporelles de la longueur, du poids et de la proportion selon l'âge

La longueur moyenne à la fourche (mm) et le poids brut (g) des échantillons de poissons prélevés lors de la pêche de subsistance ont été représentés pour suivre la tendance temporelle des changements de taille entre 1986 et 2014. La composition de la longueur à la fourche et du poids brut (présentée par des boîtes à moustaches) et la composition par âge (par diagrammes circulaires) des poissons échantillonnés dans le cadre du programme de surveillance de Dolly Varden de la rivière aux Rats (1995-2014) ont été analysées pour observer la variation temporelle de la biologie de la population de poissons à chaque site (BE, DC et RR). Une moyenne générale a également été calculée pour cette période.

### Relation longueur-poids

Une fonction puissance a été utilisée pour établir la relation longueur-poids des Dolly Varden de la rivière aux Rats en utilisant des données provenant de tous les sites (BE, DC, RR et ruisseau Fish) et types d'engins (filets maillants, pêche à la ligne, électrochocs, sennes et verveux), de 1986 à 2014 ( $n = 13\,549$ , tableau 3) :

$$P = aL^b \text{ ou}$$

$$\log(P) = \log(a) + b \times \log(L)$$

Où  $L$  = longueur à la fourche ( $\pm 1$  mm),  $P$  = poids brut ( $\pm 1$  g), et  $a$  et  $b$  sont des coefficients de régression. Ces deux coefficients jouent un rôle essentiel dans le suivi de la croissance et de l'état de production des populations de poissons, sous l'hypothèse d'un état de recrutement stable et d'une taille d'échantillon efficace (ESS). Lorsque  $b \approx 3$ , les augmentations de poids sont considérées comme isométriques, tandis qu'elles sont allométriques lorsque  $b$  correspond à une autre valeur. La moyenne et l'écart-type des paramètres de longueur et de poids pour cet ensemble de données global ont également été estimés.

### Croissance

Les données sur l'âge, la longueur et le poids de 7 139 poissons (2 535 mâles, 4 499 femelles et 105 poissons inconnus) échantillonnés à BE, DC, RR et dans le ruisseau Fish au moyen de filets maillants, de la pêche à la ligne, d'électrochocs, de sennes et de verveux entre 1986 et 2014 ont été utilisées pour l'analyse du modèle de croissance des poissons de la taille selon l'âge. Le VBGM est couramment utilisé pour décrire le changement de longueur de fourche ( $L_t$  : mm) ou de poids brut ( $P_t$  : g) avec l'âge (Panik 2014) :

$$L_t = L_\infty (1 - e^{-K(t-t_0)})$$

$$P_t = P_\infty (1 - e^{-K(t-t_0)})^b$$

Où  $L_\infty$  et  $P_\infty$  représentent la longueur et le poids asymptotiques lorsque le poisson atteint l'âge infini,  $K$  est le coefficient de croissance de Brody et  $t_0$  est l'âge supposé lorsque la longueur approche zéro.

### Mortalité naturelle

Nous avons choisi trois modèles basés sur l'âge pour estimer  $M$  : 1) le modèle du cycle biologique (Chen et Watanabe 1989); 2) le modèle de mise à l'échelle de la longueur corporelle (Gislason *et al.* 2010); 3) le modèle de mise à l'échelle de la masse corporelle (Peterson et Wroblewski 1984, Lorenzen 1996, 2000). Le modèle du cycle biologique intègre des paramètres

obtenus à partir de l'âge à la maturité et du VBGM (Chen et Watanabe 1989). Peterson et Wroblewski (1984) ont utilisé un modèle théorique de spectre de taille pour générer un exposant de -0,25 pour  $M$ , permettant de mettre à l'échelle l'unité de poids. De même, Lorenzen (1996, 2000) a modélisé  $M$  à l'aide d'une fonction puissance de la mortalité en fonction du poids pour diverses espèces d'eau douce et marines. Lorenzen (1996) a comparé la mortalité naturelle estimée des poissons d'eau douce, marins et de bassins aquacoles et a conclu qu'aucune différence significative n'a été observée entre ces écosystèmes.

- Modèle de cycle biologique (Chen et Watanabe 1989) :

$$M_t = \begin{cases} \frac{K}{1 - e^{-K(t-t_0)}} & t < t_m \\ \frac{K}{a_0 + a_1(t - t_m) + a_2(t - t_m)^2} & t \geq t_m \end{cases}$$

$$a_0 = 1 - e^{-K(t_m - t_0)}$$

$$a_1 = K e^{-K(t_m - t_0)}$$

$$a_2 = -0.5 K^2 e^{-K(t_m - t_0)}$$

$$t_m = -\frac{1}{K} \ln|1 - e^{K t_0}| + t_0$$

- Modèle basé sur la longueur (Gislason *et al.* 2010) :

$$\ln(M_t) = 0.55 - 1.61 \ln(L_t) + 1.44 \ln(L_\infty) + \ln(K)$$

- Modèle basé sur le poids (Peterson et Wroblewski 1984; Lorenzen 1996, 2000) :

$$M_t = 1.92(0.20 P_t)^{-0.25}$$

$$M_t = 1.69 P_t^{-0.292}$$

$L_\infty$ ,  $K$  et  $t_0$  sont les paramètres VBGM décrits ci-dessus,  $M_t$  est la mortalité naturelle selon l'âge  $t$ , et  $t_m$  est l'âge estimé auquel les poissons atteignent la maturité.

Les moyennes géométriques de ces trois modèles ont également été calculées pour les mâles, les femelles et les sexes combinés.

## MODÈLES D'ÉVALUATION QUANTITATIVE DES PÊCHES

### Analyse de la réduction du stock fondée sur l'épuisement

Pour construire le modèle DB-SRA pour le Dolly Varden de la rivière aux Rats (tableau 4), nous avons spécifié un groupe de distributions de probabilité pour générer les valeurs initiales des paramètres biologiques. Il comprenait 1) une distribution logistique pour définir 50 % de l'âge à maturité, basée sur des études biologiques (Roux *et al.* 2012; Gallagher *et al.* 2020); 2) une distribution log-normale pour la valeur moyenne de  $M$  selon l'âge, avec un écart-type de 0,20 sur l'échelle logarithmique; 3)  $F_{RMD}/M$  distribuée log-normale, avec une espérance de 0,80 et un écart-type sur l'échelle logarithmique de 0,20 (Walters et Martell 2004); 4) une distribution bêta pour calculer le niveau d'épuisement relatif moyen  $B_T/K$ , limitée entre 0,01 et 0,99 (Dick et MacCall 2011). Nous avons choisi une période (1991-2005) durant laquelle la pêche de subsistance a révélé un fort contraste entre des niveaux de prises élevés et faibles pour calculer le DCAC initial. Nous avons effectué un total de 100 000 simulations de Monte-Carlo pour caractériser l'imprécision des paramètres de pêche régissant la productivité et l'état du stock.

---

## Modèle de production excédentaire

Les données normalisées sur les CPUE (modèle « hurdle ») et les prises de subsistance de 1996 à 2014 ont été utilisées comme entrées pour un modèle SPM basé sur Schaefer pour le Dolly Varden de la rivière aux Rats. Nous avons exploré le générateur de modèles de différenciation automatique (logiciel [ADMB](#)) et les estimations du maximum de vraisemblance (MLE, Zar 2010) pour dériver un ensemble de paramètres clés de dynamique des populations (tableau 5). Pour comparer les performances du modèle, nous avons effectué une simulation de Monte-Carlo en chaîne de Markov (MCMC, Gelman *et al.* 2004) avec 5 000 000 d'itérations échantillonnant toutes les 250 simulations, ce qui a conduit à une chaîne de 20 000 échantillons pour tous les paramètres du modèle de production excédentaire définis dans le tableau 5, y compris la capacité de charge ( $K$ ), le taux de croissance intrinsèque de la population ( $r$ ) et l'efficacité de la capture ( $q$ ). Pour réduire les effets confusionnels entre la biomasse à l'année  $t$  ( $B_t$ ) et  $K$  (Meyer et Millar 1999a, b; Millar et Meyer 2000), une forme distincte du modèle de production excédentaire a été redéfinie par la biomasse relative ( $P_t = B_t/K$ ), permettant d'exprimer la biomasse annuelle conditionnelle à  $K$ .

## Modèle statistique intégré des prises selon l'âge

Nous avons utilisé une variation du modèle statistique des prises selon l'âge appelée modèle statistique intégré de prises selon l'âge (iSCAM) avec les hypothèses suivantes : 1) le schéma de croissance de la longueur selon l'âge suit le VBGM invariant dans le temps (Hilborn et Walters 1992); 2) les paramètres de maturité selon l'âge correspondent à une fonction asymptotique ou logistique (Quinn et Deriso 1999, Chuwen *et al.* 2011, Thorson et Prager 2011); 3) la sélectivité du filet maillant suit une fonction en cloche (Shoup et Ryswyk 2016); 4) la relation entre le recrutement et les géniteurs suit la relation de Beverton-Holt (Beverton et Holt 1957); 5) la pêche de subsistance est déclarée sans erreur (Roux *et al.* 2012, Gallagher *et al.* 2020, Lea *et al.* 2021). Nous étions particulièrement intéressés par l'utilisation d'iSCAM pour : 1) intégrer l'information de surveillance communautaire dans un modèle d'évaluation; 2) établir une tendance relative à l'abondance; 3) évaluer la performance du modèle (tableaux 6 et 7).

Les données sur la pêche de subsistance et les données biologiques issues des programmes exploratoires et de surveillance menés entre 1986 et 2014 ont servi de sources pour les entrées du modèle. La CPUE a été normalisée à l'aide du modèle « hurdle ». L'information sur la maturité à l'âge provient de Gallagher *et al.* (2020). Puisque le jour médian de l'année (calendrier Julien) pour la surveillance de la pêche du Dolly Varden de la rivière aux Rats était le 14 août (jour de l'année 226), le moment de suivi dans le modèle a été fixé à 0,62 (226/365). Pour intégrer la sélectivité du filet maillant et les renseignements sur les prises selon l'âge, les données de composition observée des prises selon l'âge ont été limitées aux filets maillants de tailles de maille de 113 mm et 127 mm (Gallagher *et al.* 2020). Les âges de 3 à 13 ans et les poissons de 10 ans et plus ont été regroupés en une seule classe d'âge (10+).

Pour obtenir des échantillons efficaces estimant les valeurs médianes et les intervalles de crédibilité de 58 paramètres du modèle à partir de la distribution a posteriori conjointe, nous avons utilisé la routine de Metropolis-Hastings intégrée dans ADMB. Après avoir rejeté les 10 000 premiers échantillons, nous avons réalisé des simulations MCMC avec une chaîne de longueur 2 500 000 et avons échantillonné chaque 250<sup>e</sup> simulation. En appliquant l'estimation du maximum de vraisemblance pénalisée, les paramètres du modèle ont été estimés, y compris le nombre initial d'individus par âge présent dans la première année  $\widehat{N}_1$  (p. ex. 1996),  $R_{\text{âge}-1}$  (c.-à-d. le recrutement de 1996 à 2014) et  $\log \bar{R}$ , qui représente la moyenne log-transformée du recrutement à un an sur la période examinée (c.-à-d. de 1996 à 2014). Les détails de la notation

---

pour le modèle d'évaluation des stocks selon l'âge et les calculs de captures selon l'âge en espace d'état se trouvent dans les tableaux 6 et 7, respectivement.

## Moyenne des modèles

L'inférence multimodèle (MMI) est un cadre de sélection de modèle alternatif aux tests de signification d'hypothèse nulle. Ce type d'inférence privilégie la détermination d'un seul ensemble de paramètres de « modèle final » optimal. Nous avons utilisé la simulation de Monte-Carlo pour évaluer le biais et l'erreur quadratique moyenne des estimations du modèle, en pondérant par la taille de l'échantillon et par la variance relative de chaque taille d'effet (Marín-Martínez et Sánchez-Meca 2010). Hartung *et al.* (2008) ont exploré le poids optimal pour calculer la moyenne d'un ensemble de variances inverses indépendantes (WIV) de chaque taille d'échantillon efficace afin d'évaluer l'applicabilité des paramètres de gestion dérivés du modèle. Ces approches de moyenne multimodèle sont considérées comme une forme de MMI (Marín-Martínez et Sánchez-Meca 2010, Harrison 2011).

Nous avons rassemblé des estimations médianes pour le rendement maximal durable (RMD), l'abondance à RMD ( $N_{RMD}$ ), la mortalité par pêche à RMD ( $F_{RMD}$ ), la biomasse à RMD ( $B_{RMD}$ ), le taux d'exploitation à RMD ( $E_{RMD}$ ), ainsi que les indicateurs de l'état du stock aux fins d'exploitation ( $F/F_{RMD}$ ), et la biomasse ( $B/B_{RMD}$ ) d'après l'Analyse de la réduction du stock fondée sur l'épuisement (ARSE), le modèle spatial de production (MSP) et le modèle statistique intégré de capture selon l'âge (iSCAM) dans une grille (Quinn et Deriso 1999). Nous avons ensuite utilisé une variance inverse pondérée (VIP) pour regrouper le RMD ainsi que les valeurs  $N_{RMD}$ ,  $B_{RMD}$ ,  $F_{RMD}$  et  $E_{RMD}$ , afin de minimiser la variance de la moyenne pondérée. Chaque variable aléatoire est pondérée en proportion inverse de sa variance. Nous avons suivi la recommandation de Marín-Martínez et Sánchez-Meca (2010) et adopté la moyenne ( $\hat{\mu}$ ) des différences moyennes normalisées indépendantes  $k$  :

$$\hat{\mu} = \frac{\sum_{i=1} \hat{w}_i d_i}{\sum_{i=1} \hat{w}_i}$$

où  $w_i = \frac{1}{(\hat{\sigma}_i^2 + \hat{\tau}_i^2)}$  et  $\hat{\sigma}_i^2$  et  $\hat{\tau}_i^2$  sont des effets aléatoires dans la variance et entre la variance, respectivement. Le paramètre  $d_i$  est un estimateur non biaisé des différences moyennes normalisées de la population entre les paires de paramètres du modèle.

## RÉSULTATS

### RÉSUMÉ DE LA SURVEILLANCE DES PÊCHES COMMUNAUTAIRES (1995-2014)

#### Période de surveillance

De 1996 à 2014, les jours de l'année (JA) les plus anciens et les plus récents ont été enregistrés le 23 juillet (JA 204) et le 24 septembre (JA 267). La majorité (78 %) des activités de surveillance ont eu lieu du 17 août au 6 septembre (JA 230-250), tandis que 4 % (178 ensembles) et 17 % (660 ensembles) ont eu lieu du 23 juillet au 7 août (JA 204-220) et du 7 au 24 septembre (JA 251-267), respectivement. La période de surveillance a varié selon les années ( $F_{18} = 65,30$ ,  $p < 0,0001$ ) et les emplacements ( $F_2 = 192,69$ ,  $p < 0,0001$ ), avec une forte interaction entre l'année et l'emplacement ( $F_{36} = 4,46$ ,  $p < 0,0001$ ). Plus de 10 % des ensembles de surveillance ont été pris à Big Eddy (BE) avant le 7 août (JA 220), comparativement à moins de 1 % à Destruction City (DC) et à 3 % à la rivière aux Rats (RR) (figure 2). Après le 6 septembre (JA 250), 9 % (96 ensembles), 17 % (197 ensembles) et 23 % (367 ensembles)

---

étaient situés à BE, RR et DC, respectivement. C'est à BE que les activités de surveillance ont commencé le plus tôt et à DC qu'elles ont été les plus longues.

### Conditions environnementales

Le niveau d'eau quotidien a été principalement enregistré comme étant « bas » (40 % des ensembles de filets), puis « normal » (31 % des ensembles de filets) et « élevé » (29 % des ensembles de filets). La couleur de l'eau était principalement décrite comme « claire » (52 % des ensembles de filets), suivie de « sale » (48 % des ensembles de filets), tandis que la concentration de débris était principalement « beaucoup » (52 % des ensembles de filets), suivie de « peu » (43 % des ensembles de filets) et de « aucun » (5 % des ensembles de filets) (figure 3). L'analyse de la variance (ANOVA) bilatérale a indiqué que le niveau d'eau variait de manière significative selon l'année ( $F_{18} = 54,00$ ,  $p > 0,0001$ ) et l'emplacement ( $F_2 = 266,58$ ,  $p < 0,0001$ ), avec une forte interaction entre ces deux variables ( $F_{36} = 17,55$ ,  $p < 0,0001$ ). Les filets ont été installés dans des conditions de « bas » niveau d'eau le plus souvent à DC (55 %), suivis de BE (31 %) et de la RR (28 %). Les conditions de niveau d'eau « élevé » étaient les plus fréquentes pour les ensembles à la RR (41 %), suivis de BE (38 %) et de DC (15 %).

La turbidité de l'eau est associée à la couleur de l'eau (claire ou sale) et à la concentration de débris (aucun, certains ou beaucoup). L'ANOVA bilatérale a montré que les années ( $F_{18} = 74,65$ ) et les emplacements ( $F_2 = 139,54$ ) ont expliqué une variation significative de la turbidité de l'eau ( $p < 0,0001$ ) ainsi qu'une forte interaction entre l'année et l'emplacement ( $F_{36} = 15,37$ ,  $p < 0,0001$ ). Un essai post-hoc de Tukey a révélé des différences significatives par paires dans la turbidité entre la RR et BE (1,01), entre BE et DC (0,54), et entre la RR et DC (0,46) (figure 3).

La température de l'eau a été comparée à l'aide d'une ANOVA bilatérale et de comparaisons multiples post-hoc (figure 4). L'année ( $F_{18} = 106,69$ ) et l'emplacement ( $F_2 = 397,29$ ) ont expliqué une variation significative de la turbidité de l'eau (figure 4). Pendant toute la période de surveillance, la température a été plus chaude de 1996 à 1998 et de 2010 à 2013, et inférieure à la moyenne de 2000 à 2008.

Nous avons effectué une analyse de comparaison par paires pour déterminer la colinéarité entre les variables explicatives, à savoir l'année, le JA, le niveau d'eau, la turbidité et la température de l'eau (figure 5). Deux paires de colinéarité bivariée ont été détectées, une corrélation négative entre le JA et la température ( $r = -0,62$ ,  $p < 0,0001$ ) ainsi qu'une corrélation positive entre le niveau d'eau et la turbidité ( $r = 0,56$ ,  $p < 0,0001$ ) (figure 5). Nous avons trouvé la colinéarité entre le JA et la température avec la plupart (< 98 %) se produisant après le JA 217 (5 août) quand les températures quotidiennes ont commencé à passer d'un été chaud à un automne plus frais. Les facteurs d'inflation de la variance (FIV) du JA et de la température de l'eau ainsi que de la turbidité et du niveau de l'eau étaient supérieurs à 1,7; par conséquent, nous avons décidé de supprimer les variables explicatives « JA » et « niveau de l'eau » pour éviter une colinéarité possible (Zuur *et al.* 2010), laissant l'année, la turbidité et les températures de l'eau comme l'ensemble de variables explicatives.

### Changements dans l'effort de pêche et la récolte de subsistance

Entre 1996 et 2014, un total de 3 862 ensembles de filets maillants ont été enregistrés à trois emplacements de surveillance communautaire à long terme de la pêche de subsistance de la Dolly Varden de la rivière aux Rats. Après avoir retiré 11 ensembles comportant des enregistrements de date inexacts ou des valeurs extrêmes pour les durées d'immersion (c.-à-d. < 1 heure ou > 30 heures), les 3 851 enregistrements d'ensembles de filets maillants efficaces restants ont été conservés pour évaluer la variation temporelle des captures par unité d'effort (CPUE). Les ensembles annuels effectifs ( $F_{18} = 6,56$ ,  $p < 0,0001$ ) et les emplacements ( $F_2 =$

---

12,90,  $p < 0,0001$ , figure 6). Au cours des années, la proportion des ensembles totaux de filets maillants à BE, DC et la RR était de 27 %, 42 % et 31 %, respectivement. Parmi trois emplacements, les ensembles de filets maillants minimum et maximum étaient de 88 en 2008 et de 488 en 2001, respectivement.

En plus des chiffres établis, l'information sur l'effort de pêche comprenait des données sur la taille des mailles, la longueur des panneaux de filet et la durée de la pêche. L'ANOVA bilatérale a montré que l'année ( $F_{18} = 152,57$ ) et l'emplacement ( $F_2 = 318,82$ ) ont expliqué une variation significative ( $p < 0,0001$ ) de variation du maillage des filets maillants (figure 7). À BE, le maillage prédominant était de 102 mm (560 ensembles; 54 %) contre 114 mm (478 ensembles; 46 %). Deux ensembles de filets maillants de 140 mm ont été utilisés en 2005 seulement. Parmi les 1 635 ensembles de filets à DC, le maillage de 102 mm était le plus fréquemment utilisé (1 339 ensembles; 82 %), suivi de 114 mm (218 ensembles; 13 %), 127 mm (70 ensembles; 4 %) et 89 mm (7 ensembles, < 1 %). Au total, 1 177 ensembles de filets maillants ont été placés dans l'embouchure de la RR, avec un maillage pour 53 % (618 ensembles) de 102 mm, 42 % (491 ensembles) de 114 mm et 6 % (68 ensembles) de 127 mm.

L'ANOVA a démontré que la longueur des panneaux des filets maillants, comprise entre 1 m et 30 m, variait fortement selon l'année ( $F_{18} = 221,0$ ) et l'emplacement ( $F_2 = 1 513,1$ , figure 8). À BE, entre 1996 et 2004, la plupart des filets (> 77 %) avaient une longueur de 20 à 25 m. Puis, de 2005 à 2014, la majorité (83 %) des filets étaient de 15 à 20 m. À DC, les longueurs de filet maillant de 15 à 20 m ont été les plus fréquemment utilisées (98 %) jusqu'en 2009, lorsque des longueurs inférieures à 15 m ont été utilisées. À la RR, la longueur du filet maillant était principalement de 20 à 25 m (42 %), mais de 10,1 à 15 m (25 %), de 15,1 à 20 m (20 %) et de moins de 10 m (13 %) ont également été utilisés.

La durée de la pêche (c.-à-d. les heures d'immersion) était extrêmement différente ( $p < 0,0001$ ) pour les années ( $F_{18} = 94,35$ ) et les emplacements ( $F_2 = 2 116,25$ , figure 8). La durée de la pêche à BE et à la RR était assez similaire, avec environ 50 % et 71 % des ensembles ayant une durée de 21 à 25 heures et 27 % et 22 % avec une durée de 10 à 15 heures, respectivement. La durée de la pêche à DC était considérablement plus courte qu'à BE ou à la RR, avec des ensembles de 10 à 15 heures qui dominaient (62 %), suivis de séries de 5 à 10 heures (33 %).

La récolte de subsistance signalée de la Dolly Varden à la rivière aux Rats a culminé à 3 760 poissons en 1998. Les prises ont diminué depuis, avec seulement 387 poissons signalés en 2014 (tableau 8 et figure 9).

De 1998 à 2014, la longueur moyenne à la fourche ( $474,30 \pm 69,77$  mm) et le poids brut ( $1 272,70 \pm 601,84$  g) étaient respectivement de 15 % et de 48 % supérieurs à la moyenne correspondante pour la longueur ( $411,70 \pm 75,55$  mm) et le poids ( $858,06 \pm 403,41$  g) de 1986 à 1997 (figure 9). Cette variation temporelle de la taille corporelle moyenne a été prise en compte dans l'estimation de la biomasse annuelle à partir des dénombrements de poissons individuels grâce à l'application des estimations du modèle longueur-poids.

## **INTRANTS DU MODÈLE**

### **Normalisation des CPUE**

Les CPUE nominales (non normalisées) variaient fortement selon les années ( $F_{18} = 68,21$ ,  $p < 0,0001$ ) et les emplacements ( $F_2 = 4,31$ ,  $p < 0,05$ , figures 10 et 11). La CPUE moyenne la plus élevée était de  $8,60 \pm 0,26$  poissons à BE, suivie de  $7,46 \pm 0,24$  poissons à DC et de  $7,41 \pm 0,42$  poissons à la RR (figure 10). C'est à BE que le coefficient de variation de la CPUE nominale était le plus faible (96 %); il est suivi de DC (132 %) et de la RR (195 %). Parmi tous

---

les ensembles, la fréquence des poissons par série a démontré une répartition asymétrique à gauche attendue (figure 11). Les prises nulles représentaient 27 % de la totalité de l'ensemble de données et variaient d'un emplacement à l'autre, soit 12 %, 29 % et 34 % à BE, à la RR et à CD, respectivement (tableau 9). La proportion la plus élevée de prises nulles a été en 2006 et représentait 44 %, 75 % et 51 % des ensembles nets à BE, DC et à la RR, respectivement.

En ce qui concerne le critère d'information d'Akaike (CIA), le modèle Hurdle avec augmentation des zéros a été choisi comme le meilleur modèle et utilisé comme intrant pour les modèles MSP et iSCAM, ayant le critère d'information (CIA) Akaike le plus bas (20 785), bien que le modèle de distribution binomiale négative zéro-inflation (ZINB) soit similaire (20 792) [tableau 10]. La valeur du CIA-CIA<sub>min</sub> pour le modèle Hurdle par rapport au ZINB était inférieure à 10 et la pondération du CIA ( $W_i$ ) pour les modèles Hurdle et ZINB, était de 96% et de 4%, respectivement. Parmi les trois modèles à augmentation nulle (ZAM) (Hurdle, poisson zéro-inflation [ZIP] et ZINB), les prises de valeur non nulle et de valeur nulle étaient séparées et les médianes des valeurs résiduelles de Pearson (-0,32 pour le modèle Hurdle; -0,46 pour le modèle ZIP; et -0,32 pour le modèle ZINB) étaient supérieures à celles des modèles linéaires généralisés (MLG), en particulier pour le modèle poisson (-0,76).

Les CPUE estimées du modèle poisson semblaient similaires à celles des modèles quasi-poisson, Hurdle, ZIP et ZINB, avec deux pics en 1998 et en 2008 (figure 12). Cependant, le test de dispersion pour le modèle de régression poisson a indiqué l'existence d'une surdispersion (indice de dispersion = 8,03,  $Z = 11,23$ ,  $p < 0,0001$ ), ce qui contrevient à l'hypothèse sous-jacente du modèle de distribution poisson avec une moyenne égale à sa variance. De 1996 à 2014, la moyenne normalisée de la CPUE (moyenne  $\pm$  écart-type [ET]) basée sur les pondérations du CIA (96 % pour le modèle Hurdle et 4 % pour le modèle ZINB) était de  $7,75 \pm 0,18$  poissons par ensemble ( $1,49 \pm 0,19 \sim 23,86 \pm 1,11$  poissons par ensemble).

### Composition selon la taille et l'âge

Grâce à la mise en œuvre de programmes exploratoires et de surveillance entre 1986 et 2014, nous avons constaté des différences sexuelles significatives dans la longueur à la fourche ( $F = 4,67$ ,  $p < 0,05$ ) et le poids brut ( $F = 74,84$ ,  $p < 0,0001$ ). La longueur moyenne à la fourche (médiane  $\pm$  écart-type) des mâles ( $450 \pm 82$  mm, plage = 100 à 767 mm,  $n = 3\,230$ ) était à peu près similaire à celle des femelles ( $460 \pm 64$  mm, plage = 84 à 667 mm,  $n = 7\,040$ ), tandis que le poids brut moyen des mâles ( $1\,100 \pm 699$  g, plage = 9 à 6 000 g) était de 8 % supérieur à celui des femelles ( $1\,060 \pm 481$  g, plage = 6 à 4 450 g) [tableau 11]. L'ANOVA bilatérale a révélé que les variations spatiotemporelles significatives de la longueur à la fourche de Dolly Varden, recueillies entre 1995 et 2014, ont été expliquées par les années ( $F = 92,21$ ,  $p < 0,0001$ ,  $df = 19$ ), les sites ( $F = 101,42$ ,  $p < 0,0001$ ,  $df = 2$ ) et les fortes interactions entre l'année et le site ( $F = 4,41$ ,  $p < 0,0001$ ,  $df = 38$ ). Les médianes annuelles de la longueur à la fourche étaient inférieures à la médiane globale avant 1999, puis ont fluctué autour de la moyenne pour le reste de la série chronologique à la RR, mais à DC et BE, la longueur était supérieure à la moyenne de 2010 à 2013 (figure 13). Les poissons capturés à DC étaient légèrement plus gros (moyenne =  $444 \pm 83$  mm,  $n = 1\,920$ ) par rapport à BE (moyenne =  $459 \pm 66$  mm,  $n = 3\,409$ ) et RR (moyenne =  $470 \pm 76$  mm,  $n = 1\,731$ ). Au cours de la période de surveillance, la longueur moyenne à la fourche était de  $449 \pm 79$  mm. L'ANOVA bilatérale a également indiqué des variations spatiotemporelles considérables du poids brut en fonction des années ( $F = 73,01$ ,  $p < 0,0001$ ,  $df = 19$ ) et des interactions entre l'année et le site ( $F = 17,41$ ,  $p < 0,0001$ ,  $df = 38$ ). Cependant, la différence dans le poids brut de l'espèce n'est pas statistiquement significative entre les sites de surveillance ( $F = 2,22$ ,  $p = 0,11$ ). De 1995 à 2014, le grand poids brut médian était de  $1\,089 \pm 996$  g.



---

La variation temporelle de la composition selon l'âge de la Dolly Varden dans la rivière aux Rats recueillie entre 1986 et 2014 a été illustrée à la figure 14. Les classes dominantes (> 20 %) entre 1990 et 1991, 1996 et 2005, 2006 et 2012, ainsi que 2013 et 2014 étaient les classes d'âge 4-5, 5-6, 4-5 et 5-6, respectivement. Les âges 5 et 6 ont dominé la récolte avant 2005 et en 2013 et 2014, dans les années intermédiaires, les âges 4-5 ont dominé. La proportion totale de poissons de moins de 3 ans ou âgés de 8 ans et plus était d'environ 8 %. L'ANOVA unilatérale a trouvé les différences sexuelles importantes dans la composition selon l'âge ( $F = 32,35$ ,  $p < 0,0001$ ). L'âge des mâles variait de 3 à 11 ans avec une moyenne de  $5 \pm 1$  an ( $n = 2\,535$ ), tandis que l'âge des femelles variait de 3 à 13 ans avec une moyenne de  $6 \pm 1$  an ( $n = 4\,499$ ).

### **Relations longueur-poids, croissance de la taille selon l'âge**

Les relations longueur-poids propres au sexe pour 13 549 Dolly Varden, recueillies dans le cadre de programmes d'exploration et de surveillance de 1986 à 2014, ont été calculées pour :

Les mâles :  $P = 3.15 \times 10^{-5} L^{2.8426}$  ( $r^2 = 0,89$ ,  $p < 0,0001$ ,  $n = 3\,230$ )

Les femelles :  $P = 1.28 \times 10^{-4} L^{2.6032}$  ( $r^2 = 0,79$ ,  $p < 0,0001$ ,  $n = 7\,040$ )

Les deux sexes :  $P = 3.01 \times 10^{-5} L^{2.8377}$  ( $r^2 = 0,90$ ,  $p < 0,0001$ ,  $n = 13\,549$ )

Le tableau 11 et la figure 15 résument les paramètres du modèle des relations longueur-poids et de la croissance de la longueur à la fourche (mm) et du poids brut (g). En raison de la sous-représentation des échantillons pour les mâles de moins de 3 ans et de plus de 9 ans et les femelles de moins de 3 ans et plus de 12 ans (figure 14), les paramètres de croissance de la taille selon l'âge ont été estimés pour les mâles âgés de 3 à 9 ans et les femelles de 3 à 11 ans (tableau 11 et figure 16). Les mâles de 4 ans ou plus étaient plus grands que les femelles pour la longueur (6 %) et le poids brut (17 %).

### **Mortalité naturelle**

À mesure que la Dolly Varden grandit, la valeur  $M$  dépendante de l'âge diminue aux premiers stades de la vie et devient relativement stable après l'âge de 7 ans (tableau 12, figure 17). En règle générale, les valeurs  $M$  pour l'âge = 0 et l'âge = 1 sont plus élevées que les âges plus avancés en raison d'une plus grande vulnérabilité à la prédation, à la maladie ou aux conditions environnementales défavorables. Parmi trois modèles empiriques, le modèle de longueur selon l'âge ( $0,34 \pm 0,10$  par année) et le modèle du cycle biologique ( $0,33 \pm 0,04$  par année) présentaient une valeur  $M$  élevée (moyenne  $\pm$  ET), suivis du modèle de poids selon l'âge ( $0,22 \pm 0,03$  par année) (tableau 12). La moyenne géométrique des trois modèles empiriques combinés a révélé que les valeurs  $M$  étaient de  $0,26 \pm 0,05$ ,  $0,31 \pm 0,05$  et  $0,29 \pm 0,05$  pour les mâles, les femelles et les sexes combinés, respectivement.

## **EXTRANTS DU MODÈLE D'ÉVALUATION DES STOCKS**

### **Analyse de la réduction du stock fondée sur l'épuisement**

La récolte moyenne (médiane  $\pm$  ET :  $1\,493 \pm 1\,012$  poissons) entre 1991 et 2005 a été utilisée comme données de capture antérieures dans l'ARSSE, tout comme une période durant laquelle les récoltes ont montré une grande variabilité, avec des niveaux proches des minima historiques au début et à la fin, et un pic en 1998. Le tableau 13 présente les extrants du modèle, qui comprennent les estimations des prises moyennes corrigées selon l'épuisement (PMCE) ( $1\,144 \pm 183$  poissons), la valeur  $K$  ( $18\,804 \pm 5\,790$  poissons) et l'état relatif des stocks ( $\delta = 0,60 \pm 0,10$ ).

Les paramètres suivants liés à la dynamique des populations (médiane  $\pm$  ET) ont été calculés : rendement maximal durable (RMD) ( $1\,217 \pm 312$  poissons), nombre de poissons de plus de 440 mm à RMD ( $N_{\text{RMD}}$ ) ( $7\,466 \pm 2\,357$  poissons), mortalité par pêche à RMD ( $F_{\text{RMD}}$ ) ( $0,21 \pm 0,11$  par année) et taux d'exploitation à RMD ( $E_{\text{RMD}}$ ) ( $0,17 \pm 0,06$  par année) [table 13]. La récolte moyenne entre 1991 et 2005 était 36 % supérieure au RMD et la PMCE moyenne était légèrement inférieure au niveau de RMD (figure 18). La distribution de probabilité de tous les paramètres du modèle était généralement normale ou log-normale (figures 19 et 20). Les corrélations de Spearman étaient statistiquement significatives pour trois paires de covariables : -0,89 pour la limite de surpêche (LS) et la valeur delta, -0,72 entre  $K$  et  $M$  (figure 19), ainsi que 0,98 entre  $F_{\text{RMD}}$  et  $E_{\text{RMD}}$  (figure 20).

L'abondance de la population exploitable (poissons de plus de 440 mm) estimée par le modèle a diminué, passant de  $18\,804 \pm 5\,790$  poissons en 1986 à  $6\,732 \pm 4\,319$  poissons en 1999, puis a augmenté de façon constante à  $14\,483 \pm 4\,891$  poissons prévus pour 2015 (figure 21). La limite de surpêche a affiché une tendance semblable, variant de  $3\,046 \pm 773$  poissons en 1986 à  $2\,070 \pm 886$  poissons prévus pour 2015. Le statut d'abondance ( $N/N_{\text{RMD}}$ ) est passé de 2,52 en 1986 à 1,64 en 2014, avec un creux de 0,90 en 1999 (figure 22). Le statut de pêche ( $F/F_{\text{RMD}}$ ) a connu la tendance inverse, passant de 0,25 en 1986 à 1,93 en 1998, puis tombant à 0,1360 en 2014. Ces résultats indiquent une surexploitation de la Dolly Varden de la rivière aux Rats de 1997 à 1999 et que la réduction de la récolte depuis 2000 pourrait avoir contribué à une amélioration de l'état de la population.

### Modèle de production excédentaire

La CPUE estimée par le modèle a été comparée à la CPUE normalisée (modèle Hurdle), montrant deux périodes biaisées significatives de 1998 à 1999 et de 2011 à 2014 (figure 23). La première correspondait à la période de prises élevées, mais diminuant l'abondance de la population. La dernière reflétait le fait que la population est restée dans un état de lent rétablissement en raison de la réduction volontaire de la récolte de subsistance. À l'aide de l'estimation du maximum de vraisemblance (EMV), deux paramètres clés du modèle invariant dans le temps  $K$  et  $r$  (moyenne  $\pm$  ET) ont été estimés à  $22\,093 \pm 307$  poissons et  $0,18 \pm 0,03$  par année, respectivement. Les principaux paramètres liés à la dynamique des populations, à savoir  $N_{\text{RMD}}$ , RMD,  $F_{\text{RMD}}$ , et  $E_{\text{RMD}}$ , ont été estimés à 11 047 poissons, 1 005 poissons, 0,09 par année et 0,24 par année, respectivement (tableau 14). Une incertitude plus de deux fois supérieure a été associée à l'erreur d'observation ( $\tau = 0,29$ ) par rapport à l'erreur de processus ( $\sigma = 0,12$ ).

D'après les simulations Monte Carlo par chaîne de Markov (MCCM), les valeurs médianes de  $N_{\text{RMD}}$ , RMD,  $F_{\text{RMD}}$ , et  $E_{\text{RMD}}$  étaient de  $13\,689 \pm 7\,042$  poissons,  $2\,242 \pm 1\,385$  poissons,  $0,16 \pm 0,03$  par année et  $0,13 \pm 0,02$  par année, respectivement (tableau 14). Ces valeurs médianes étaient inférieures aux valeurs moyennes, indiquant alors une asymétrie positive des distributions (figure 24, tableau 14). Les corrélations de Spearman entre les covariables pour les distributions de probabilité des paramètres du modèle ont indiqué une forte relation négative entre la valeur  $K$  et le coefficient de capturabilité ( $q$ ) ( $\rho = -0,66$ ,  $p < 0,001$ ) ainsi qu'une forte corrélation positive entre le RMD et la valeur  $N_{\text{RMD}}$  ( $\rho = 0,94$ ,  $p < 0,001$ ) [figure 24].

Les tendances temporelles liées aux statuts de l'abondance de la population ( $N$ ),  $N/N_{\text{RMD}}$  et  $F/F_{\text{RMD}}$  ont indiqué une surexploitation de la population entre 1996 et 1999, lorsque l'abondance a diminué et que la valeur  $F/F_{\text{RMD}}$  était supérieure à 1,00 (figure 25). Le MSP indique que, depuis 2000, l'état de la population est sain en raison d'une forte productivité ( $R/B_{\text{RMD}} > 2,00$ ) et d'une très faible pression de la pêche ( $F/F_{\text{RMD}} < 0,10$ ).

---

## Modèle statistique intégré des prises selon l'âge

La source de l'erreur d'observation était principalement (99 %) la CPUE ( $\tau_{2CPUE} = 0,44$ ) (39 %) et la composition selon l'âge ( $\tau_{2Age} = 0,67$ ) [61 %]. L'erreur de processus du modèle ( $\sigma^2 = 11,21 \times 10^{-4}$ ) était plus faible, principalement en raison de fonctions de distribution de probabilité et de pénalité bien choisies. Les valeurs résiduelles avec transformation logarithmique des valeurs observées et prévues ont été examinées pour trois intrants du modèle : 1) la CPUE normalisée (modèle de Hurdle), 2) la récolte de subsistance (figure 26) et 3) la composition selon l'âge (figure 27). Les CPUE observées étaient de  $6,36 \pm 1,16$  poissons par ensemble ( $1,29 \sim 22,52$  poissons par ensemble) tandis que les CPUE prévues étaient de  $5,94 \pm 0,84$  poissons par ensemble ( $1,55 \sim 13,59$  poissons par ensemble). La tendance générale des CPUE estimées était d'environ 7 % inférieure à celle des CPUE observées (figure 26a), à l'exception de deux observations de CPUE considérablement biaisées en 1998 et en 2008. Aucune différence n'a été détectée entre les estimations observées et prévues pour la récolte (figure 26b), mais de grandes différences ont été remarquées dans les proportions de prises selon l'âge (figure 27). Comparativement à ces compositions selon l'âge prévues, les proportions significatives observées de prises selon l'âge ont été déterminées à l'âge de 6 ans en 1997 et à l'âge de 3 et 4 ans en 2011 et 2012. De nombreuses observations sous-représentées dans les proportions de prises selon l'âge ont également été observées chez les spécimens âgés de 3 à 5 ans en 1999 et chez ceux âgés de 4 ans en 2013 et 2014. Depuis 2010, la cohorte de 6 ans domine la proportion estimée de prises selon l'âge (> 30 %) de la pêche de Dolly Varden dans la rivière Rat (figure 27).

D'après les simulations MCCM, les valeurs moyennes (médiane  $\pm$  ET) de  $N_{RMD}$ ,  $B_{RMD}$ ,  $F_{RMD}$  et  $E_{RMD}$  étaient de  $23\,965 \pm 13\,003$  poissons,  $6\,520 \pm 1\,293$  kg,  $0,25 \pm 0,12$  par année et  $0,20 \pm 0,08$  par année, respectivement. Le RMD a été estimé à  $1\,007 \pm 715$  poissons et  $1\,660 \pm 200$  kg (tableau 15). Compte tenu de l'estimation de la mortalité naturelle invariante dans le temps, nous avons remarqué qu'aussi bien la mortalité naturelle que le taux d'exploitation pour la Dolly Varden dans la rivière aux Rats présentaient des valeurs relativement plus élevées, avec une valeur  $F$  supérieure à 0,10 et une valeur  $E$  supérieure à 0,08 entre 1996 et 1998 et entre 2003 et 2005 (figure 28). Depuis 2006, le taux d'exploitation est tombé à moins de 0,5. Associée aux proportions de prises selon l'âge, l'abondance annuelle estimée (toutes classes d'âge confondues) était comprise entre 513 376 (2005) et 853 760 (1998), avec une moyenne de  $586\,444 \pm 91\,667$  individus. La biomasse totale était comprise entre 67 639 kg (2003) et 302 567 kg (1998), avec une moyenne de  $103\,209 \pm 60\,985$  kg. En incluant 50 % des poissons de 6 ans et tous les poissons âgés de 7 ans et plus, la biomasse du stock reproducteur (BSR) a varié de 1 370 kg (2006) à 13 396 kg (2001) avec une moyenne de  $5\,004 \pm 3\,914$  kg, tandis que les recrues sont passées de 335 752 individus (2007) à 384 210 individus (2000) avec une moyenne de  $379\,477 \pm 15\,699$  individus. Au cours de la période de surveillance, deux profils de réponse différents entre la BSR et les recrues peuvent être observés. Entre 1998 et 2001, la BSR était le double de la moyenne, mais les recrues annuelles étaient légèrement supérieures à la moyenne (figure 29). La BSR plus élevée n'a pas contribué à une cohorte de recrues plus forte, car une grande quantité de poissons matures (6 ans et plus) a été récoltée comme source alimentaire de subsistance (figures 26 et 27). Depuis la mise en œuvre de la fermeture volontaire ou de la réduction de la pêche de subsistance en 2006, la BSR a progressivement augmenté pour atteindre 8 219 kg en 2011 et les recrues ont rebondi jusqu'à 622 184 individus en 2010.

L'indicateur de l'état du stock  $B/B_{RMD}$  a diminué par rapport à 1996 pour se fixer en dessous du seuil de référence  $B/B_{RMD} = 1$  en 2004 (c.-à-d., état de surpêche), et augmenter à nouveau et atteindre un niveau juste au-dessus de la ligne de référence en 2010, avant de diminuer encore une fois jusqu'en 2014. (Figure 30). Une valeur élevée  $F/F_{RMD}$  a été observée entre 1996 et

---

2005, indiquant un état de surpêche. La BSR/BSR<sub>RMD</sub> a été dans un état de surpêche, à l'exception de 1996 et 1997 (figure 30).

Les distributions de probabilité de la plupart des paramètres du modèle de dynamique des populations suivaient des distributions quelque peu normales ou log-normales (figures 31 et 32). Les exceptions étaient les suivantes : 1) distribution asymétrique à droite ou distribution log-normale pour le paramètre stock-recrutement ( $h$ ); 2) distribution asymétrique à gauche ou normale pour  $B_{RMD}$  et  $F_{RMD}$ ; 3) distribution bêta pour la valeur initiale des recrues ( $r_{init}$ ); et 4) distribution bimodale pour la fraction de la variance totale ( $\rho$ ). Les corrélations de Spearman de la plupart des covariables étaient plutôt faibles, indiquant alors une non-linéarité typique. Toutefois, des corrélations fortement positives ont été observées entre la valeur  $B_0$  et la BSR ( $r = 0,83$ ,  $p < 0,001$ ), le RMD et la valeur  $F_{RMD}$  ( $r = 0,81$ ,  $p < 0,001$ ) et  $r_0$  et  $\bar{r}$  ( $r = 0,62$ ,  $p < 0,05$ ), ce qui soutient l'existence d'une relation entre la fraie et le recrutement. La forte corrélation négative entre les valeurs  $B_{RMD}$  et  $F_{RMD}$  ( $r = -0,87$ ,  $p < 0,001$ ) indique que la biomasse totale est plus importante lorsque l'intensité de la pêche est inférieure.

### Moyenne multimodèle

Des trois modèles d'évaluation quantitative des pêches, le MSP a produit les estimations les plus élevées de la valeur  $N_{RMD}$  et du RMD, et les estimations les plus faibles des valeurs  $F_{RMD}$  et  $E_{RMD}$ . Le modèle de prise selon l'âge a produit la valeur la plus faible  $N_{RMD}$ , une abondance modérée à RMD et les valeurs les plus élevées  $F_{RMD}$  et  $E_{RMD}$ . L'ARSE a produit des estimations intermédiaires des valeurs  $N_{RMD}$ ,  $F_{RMD}$  et  $E_{RMD}$  et le RMD le plus faible (tableau 15). La pondération de la variance inverse a été utilisée pour estimer les moyennes des paramètres entre les trois modèles. Les valeurs médianes pour les paramètres d'abondance ( $\pm$  ET) étaient les suivantes :  $N_{RMD}$  ( $10\,813 \pm 1\,555$  poissons), RMD ( $1\,301 \pm 188$  poissons) et  $F_{RMD}$  ( $0,18 \pm 0,02$  par année) et  $E_{RMD}$  ( $0,15 \pm 0,01$  par année) (tableau 15). Les valeurs médianes pour les paramètres de biomasse étaient les suivantes :  $B_{RMD}$  ( $6\,520 \pm 1\,293$  kg), RMD ( $1\,660 \pm 200$  kg),  $F_{RMD}$  ( $0,25 \pm 0,12$  par année) et  $E_{RMD}$  ( $0,20 \pm 0,08$  par année) et la biomasse du stock reproducteur à RMD ( $BSR_{RMD}$ ) était de  $643 \pm 310$  kg par année (tableau 15).

## DISCUSSION

### EXPLORATION DES DONNÉES SUR LES VARIABLES ENVIRONNEMENTALES UTILISÉES DANS LA NORMALISATION DES CPUE

L'exploration et l'interprétation des données contemporaines nous ont permis de mieux comprendre les problèmes de qualité des données, y compris certains problèmes courants de valeurs aberrantes, de colinéarité et d'attributs avec excès de zéros dans la recherche sur les ressources naturelles (McCullagh et Nelder 1989, Martin *et al.* 2005, Zuur *et al.* 2010). Dans notre étude, nous avons constaté que les valeurs aberrantes représentaient environ 1 % des données et résultaient principalement de 1) conditions environnementales variables; 2) d'un calendrier d'échantillonnage incohérent; 3) d'une longueur variable des panneaux de filets maillants et d'un maillage variable; 4) d'un changement dans la durée de la pêche; et 5) de données incorrectement enregistrées. La corrélation négative entre le JA et la température de l'eau et la corrélation positive entre le niveau de l'eau et la turbidité ont indiqué les effets confusionnels possibles de ces variables sur le comportement migratoire saisonnier de la Dolly Varden dans la rivière aux Rats. Nous avons choisi de supprimer les variables liées au JA et au niveau de l'eau et de conserver la température et la turbidité de l'eau dans l'ensemble des variables explicatives pour la normalisation des CPUE afin de minimiser l'étendue de la colinéarité dans les coefficients de régression (McCullagh et Nelder 1989, Belsley 1991, Dobson 2002). Notre examen de ces résultats concernant la colinéarité concorde avec d'autres

---

observations : que la migration en amont de l'espèce est fortement influencée par la température locale (Bond et Quinn 2013) et les caractéristiques de l'habitat comme la turbidité de l'eau (Mochnacz *et al.* 2010, 2020, Fenkes *et al.* 2016). Par conséquent, nous recommandons que la température de l'eau et la profondeur du disque de Secchi (pour mesurer la turbidité de l'eau) fassent partie des variables environnementales incluses dans tout programme de surveillance des prises pour la Dolly Varden dans la rivière aux Rats.

L'occurrence d'un taux de prises nulles allant jusqu'à 26 % pour les CPUE de la Dolly Varden dans la rivière aux Rats peut être liée au caractère convenable de l'habitat (Bond et Quin 2013, Mochnacz *et al.* 2020), ou à la force de la cohorte et à la valeur biologique, ainsi qu'aux changements apportés aux protocoles de pêche pour l'opération de surveillance communautaire. C'est en 1998 et en 2008 que les CPUE pour les trois emplacements combinés étaient les plus élevées, mais les facteurs à l'origine de ces pics ne sont pas connus. En 1998, la migration a commencé plus tôt que la plupart des années, le 24 juillet (JA 205), et s'est prolongée jusqu'au 7 septembre (JA 251) en raison du fait qu'il s'agit d'une année El Niño. Cependant, le pic de 2008 a été entraîné par une augmentation des CPUE au site de la RR (figure 12), où la migration a commencé tard, du 9 août (JA 222) au 11 septembre (JA 255). Nous avons également constaté que 58 % des Dolly Varden capturées en 2008 avaient 5 ans, ce qui indique une forte classe d'âge de 2003. Toutefois, plus de 50 % des poissons capturés en 1997 avaient 6 ans et les CPUE étaient proches de la moyenne. La température a eu un effet négatif significatif sur le succès des prises (ou prises nulles) et les CPUE. L'eau chaude est associée à une migration plus précoce en aval au printemps et à des périodes d'alimentation plus longues dans les eaux côtières (Mochnacz *et al.* 2010, Bond et Quinn 2013, Morrison *et al.* 2021). Plus les poissons passent de temps à se nourrir le long de la côte de la mer de Beaufort, meilleures sont leur condition somatique et leur condition physique (Bond et Quinn 2013, Kovach *et al.* 2013; Gallagher *et al.* 2013, 2020).

## PROBABILITÉ DE DÉTECTION ET SÉLECTION DU MODÈLE

Les MGL ne peuvent pas être directement appliqués aux observations du modèle qui contiennent de nombreux zéros parce que le logarithme naturel de zéro n'est pas défini (c.-à-d. l'infini) (Zar 2010) et que les résultats pourraient être biaisés, en particulier lorsque les données de dénombrement sont trop dispersées ou ont un nombre excessif de zéros (McCullagh et Nelder 1989, Martin *et al.* 2005, Lindén et Mäntyniemi 2011). Puisque 27 % des prises dans l'ensemble de données de surveillance des prises étaient nulles, la distribution des CPUE a été faussée et l'hypothèse sous-jacente sur la distribution de probabilité gaussienne a été contredite. Cependant, une famille exponentielle de fonctions de distribution peut être utilisée pour structurer les MGL, comme le modèle de régression poisson, le modèle de régression quasi-poisson ou le modèle de régression binomiale négative (Battaile et Quinn 2004, Bishop *et al.* 2004, Brodziak et Walsh 2013).

Lors de l'application de plusieurs MGL candidats à la normalisation des CPUE, nous avons constaté qu'une distribution binomiale négative était plus appropriée que les modèles de distribution poisson ou quasi-poisson. De plus, parmi les ZAM, les modèles Hurdle et ZINB, structurés avec des distributions de probabilité binomiales négatives, étaient supérieurs au modèle ZIP pour quantifier la variation des prises, ce qui est similaire aux éléments publiés par Lewin *et al.* (2010), Lynch *et al.* (2012) et Brodziak et Walsh (2013). Entre Hurdle et ZINB, le modèle Hurdle possède les propriétés qui conviennent le mieux à nos données, ce qui indique qu'il s'agissait du modèle privilégié pour normaliser nos données de CPUE.

---

## ÉTAT DES STOCKS ET DURABILITÉ DES PÊCHES

Nous avons exploré les modèles ARSE, MSP et de prises selon l'âge afin d'évaluer la dynamique des populations et de délimiter les changements temporels de l'abondance, de la BSR, du stock et du statut de pêche pour la Dolly Varden de la rivière aux Rats. En appliquant une approche de calcul de la moyenne multimodèle (VIP), nous avons estimé pour la première fois les paramètres de la dynamique des populations :  $RMD$  ( $1\,472 \pm 188$  poissons),  $N_{RMD}$  ( $6\,422 \pm 634$  poissons) et  $F_{RMD}$  ( $0,18 \pm 0,02$  par année) pour la Dolly Varden de la rivière aux Rats.

De courtes périodes de surpêche ont été indiquées par le modèle ARSE entre 1998 et 1999 ( $F/F_{RMD} > 1$ ) et par le MSP de 1996 à 1999. Toutefois, le modèle de prises selon l'âge indique que le stock a été surexploité ( $B < B_{RMD}$ ) de 2002 à 2007, puis de nouveau de 2012 à 2014. Puisque deux modèles sur trois indiquent une surpêche à la fin des années 1990, nous concluons que le stock de Dolly Varden de la rivière aux Rats était probablement surexploité au cours de cette période. Depuis la fermeture ou la réduction volontaire de la récolte en 2006, la population a montré des signes d'augmentation lente de l'abondance.

Pour l'évaluation des stocks de poissons, il est essentiel de choisir des modèles qui conviennent et qui correspondent aux données disponibles. Parmi les trois modèles candidats, l'ARSE nécessite une série chronologique de récolte et de renseignements sur la mortalité naturelle et l'âge à la maturité. Il est considéré comme assez robuste pour les pêches pour lesquelles les données sont limitées, mais sensible à la période choisie et à la répartition présumée de la biomasse de départ (Dick et MacCall 2011, Wetzel et Punt 2011). Le MSP est un modèle de dynamique de la biomasse qui est couramment utilisé pour ajuster les séries chronologiques des CPUE et l'information sur la récolte, en supposant que la mortalité par pêche est inférieure à la mortalité naturelle (Hilborn et Walters 1992). Les modèles fondés sur l'âge, comme le modèle des prises selon l'âge, sont des modèles quantitatifs plus complexes qui peuvent diffuser de multiples ensembles de renseignements sur la surveillance des pêches afin d'obtenir des estimations de la taille historique de la population et de la mortalité par pêche. Le modèle de prises selon l'âge suppose que les prélèvements (prises) sont connus sans erreur et de nombreux modèles de prises selon l'âge supposent également une capacité de capture constante et une mortalité naturelle selon l'âge (Quinn et Deriso et Quinn 1999). L'analyse présentée ici est la première tentative d'analyse des données sur les prises de subsistance pour la Dolly Varden de la rivière aux Rats. Bien qu'il y ait des incertitudes quant aux estimations de ces modèles, elles indiquent toutes que la récolte est inférieure au RMD. Les gestionnaires des ressources peuvent maintenant utiliser cette information pour éclairer les décisions concernant le stock de Dolly Varden de la rivière aux Rats.

## REMERCIEMENTS

Nous reconnaissons le soutien du Ehditit Renewable Resources Council, du Tetlit Renewable Resource Council et des surveillants B. Mitchell, J. Carmichael, B. Wilson et S. Kay. Nous reconnaissons également les contributions de L. Harwood, K. Bill, E. Le (ministère des Pêches et des Océans) et S. Sandstrom (ministère des Richesses naturelles et des Forêts de l'Ontario) et le soutien financier fourni par Pêches et Océans Canada (Fonds de mise en œuvre des Gwich'in). Les participants à la réunion d'examen par les pairs du Secrétariat canadien des avis scientifiques ont fourni des commentaires qui ont considérablement amélioré le présent document de recherche. Margaret Treble a fourni de nombreux commentaires et suggestions constructifs lors de la révision du document.

---

## RÉFÉRENCES CITÉES

- Arab, A., Wildhaber, M.L., Wikle, C.K., and Gentry, C.N. 2008. Zero-inflated modeling of fish catch per unit area resulting from multiple gears: application to channel catfish and shovelnose sturgeon in the Missouri River. *N. Am. J. Fish. Manag.* 28: 1044–1058.
- Battaille, B.C., and Quinn II, T.J. 2004. Catch per unit effort standardization of eastern Bering Sea walleye pollock (*Theragra chalcogramma*) fleet. *Fish. Res.* 70: 161–177.
- Belsley, D.A. 1991. Conditional diagnostics: collinearity and weak data in regression. Wiley and Sons, Hoboken, N.J. 396 p.
- Berger, T.L. 2009. Guide to fisheries science and stock assessment. Atlantic States Marine Fisheries Commission, Washington, D.C. vi + 66 p.
- Beverton, R.J.H., and Holt, S.J. 1957. On the dynamics of the exploited fish population. U.K. Ministry of Agriculture and Fisheries, Fisheries Investigation, Series 2, 19: 1–533.
- Bishop, J., Venables, W.N., and Wang, Yougan. 2004. Analyzing commercial catch and effort data from a Penaeid trawl fishery: A comparison of linear models, mixed models, and generalized estimating equations approaches. *Fish. Res.* 70: 179–193.
- Bond, M.H., and Quinn, T.P. 2013. Patterns and influences on Dolly Varden migratory timing in the Chignik Lakes, Alaska, and comparison of populations throughout the northeastern Pacific and Arctic oceans. *Can. J. Fish. Aquat. Sci.* 70: 655–665.
- Brodziak, J., and Walsh, W.A. 2013. Model selection and multimodel inference for standardizing catch rates of bycatch species: a case study of oceanic whitetip shark in the Hawaii-based longline fishery. *Can. J. Fish. Aquat. Sci.* 70: 1723–1740.
- Brooks, M.E., Kristensen, K., van Benthem, K.J., Magnusson, A., Berg, C. W., Nielsen, A., Skaug, H.J., Machler, M., and Bolker, B.M. 2017. Modeling zero-inflated count data with glmmTMB. *Ecol. Model.* e132753, 1–34.
- Burnham, K.P., and Anderson, D.R. 2002. Model selection and multimodel inference: a practical information-theoretic approach, 2nd ed. Springer, New York, NY. 514 p.
- Byers, T., Reist, J.D., and Sawatzky, C.D. 2019. [Compilation and synopsis of literature on the traditional knowledge of indigenous peoples in the Northwest Territories concerning Dolly Varden](#). *Can. Manus. Rep. Fish. Aquat. Sci.* 3177: vi + 63 p.
- Caddy, J.F., and Mahon, R. 1995. Reference points for fisheries management. FAO Fish. Tech. Pap. 347. Rome, FAO. 83 p.
- Cattelan, M. 2012. Models for paired comparison data: A review with emphasis on dependent data. *Stat. Sci.* 27(3): 412–433.
- Chen, S., and Watanabe, S. 1989. Age dependence of natural mortality coefficient in fish population dynamics. *Nippon Suisan Gakkaishi* 55(2): 205–208.
- Chuwen, B.M., Potter, I.C., Hall, N.G., Hoeksema, S.D., and Laurenson, L.J.B. 2011. Changes in catch rates and length and age at maturity, but not growth, of an estuarine plotosid (*Cnidogobius macrocephalus*) after heavy fishing. *Fish. Bull.* 109: 247–260.
- COSEPAC (Comité sur la situation des espèces en péril au Canada). 2010. [Évaluation et Rapport de situation du COSEPAC sur le dolly varden \(\*Salvelinus malma malma\*\) au Canada](#). Comité sur la situation des espèces en péril au Canada. Ottawa, ON. x +73 p.
- Cragg, J.G. 1971. Some statistical models for limited dependent variables with application to the demand for durable goods. *Econometrics.* 39: 829–844.

- 
- Dick, E.J., and MacCall, A.D. 2011. Depletion-based stock reduction analysis: a catch-based method for determining sustainable yields for data-poor fish stocks. *Fish. Res.* 110: 331–341.
- Dobson, A.J. 2002. An introduction to generalized linear models. 2nd Edition. Chapman and Hall/CRC, Boca Raton, FL. 225 p.
- Fenkes, M., Shiels, H.A., Fitzpatrick, J.L., and Nudds, R.L. 2016. The potential impacts of migratory difficulty, including warmer waters and altered flow conditions, on the reproductive success of salmonid fishes. *Comp. Bioch. Phys. Part A* 193: 11–21.
- Gallagher, C.P., Howland, K.L., Harris, L.N., Bajno, R., Sandstrom, S., Loewen, T., and Reist, J. 2013. [Dolly Varden \(\*Salvelinus malma malma\*\) from the Big Fish River: abundance estimates, effective population size, biological characteristics, and contribution to the coastal mixed-stock fishery](#). DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2013/059. v + 46 p.
- Gallagher, C.P., Howland, K.L., et Sandstrom, S.J. 2020. [Abondance de la population et caractéristiques biologiques du Dolly Varden \(\*Salvelinus malma malma\*\) de la rivière Rat selon les collectes d'un programme de marquage-recapture : 2009-2014](#). Secr. can. de consult. sci. du MPO, Doc. de rech. 2020/066. iv + 198 p. (Erratum décembre 2021)
- Gelman, A., Carlin, J.B., Stern, H.S., and Rubin, D.B. 2004. Bayesian data analysis. The 2<sup>nd</sup> edition. Chapman and Hall, Boca Raton, FL. xxv + 668 p.
- Gillman, D.V., and Sparling, P.D. 1985. Biological data on Arctic char, *Salvelinus alpinus* (L.). from the Rat River, Northwest Territories, 1983. *Can. Data Rept. Fish. Aquat. Sci* 535: iv + 15 p.
- Gislason, H., Daan, N., Rice, J.C., and Pope, J.G. 2010. Size, growth, temperature, and the natural mortality of marine fish. *Fish Fish.* 11: 149–158.
- Haddon, M. 2001. Modelling and quantitative methods in fisheries. Chapman and Hall/CRC, Boca Raton, FL. 406 p.
- Harris, L.N., Bajno, R., Gallagher, C.P., Koizumi, I., Johnson, L.K., Howland, K.L., Taylor, E.B., and Reist, J.D. 2015. Life-history characteristics and landscape attributes as drivers of genetic variation, gene flow, and fine-scale population structure in northern Dolly Varden (*Salvelinus malma malma*) in Canada. *Can. J. Fish. Aquat. Sci.* 72: 1477–1493.
- Harrison, F. 2011. Getting started with meta-analysis. *Methods Ecol. Evo.* 2: 1–10.
- Hartung, J., Knapp, G., and Sinha, B.K. 2008. Statistical meta-analysis with applications. Wiley and Sons, Hoboken, N.J. 272 p.
- Harwood, L.A. 2001. [Status of anadromous Dolly Varden \(\*Salvelinus malma\*\) of the Rat River, Northwest Territories, as assessed through a community-based sampling of the subsistence fishery, August-September 1989-2000](#). DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2001/090. 30 p
- Harwood, L.A., Sandstrom, S., and Linn, E. 2009. [Status of anadromous Dolly Varden \(\*Salvelinus malma\*\) of the Rat River, Northwest Territories, as assessed through a sampling of the subsistence fishery \(1995-2007\)](#). *Can. Manus. Rpt. Fish. Aquat. Sci.* 2891: vii + 53p.
- Heilbron, D.C. 1994. Zero-altered and other regression models for count data with added zeros. *Biom. J.* 36: 531–547.
- Hilbe, J.M. 2011. Negative binomial regression. Cambridge University Press, Cambridge, U.K. 553 p.
-



- 
- Hilborn, R., and Walters, C.J. 1992. Quantitative fisheries stock assessment, choice, dynamics, and uncertainty. Kluwer Academic Publishers, Boston, MA. 570 p.
- Houde, N. 2007. The six faces of traditional ecological knowledge: challenges and opportunities for Canadian co-management arrangements. *Ecol. Soc.* 12(2): 34.
- Howland, K., Mochnacz N., Gallagher, C., Tallman, R., Ghamry, H., Roux, M.J., Sandstrom, S., and Reist, J. 2012. Developing strategies for improved assessment and ecosystem-based management of Canadian northern Dolly Varden. *In* Global progress in ecosystem-based fisheries management. Edited by Kruse, G.H., Browman, H.I., Cochrane, K.L., Evans, D., Jamieson, G.S., Livingston, P.A., Woodby, D., and Zhang. C.I. Alaska Sea Grant College Program, University of Alaska Fairbanks, AK. pp. 169–168.
- Jensen, A.J., Finstad, B., Fiske, P., Diserud, O.H., and Thorstad, E.B. 2020. Repeatable individual variation in migration timing in two anadromous salmonids and ecological consequences. *Ecol. Evol.* 10: 11727–11738
- Katsanevakis, S. 2006. Modelling fish growth: model selection, multi-model inference and model selection uncertainty. *Fish. Res.* 81: 229–235.
- Katsanevakis, S., and Maravelias, C.D. 2008. Modelling fish growth: multi-model inference as a better alternative to a priori using von Bertalanffy equation. *Fish Fish.* 9: 178–187.
- Kovach, R.P., Joyce, J.E., Echave, J.D., Lindberg, M.S., and Tallmon, D.A. 2013. Earlier migration timing, decreasing phenotypic variation, and biocomplexity in multiple salmonid species. *Plos One* 8(1), 1–10.
- Lea, E.V., Gallagher, C.P., Maier, K., et Ayles, B. 2021. [Pêche du Dolly Varden \(\*Salvelinus malma malma\*\) dans la région désignée des Inuvialuit et la région désignée des Gwich'in de 2009 à 2014 : prises, surveillance et communications dans un cadre de cogestion adaptative](#). Secr. can. de consult. sci. du MPO. Doc. de rech. 2021/041. iv + 31 p.
- Lewin, W.C., Freyhof, J., Huckstorf, V., Mehner, T., and Wolter, C. 2010. When no catches matter: coping with zeros in environmental assessments. *Ecol. Indi.* 10: 572–583.
- Lindén, A., and Mäntyniemi, S. 2011. Using the negative binomial distribution to model overdispersion in ecological count data. *Ecology.* 92(7): 1414–1421.
- Lorenzen, K. 1996. The relationship between body weight and natural mortality in juvenile and adult fish: a comparison of natural ecosystems and aquaculture. *J. Fish Biol.* 49: 627–647.
- Lorenzen, K. 2000. Allometry of natural mortality as a basis for assessing optimal release size in fish-stocking programs. *Can. J. Fish. Aquat. Sci.* 57: 2374–2381.
- Lynch, P.D., Shertzer, K.W., and Latour, R.J. 2012. Performance of methods used to estimate indices of abundance for highly migratory species. *Fish. Res.* 125–126: 27–39.
- MacCall, A.D. 2009. Depletion-corrected average catch: a simple formula for estimating sustainable yields in data-poor situations. *ICES J. Mar. Sc.* 66: 2267–2271.
- Marín-Martínez, F., and Sánchez-Meca, J. 2010. Weighting by inverse variance or by sample size in random-effects meta-analysis. *Edu. Psych. Meas.* 70(1): 56–73.
- Martin, T.G., Wintle, B.A., Rhodes, J.R., Kuknert, P.M., Field, S.A., Low-Choy, S.J., Tyre, A.J., and Possingham, H.P. 2005. Zero tolerance ecology: improving ecological inference by modeling the source of zero observations. *Ecology Letter* 8: 1235–1246.
- Maunder, M.N, and Punt, A.E. 2004. Standardizing catch and effort data: a review of recent approaches. *Fish. Res.* 70: 141–159.
-

- 
- McCullagh, P., and Nelder, J.A. 1989. Generalized linear models. Chapman and Hall, Boca Raton, FL. 511 p.
- Meyer, R., and Millar, R.B. 1999a. Bayesian stock assessment using a state-space implementation of the delay difference model. *Can. J. Fish. Aquat. Sci.* 56: 37–52.
- Meyer, R., and Millar, R.B. 1999b. BUGS in Bayesian stock assessments. *Can. J. Fish. Aquat. Sci.* 56: 1078–1086.
- Millar, R.B., and Meyer, R. 2000. Non-linear state space modelling of fisheries biomass dynamics by using Metropolis-Hastings within-Gibbs sampling. *App. Stat.* 49: 327–342.
- Mochnac, N.J., Schroeder, B.S., Sawatzky, C.D., and Reist, J.D. 2010. [Assessment of northern Dolly Varden, \*Salvelinus malma malma\* \(Walbaum, 1792\), habitat in Canada](#). *Can. Manuscr. Rep. Fish. Aquat. Sci.* 2926: vi + 48 p.
- Mochnac, N.J., Ghamry, H.K., Enders, E.C., Watkinson, D.A., Gallagher, C.P., and Reist, J.D. 2020. Flow and spawning habitat relationships for Dolly Varden: understanding habitat-population dynamics in the Canadian Western Arctic. *River Res. Appl.* 36: 68–78.
- Morrison, C.M., Gallagher, C.P., Tierney, K.B., and Howland, K.L. 2021. Freshwater early life growth influences partial migration in populations of Dolly Varden (*Salvelinus malma malma*). *Polar Biol.* 44: 1353–1364.
- MPO. 2017. [Évaluation du Dolly Varden de la Rivière Rat, dans les Territoires du Nord-Ouest 2009–2014](#). Secr. can. de consult. sci. du MPO, Avis sci. 2016/058.
- Panik, M.J. 2014. Growth curve modeling, theory and applications. Wiley and Sons, Hoboken, NJ. vx + 437 p.
- Papik, R., Marschke, M. and Ayles, G.B. 2003. Inuvialuit traditional knowledge of fisheries in rivers west of the Mackenzie River in the Canadian Arctic. Canada/Inuvialuit Fisheries Joint Management Committee Report 2003-4: 20 p.
- Peterson, I., and Wroblewski, J.S. 1984. Mortality rates of fishes in the pelagic ecosystem. *Can. J. Fish. Aquat. Sci.* 41: 1117–1120.
- Potts, J. M., and Elith, J. 2006. Comparing species abundance models. *Ecol. Model.* 199: 153–163.
- Quinn II, T.J., and Deriso, R.B. 1999. Quantitative fish dynamics. Oxford University Press, Oxford, U.K. 542 p.
- R Core Team. 2023. R: A language and environment for statistical computing. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria.
- Roux, M.J., Howland, K.L., Gallagher, C.P., and Tallman, R.F. 2012. [Synthesis of biological and harvest information used to assess populations of northern form Dolly Varden \(\*Salvelinus malma malma\*\) in Canada](#). Part I: Rat River. DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2011/132. viii + 77 p.
- Roux, M.-J., Tallman, R.F., and Martin, Z.A. 2019. Small-scale fisheries in Canada's Arctic: combining science and fishers knowledge towards sustainable management. *Mar. Policy* 101: 177–186.
- Sandstrom, S., Harwood, L., Howland, K. 2009. [Status of anadromous Dolly Varden char \(\*Salvelinus malma\*\) of the Rat River, Northwest Territories, as assessed through mark-recapture and live-sampling at the spawning and overwintering site \(1995-2007\)](#). *Can. Tech. Rpt. Fish. Aquat. Sci.* No. 2842: vi + 68 p.
-

- 
- Schaefer, M.B. 1957. A study of the dynamics of the fishery for yellowfin tuna in the Eastern Tropical Pacific Ocean. *Bull. Inter-Am. Trop. Tuna Com.* 2: 247–285.
- Shoup, D.E., and Ryswyk, R.G. 2016. Length selectivity and size-bias correction for the North American standard gill net. *N. Am. J. Fish. Manag.* 36: 485–496.
- Taylor, E.B., Redenbach, Z., Costello, A.B., Pollard, S.M., and Pacas, C.J. 2001. Nested analysis of genetic diversity in northwestern North American char, Dolly Varden (*Salvelinus malma*) and bull trout (*Salvelinus confluentus*). *Can. J. Fish. Aquat. Sci.* 58: 406–420.
- Thorson, J.T., and Prager, M.H. 2011. Better catch curves: incorporating age-specific natural mortality and logistic selectivity. *Trans. Am. Fish. Soc.* 140: 356–366.
- Venables, W.N., and Ripley, B.D. 2002. *Modern Applied Statistics with S*, 4<sup>th</sup> ed. Springer-Verlag, New York, N.Y. 495 p.
- Walters, C.J., and Martell, S.J.D. 2004. *Fisheries ecology and management*. Princeton University Press, Princeton, NJ. 399 p.
- Walters, C.J., Martell, S.J.D., and Korman, J. 2006. A stochastic approach to stock reduction analysis. *Can. J. Fish. Aquat. Sci.* 63: 212–223.
- Wedderburn, R.W.M. 1974. Quasi-likelihood functions, generalized linear models, and the Gauss-Newton method. *Biometrika* 61(3): 439–447.
- Wetzel, C.R., and Punt, A.E. 2011. Model performance for the determination of appropriate harvest levels in the case of data-poor stocks. *Fish. Res.* 110: 342–355.
- Zar, J.H. 2010. *Biostatistical analysis*. 5<sup>th</sup> edition. Prentice Hall, Hoboken, N.J. 944 p.
- Zeileis, A., Kleiber, C., and Jackman, S. 2008. Regression models for count data in R. *J. Stat. Softw.* 27: 1–25.
- Zhu, X., Gallagher, C.P., Howland, K.L., Harwood, L.A., and Tallman, R.F. 2017. [Multimodel assessment of population production and recommendations for sustainable harvest levels of anadromous Arctic Char, \*Salvelinus alpinus\* \(L.\), from the Hornaday River, Northwest Territories](#). DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2016/116. v + 81 p.
- Zuur, A.F., Ieno, E.N., and Elphick, C.S. 2010. A protocol for data exploration to avoid common statistical problems. *Methods Eco. Evo.* 1: 3–14

## TABLEAUX ET FIGURES

*Tableau 1. Description des variables utilisées pour normaliser la CPUE, mesurées dans le cadre du programme de surveillance du Dolly Varden de la rivière aux Rats (1996-2014).*

Variable	Description	Type de variable
<b>Variables de réponse</b>		
Nombre de prises	Nombre entre 0 et 56 Dolly Varden capturés à l'aide d'un ensemble de filets maillants de surveillance	Entier discret
<b>Variables explicatives</b>		
Année	Année 1996-2014	Catégorique
Jour de l'année	Le jour de l'année a été généré en termes de jour d'échantillonnage, de mois et d'année, et regroupé tous les dix jours entre les jours de l'année 210 et 270.	Entier discret
Lieu	Lieux d'échantillonnage 1 : Big Eddy (BE), 2 : Destruction City (DC) et 3 : embouchure de la rivière aux rats (RR)	Catégorique
Niveau d'eau	1 : faible, 2 : normal et 3 : élevé	Catégorique
Couleur de l'eau	Clair, nettoyant et sale	Catégorique
Débris d'eau	Aucun, moins ou plus	Catégorique
Turbidité	Combinaison de la couleur de l'eau et de la teneur en débris : 1 : clair sans débris, 2 : clair avec moins de débris, 3 : clair avec des débris de lot, 4 : sale sans débris, 5 : sale avec moins de débris et 6 : sale avec plus de débris	Catégorique
Maillage	89 mm (3,5 po), 102 mm (4 po), 114 mm (4,5 po), 127 mm (5 po) et 140 mm (5,5 po)	Catégorique
Numéro du filet	Nombre de filets utilisés	Continue
Longueur du filet	Longueur nette mesurée en verges et convertie en mètres, et groupée par tous les 5 m entre 1 et 30 m.	Continue
Temps d'immersion	Heures de pêche lorsque le filet est resté dans l'eau, regroupés comme suit < 5, 5.1-10, 10.1-15, 15.1-20, 20.1-25	Continue
Température	Température de l'eau au moment de l'ensemble de surveillance	Continue
Longueur à la fourche	Longueur du poisson en mm mesurée de l'extrémité du museau à l'extrémité des rayons de la nageoire caudale du milieu.	Continue
Poids brut	Le poids du poisson entier avant la transformation ou l'enlèvement d'une partie.	Continue
Sexe	Mâles, femelles ou non identifiés	Catégorique
Âge	Lecture des otolithes	Entier discret

Tableau 2. Expression des modèles mathématiques utilisés pour la normalisation du captage par unité d'effort : trois modèles linéaires généralisés (Poisson, Quasi-Poisson et régression binomiale négative); trois modèles avec excès de zéros (Hurdle, Poisson avec excès de zéros et binôme négatif avec excès de zéros), ainsi que l'inférence multimodèles. Les paramètres du modèle  $p$ ,  $\mu$ ,  $\theta$  représentent respectivement la probabilité, la CPUE moyenne et les paramètres de forme. Les coefficients du modèle  $\beta_0$  et  $\gamma_0$  sont des ordonnées à l'origine aléatoires, et les  $\beta$  et les  $\gamma$  sont des vecteurs d'effets aléatoires. Les variables  $x$  sont des vecteurs d'intérêt de covariables. L'inférence multimodèles est basée sur la différence ( $\Delta$ ) du critère d'information d'Akaike corrigé (CIA) [ $CiAc$ ] et du CIA minimum ( $CiA_{min}$ ), du poids du CIA ( $w_i$ ) et de  $\beta_{ij}$ . Ici, l'indice  $ij$  sont ième modèle et  $j$  année, respectivement.

Paramètre	Fonction de distribution de probabilité
<b>Modèles linéaires généralisés (MLG)</b>	
Poisson	$P(x   y_i = \mu) = \frac{\mu^x e^{-\mu}}{x!}$
Binôme négatif ou Quasi-Poisson	$P(y; \mu, \theta) = \frac{\Gamma(y + \theta)}{\Gamma(\theta) \times y!} \times \frac{\mu^y \theta^\theta}{(\mu + \theta)^{y+\theta}}$ $u_i = \exp(\beta_0 + \beta_1 x_{1i} + \dots + \beta_p x_{pi})$
<b>Modèle avec augmentation des zéros (ZAM)</b>	
Hurdle	$P(y_i = 0) = 1 - p_i$ $P(y_i = k) = p_i \frac{\mu^k e^{-\mu}}{k!(1 - e^{-\mu})}$
Poisson avec excès de zéros (ZIP)	$P(y_i = 0) = (1 - p_i) + p_i e^{-\mu}$ $P(y_i = k) = p_i \frac{\mu^k e^{-\mu}}{k!}$
Binôme négatif avec excès de zéros (ZINB)	$P(y_i = 0) = p_i + (1 - p_i) \frac{\theta^\theta}{(\mu_i + \theta)^\theta}$ $P(y_i = k) = (1 - p_i) \frac{\Gamma(k + \theta)}{\Gamma(\theta) k!} \times \frac{\mu_i^k \theta^\theta}{(\mu_i + \theta)^{k+\theta}}$ $\text{logit}(p_i) = \ln\left(\frac{p_i}{1 - p_i}\right) = \beta_0 + \beta_1 x_{1i} + \dots + \beta_n x_{ni}$ $\log(\mu_i) = \gamma_0 + \gamma_1 x_{1i} + \dots + \gamma_n x_{ni}$
Inférence multimodèles (MMI)	$\Delta_i = CiAc - CiA_{min}$ $w_i = \frac{e^{-\frac{1}{2}\Delta_i}}{\sum_{i=1} e^{-\frac{1}{2}\Delta_i}}$ $\beta'_{ij} = \beta_{ij} \times w_i$

Tableau 3. Nombre de Dolly Varden échantillonnés à Big Eddy (BE), Destruction City (DC), à l'embouchure de la rivière aux rats (RR) et au ruisseau Fish (FC), dans les Territoires du Nord-Ouest, par type d'engin (électro = électrochoc) pour l'observation biologique, 1986-2014.

Année	BE	DC	RR	Pêche à la ligne	FC		RR	Somme
	Filet maillant				Électro	Seine	Verveux	
1986	-	-	110	-	57	-	-	167
1988	-	-		-	119	-	-	119
1989	-	-	508	-	-	-	1084	1 592
1990	-	-	165	-	-	-	-	165
1991	-	-	61	-	-	-	-	61
1992	-	-	220	-	-	-	-	220
1993	-	-	329	-	-	-	-	329
1994	-	-	196	-	-	-	-	196
1995	557	178	122	-	-	444	-	1 301
1996	392	198	142	-	-	-	-	732
1997	441	100	141	-	-	445	-	1 127
1998	387	180	100	-	-	-	-	667
1999	237	100	99	-	-	-	-	436
2000	252	139	110	-	-	-	-	501
2001	245	153	118	1	-	414	-	931
2002	131	111	125	-	-	-	-	367
2003	199	92	100	-	-	-	-	391
2004	53	85	88	2	-	280	-	508
2005	58	99	98	-	-	-	-	255
2006	40	39	42	-	-	-	-	121
2007	40	40	40	-	-	432	-	552
2008	40	39	40	-	-	524	-	643
2009	46	75	71	-	-	470	-	662
2010	74	72	75	-	-	471	-	692
2011	47	50	50	-	-	157	-	304
2012	50	50	50	-	-	-	-	150
2013	60	60	60	-	-	-	-	180
2014	60	60	60	-	-	-	-	180
Total	3 649	1 920	4 126	68	177	3 696	1 084	13 549

Tableau 4. Notation pour les équations du modèle de réduction des stocks basées sur l'épuisement.

Modèle	Équation	Référence
Prises moyennes corrigées selon l'épuisement	$PMCE = \frac{\sum C_t}{n + \frac{\Delta}{\left(\frac{B_{RMD}}{B_0}\right)\left(\frac{P_{RMD}}{M}\right)M}}$	MacCall 2009
	$B_t = B_{t-1} + P(B_{t-a}) - C_t - 1$	Pella et Tomlinson
	$P(B_{t-a}) = gRMD \left(\frac{B_{t-a}}{K}\right) - gRMD \left(\frac{B_{t-a}}{K}\right)^n$	1969, Fletcher 1978, McAllister <i>et al.</i> 2000, Walters <i>et al.</i> 2006
	$\text{Ici, } g = \frac{n^{n/(n-1)}}{n-1} \quad (n > 0)$	Hilborn et Walters 1992
	$P = B_{t-a} \left( P(B_{join})/B_{t-a} + s(B_{t-a} - B_{join}) \right)$	
	$s = (1 - n)gmB_{join}^{n-2}K^{-n}$	
Analyse de la réduction des stocks	$E = \frac{P}{M+F} (1 - e^{-(F+M)})$	
Symbole	Description	
$t$	Année du pas de temps $t = 1, 2, \dots, T$	
Observations		
$C_t$	Débarquement de récolte au cours de l'année $t$	
Paramètres du modèle		
$PMCE$	Prises moyennes corrigées selon l'épuisement	
$\Delta$	État général du stock	
$B_t/B_{join}$	Biomasse par année $t$ ou point commun	
$B_0, B_{t-a}$	Biomasse vierge ou à l'entrée de la reproduction	
$K$	Taille de la population vierge pour la croissance ou la capacité de charge biologique	
$P$	Taux de mortalité par pêche	
$M$	Taux de mortalité naturelle	
$E$	Taux d'exploitation	
$n$	Paramètre de forme $n = \text{nombre d'années dans les séries chronologiques de capture}$	
Paramètres dérivés		
RMD	Rendement maximal durable	
$B_{RMD}$	Biomasse au RMD	
$F_{RMD}$	Mortalité par pêche à laquelle le RMD est obtenu	
$P$	Production annuelle latente	
$s$	Pente du rapport production-biomasse du FMP	
$g$	Index de forme	

Tableau 5. Notation du modèle de production excédentaire.

Paramètre	Équation
Paramètres du modèle	$\theta = \{K \ r \ q \ \sigma^2 \ \tau^2\}$
Modèle de production excédentaire	$\frac{dB_t}{dt} = rB_t \left(1 - \frac{B_t}{K}\right) - C_t$ $P_t = B_t/K$ $\hat{I}_t = q \times B_t$ $P_{t+1} = P_t + rP_t(1 - P_t) - \frac{C_t}{K}$
Quantités de gestion dérivées	$P_{RMD} = r/2$ $B_{RMD} = K/2$ $RMD = (B_{RMD}) \times (P_{RMD}) = r \times K/4$
Symbole	Description
Indices	
$t$	Pas de temps dans l'année $t = 1, 2, \dots, T$
Observations	
$C_t$	Débarquement de récolte au cours de l'année $t$
$I_t$	Prises par unité d'effort (CPUE) au cours de l'année $t$
Paramètres du modèle	
$B_t$	Biomasse exploitable estimée à l'année $t$
$K$	Taille de la population vierge pour la croissance ou la capacité de charge biologique
$r$	Taux de croissance intrinsèque de la population
$E_t$	Effort de pêche au cours de l'année $t$
$q$	Coefficient de capturabilité propre à l'engin
$P_t$	Paramètre de taux d'épuisement pour $B_t/K$
$\sigma$	Erreur type dans le traitement du taux log-appauvrissement
$\tau$	Erreur type dans les indices de biomasse observés
Paramètres dérivés	
RMD	Rendement maximal durable
$B_{RMD}$	Biomasse au RMD
$F_{RMD}$	Mortalité par pêche à laquelle le RMD est obtenu



Tableau 6. Notation du modèle statistique de prises selon l'âge.

Paramètre	Équation
Variantes du cycle de vie	$L_a = L_\infty \left(1 - e^{-K(a-t_0)}\right)$ $w_a = w_{la} \times (L_a)^{wlb}$ $m_a = \frac{a^{u_1}}{a^{u_1} + u_2^{u_1}}$ $M_a = 1,69 w_a^{-0,292}$ $v_a = \frac{1}{1 + e^{-\frac{\hat{a}-a}{\gamma}}}$ $f_a = \frac{w_a}{1 + e^{-\frac{a-a}{\gamma}}}$
Dynamique des populations	$N_1^a = \bar{R} e^{-\sum_{a=1}^A Z_{1a} + \gamma_a}; \gamma \sim N(0, \sigma_\gamma^2)$ $N_{t+1, a+1} = N_{ta} e^{-Z_{ta}}$ $N_{t+1, A} = N_{t, A-1} e^{-Z_{t, A-1}} + N_{t, A} e^{-Z_{y, A}}$ $B_t = \sum_a N_{ta} w_a$ $Z_{ta} = M_a + P_{ta} v_{ta}$ $P_{ta} = q_t E_t s_a$ $S_t = \sum_{a=1}^A m_a B_{ta}$ $\widehat{C}_{ta} = \left[ \frac{P_{ta}}{Z_{ta}} (1 - e^{-Z_{ta}}) N_{ta} \right] \times w_a$ $\widehat{P}_{ta} = \frac{\widehat{C}_{ta}}{\widehat{C}_t}$
Valeurs résiduelles et fonctions objectives	$\text{Prise} : \eta_t = \ln(C_t) - \ln(\widehat{C}_t)$ $nll = \sum \left[ T \ln(\sigma_c) + \frac{\sum_t (\eta_t^2)}{2\sigma_c^2} \right]$ $CPUE : v_t = \sum_a N_{ta} e^{-\lambda_t Z_{ta}} v_a w_a$ $\varepsilon_t = \ln(I_t) - \ln(q) + \ln(v_t)$ $nll = \sum_{t \in I_t} \ln(I_t) + \frac{\varepsilon_t^2}{2\sigma_t^2}$ $\eta_{ta} = \ln(p_{ta}) - \ln(\widehat{p}_{ta}) - \frac{1}{A} \sum_{a=1}^A [\ln(p_{ta}) - \ln(\widehat{p}_{ta})]$ $\hat{t}^2 = \frac{1}{(A-1)T} \sum_{t=1}^T \sum_{a=1}^A \eta_{ta}^2$ $nll = (A-1)T \ln(\hat{t}^2)$

Tableau 7. Symboles et descriptions correspondantes utilisés dans la notation du modèle statistique intégré de capture à l'âge.

Symbole	Description
Indices	
$t$	Année du pas de <i>temps</i> $t=1,2,\dots,T$
$a$	Classes d'âge en années $a=\{1,2,\dots,A\}$
Données observées	
$I_t$	Indice d'abondance du relevé au cours de l'année $t$
$C_t$	Prises en kilogrammes au cours de l'année $t$
$p_{t,a}$	La proportion de prises à l'âge $a$ et de l'année $t$
$w/a$	Paramètre de relation longueur-poids
$w/b$	Paramètre de relation longueur-poids
$L_\infty$	Longueur asymptotique en mm
$K$	Taux de croissance de la population
$t_0$	Âge théorique lorsque la longueur approche de zéro
Paramètres dérivés	
$l_a$	Longueur selon l'âge $a$
$w_a$	Poids selon l'âge $a$
$m_a$	Maturité selon l'âge $a$
$M_a$	Mortalité naturelle selon l'âge $a$
$v_a$	Vulnérabilité propre à l'âge
$f_a$	Fécondité moyenne selon l'âge
$r_t$	Recrutement au cours de l'année $t$
$\zeta_a$	Survie selon l'âge
$q$	Relevé de la capacité de capture par effort de pêche
$s_a$	Sélectivité en fonction de l'âge $a$
$\mu_1$	Âge à une maturité de 50 %
$\mu_2$	Pente de la fonction de maturité selon l'âge
$T_1$	Coefficient de variation de l'indice d'abondance des relevés
$T_2$	Erreur-type dans la proportion observée selon l'âge
$\sigma$	Erreur-type des écarts du recrutement transformés logarithmiquement
Variables d'état	
$N_{t,a}$	Abondance à l'âge $a$ et à l'année $t$
$B_{t,a}$	Biomasse à l'âge $a$ et à l'année $t$
$F_{t,a}$	Mortalité par pêche à l'âge $a$ et à l'année $t$
$Z_{t,a}$	Mortalité totale à l'âge $a$ et à l'année $t$
$N_t$	Abondance au cours de l'année $t$
$B_t$	Biomasse exploitable à l'année $t$
$S_t$	Biomasse du stock reproducteur à l'année $t$

Tableau 8. Pêche de subsistance (nombre de poissons) de Dolly Varden de la rivière aux Rats, utilisée comme intrant pour les modèles de population.

Lieu	Pointe Shingle	Inuvialuit Aklavik	Récolte de 50 % à la pointe Shingle en supposant <sup>b</sup>	Delta Gwich'in	Non précisé	Rivière aux Rats
1986	-	-	50	-	1 050	1 100
1987	259	-	125	-	3 000	3 125
1988	147	-	74	-	1 607	1 681
1989	105	132	53	1 814	-	1 999
1990	214	60	107	884	-	1 051
1991	7	20	3	353	-	376
1992	17	250	9	775	-	1 034
1993	119	381	60	968	-	1 409
1994	33	842	17	1 296	-	2 155
1995	63	377	32	1 115	-	1 524
1996	805	547	403	1 970	-	2 920
1997	123	643	62	2 688	-	3 393
1998	576	255	386	3 119	-	3 760
1999	250	255	125	1 561	-	1 941
2000	-	8	0	1 485	-	1 493
2001	-	-	-	1 781	-	1 781
2002	-	-	-	635	-	635
2003	-	-	-	1 492	-	1 492
2004	-	-	-	772	-	772
2005	-	-	-	658	-	658
2006	127	-	64	124	-	188
2007	106	166	53	120	-	339
2008	29	56	15	119	-	190
2009	307	28	-	233	-	261
2010	240	13	-	266	-	279
2011	193	87	24	259	-	370
2012	412	45	21	300	-	366
2013	115	72	33	221	-	326
2014	404	56	40	291	-	387

a) Les estimations de Harwood (2001).

b) 50 % des Dolly Varden capturées à la pointe Shingle, qui sont considérées comme provenant de la population de la rivière aux Rats, comme l'a décrit Harwood (2001).

c) La récolte de Dolly Varden de la rivière aux Rats estimée de 1972 à 2010 par Roux *et al.* (2012) et la récolte en 2011-2014 ont été calculées à l'aide de méthodes de pêche à stock mixte (Gallagher *et al.* 2015).

Tableau 9. Total des prises, zéro prise et pourcentage d'ensembles avec zéro prise pour la rivière aux Rats échantillonnés de Big Eddy (BE), Destruction City (DC), et l'embouchure de la rivière aux Rats (RR), Territoires du Nord-Ouest.

Année	BE			DC			RR			Globale		
	Zéro	Total	%	Zéro	Total	%	Zéro	Total	%	Zéro	Total	%
1996	-	58	0,00	6	106	5,66	40	95	42,11	46	259	17,76
1997	-	61	0,00	20	160	12,50	8	55	14,55	28	276	10,14
1998	-	57	0,00	-	67	0,00	1	26	3,85	1	150	0,67
1999	1	61	1,64	17	106	16,04	1	18	5,56	19	185	10,27
2000	13	60	21,67	47	112	41,96	33	97	34,02	93	269	34,57
2001	2	142	1,41	46	154	29,87	70	192	36,46	118	488	24,18
2002	8	63	12,70	26	88	29,55	30	88	34,09	64	239	26,78
2003	5	59	8,47	29	56	51,79	33	82	40,24	67	197	34,01
2004	15	67	22,39	52	90	57,78	38	87	43,68	105	244	43,03
2005	19	60	31,67	59	118	50,00	22	62	35,48	100	240	41,67
2006	18	41	43,90	69	92	75,00	23	45	51,11	110	178	61,80
2007	6	36	16,67	32	61	52,46	-	24	0,00	38	121	31,40
2008	1	27	3,70	9	30	30,00	2	31	6,45	12	88	13,64
2009	10	36	27,78	19	57	33,33	24	63	38,10	53	156	33,97
2010	3	42	7,14	41	87	47,13	4	49	8,16	48	178	26,97
2011	-	31	0,00	15	61	24,59	-	33	0,00	15	125	12,00
2012	-	35	0,00	20	60	33,33	5	38	13,16	25	133	18,80
2013	18	57	31,58	23	63	36,51	7	44	15,91	48	164	29,27
2014	9	48	18,75	22	70	31,43	5	54	9,26	36	172	20,93
Total	128	1 041	12,30	552	1 638	33,70	346	1 183	29,25	1 026	3 862	26,57

Tableau 10. Résumé de l'estimation (moyenne), de l'erreur-type (ET) et de la signification (Sig) des coefficients des modèles linéaires généraux et des modèles avec augmentation des zéros utilisés pour normaliser la CPUE de Dolly Varden de la rivière aux Rats. Les seuils de signification sont  $p < 0,0001$  (\*\*\*),  $p < 0,001$  (\*\*),  $p < 0,05$  (\*). Le binôme négatif (BN), les degrés de liberté (df), le logarithme-vraisemblance maximisé (log L), le critère d'information d'Akaike (CIA), la différence entre le poids individuel et le poids minimal du CIA ( $w_i$ ) et les prises nulles observées et attendues ont été inclus.

	Modèles linéaires généralisés (MLG)									Modèle avec excès de zéros (ZAM)								
	Poisson			Quasi-Poisson			BN			Hurdle			Poisson avec excès de			BN avec excès de		
	Moyenn	ET	Sig	Moyenn	ET	Sig	Moyenn	ET	Sig	Moyenn	ET	Sig	Moyenn	ET	Sig	Moyenn	ET	Sig
<u>Coefficient de capture positif</u>																		
Ordonnée à l'origine	-1,36	0,67	*	-1,36	0,67	*	-2,26	0,69	***	0,72	0,62	-	0,68	0,66	-	0,78	0,66	-
1997	0,04	0,09	-	0,04	0,09	-	0,07	0,09	-	0,07	0,08	-	-0,02	0,08	-	0,07	0,08	-
1998	0,87	0,08	***	0,87	0,08	***	0,91	0,08	***	0,81	0,07	***	0,72	0,07	***	0,80	0,07	***
1999	0,20	0,10	*	0,20	0,10	*	0,20	0,09	*	0,13	0,08	-	0,11	0,09	-	0,13	0,08	-
2000	-0,58	0,10	***	-0,58	0,10	***	-0,65	0,10	***	-0,32	0,08	***	-0,29	0,08	***	-0,32	0,09	***
2001	-0,10	0,09	-	-0,10	0,09	-	-0,13	0,09	-	0,02	0,07	-	-0,02	0,08	-	-0,01	0,07	-
2002	-0,67	0,11	***	-0,67	0,11	***	-0,64	0,10	***	0,58	0,08	***	-0,57	0,10	***	-0,54	0,08	***
2003	-0,70	0,11	***	-0,70	0,11	***	-0,61	0,11	***	0,35	0,10	***	-0,42	0,09	***	-0,33	0,10	**
2004	-1,08	0,11	***	-1,29	0,10	***	-1,33	0,10	***	0,95	0,09	***	-0,90	0,08	***	-0,98	0,09	***
2005	-1,08	0,11	***	-1,08	0,11	***	-0,90	0,11	***	0,70	0,10	***	-0,78	0,09	***	-0,69	0,10	***
2006	-1,84	0,14	***	-1,84	0,14	***	-1,85	0,14	***	-1,20	0,10	***	-1,09	0,10	***	-1,22	0,10	***
2007	-0,73	0,14	***	-0,73	0,14	***	-0,78	0,13	***	-0,59	0,12	***	-0,56	0,12	***	-0,57	0,11	***
2008	0,69	0,15	***	0,69	0,15	***	1,05	0,15	***	0,68	0,14	***	0,55	0,13	***	0,69	0,14	***
2009	-0,65	0,15	***	-0,65	0,15	***	-0,55	0,13	***	-0,57	0,10	***	-0,61	0,12	***	-0,60	0,11	***
2010	-0,57	0,12	***	-0,57	0,12	***	-0,51	0,11	***	-0,54	0,09	***	-0,59	0,10	***	-0,53	0,09	***
2011	0,29	0,16	-	0,29	0,16	-	0,32	0,13	*	0,13	0,12	-	0,06	0,15	-	0,14	0,11	-
2012	-0,19	0,13	-	-0,19	0,13	-	-0,08	0,12	-	-0,14	0,10	-	-0,24	0,11	*	-0,14	0,10	-
2013	-1,09	0,13	***	-1,09	0,13	***	-1,00	0,12	***	0,96	0,11	***	-1,00	0,11	***	-0,94	0,10	***
2014	-0,35	0,19	-	-0,35	0,19	-	-0,16	0,16	-	-0,34	0,14	*	-0,39	0,18	*	-0,36	0,13	**
Date julienne	0,01	0,00	***	0,01	0,00	***	0,02	0,00	***	0,01	0,00	***	0,01	0,00	***	0,01	0,00	***
Longueur du filet	0,00	0,01	-	0,00	0,01	-	0,01	0,01	*	-0,02	0,01	***	-0,03	0,01	**	-0,02	0,01	***
Heure de trempage	-0,03	0,00	***	-0,03	0,00	***	-0,03	0,00	***	-0,04	0,00	***	-0,04	0,00	***	-0,04	0,00	***
Température de l'eau	0,05	0,01	***	0,05	0,01	***	0,05	0,01	***	0,03	0,01	***	0,04	0,01	***	0,03	0,01	***
Maille 4,5"	-0,17	0,05	**	-0,17	0,05	**	-0,24	0,05	***	-0,18	0,04	***	-0,12	0,04	**	-0,18	0,04	***
Maille 5,0"	-0,02	0,24	-	-0,02	0,24	-	-0,24	0,14	-	0,11	0,14	-	-0,03	0,22	-	-0,09	0,14	-
Pas de débris	0,34	0,09	***	0,34	0,09	***	0,36	0,09	***	0,26	0,08	**	0,26	0,08	**	0,26	0,08	**
Quelques débris	0,13	0,09	-	0,13	0,09	-	0,14	0,09	-	0,12	0,08	-	0,12	0,08	-	0,12	0,08	-
<u>Coefficients du modèle avec excès de zéros (binôme avec lien logit)</u>																		
Ordonnée à l'origine	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-8,46	1,31	***	8,52	1,36	***	9,97	1,76	***
1997	-	-	-	-	-	-	-	-	-	0,34	0,28	-	-0,36	0,28	-	-0,33	0,34	-
1998	-	-	-	-	-	-	-	-	-	3,03	1,03	**	-3,03	1,03	**	-4,09	3,90	-
1999	-	-	-	-	-	-	-	-	-	0,51	0,30	-	-0,53	0,30	-	-0,48	0,35	-

	Modèles linéaires généralisés (MLG)									Modèle avec excès de zéros (ZAM)								
	Poisson			Quasi-Poisson			BN			Hurdle			Poisson avec excès de			BN avec excès de		
	Moyenn	ET	Sig	Moyenn	ET	Sig	Moyenn	ET	Sig	Moyenn	ET	Sig	Moyenn	ET	Sig	Moyenn	ET	Sig
2000	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-1,28	0,23	***	1,28	0,23	***	1,42	0,28	***

Tableau 10 (suite)

	Poisson			Quasi-Poisson			Binôme négatif (BN)			Hurdle			Poisson avec excès de			BN avec excès de zéros		
	Moyenn	ET	Sig	Moyenn	ET	Sig	Moyen	ET	Sig	Moyenn	ET	Sig	Moyenne	ET	Sig	Moyenn	ET	Sig
2001	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-0,38	0,22		0,38	0,23		0,55	0,28	*
2002	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-0,44	0,23		0,43	0,23		0,46	0,28	
2003	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-1,12	0,24	***	1,12	0,24	***	1,33	0,29	***
2004	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-1,78	0,24	***	1,70	0,24	***	1,59	0,31	***
2005	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-0,92	0,24	***	0,89	0,24	***	0,84	0,31	**
2006	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-2,30	0,25	***	2,22	0,25	***	2,13	0,29	***
2007	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-0,91	0,27	***	0,88	0,27	**	0,93	0,32	**
2008	-	-	-	-	-	-	-	-	-	1,03	0,44	*	-1,08	0,45	*	-1,23	0,58	*
2009	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-0,30	0,28		0,23	0,28		0,02	0,36	
2010	-	-	-	-	-	-	-	-	-	0,03	0,28		-0,10	0,28		-0,25	0,34	
2011	-	-	-	-	-	-	-	-	-	1,39	0,33	***	-1,47	0,34	***	-1,65	0,38	***
2012	-	-	-	-	-	-	-	-	-	0,23	0,32		-0,28	0,33		-0,39	0,41	
2013	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-0,63	0,28	*	0,49	0,29		0,31	0,37	
2014	-	-	-	-	-	-	-	-	-	0,53	0,34		-0,62	0,38		-1,46	0,57	*
Date julienne	-	-	-	-	-	-	-	-	-	0,02	0,00	***	-0,02	0,01	***	-0,02	0,01	***
Longueur du filet	-	-	-	-	-	-	-	-	-	0,13	0,01	***	-0,14	0,01	***	-0,17	0,01	***
Heure de trempage	-	-	-	-	-	-	-	-	-	0,05	0,01	***	-0,06	0,01	***	-0,09	0,01	***
Température de l'eau	-	-	-	-	-	-	-	-	-	0,08	0,02	***	-0,08	0,02	***	-0,09	0,03	***
Maille 4,5"	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-0,44	0,11	***	0,44	0,11	***	0,51	0,15	***
Maille 5,0"	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-0,47	0,26		0,45	0,29		0,89	0,41	*
Pas de débris	-	-	-	-	-	-	-	-	-	0,62	0,18	***	-0,60	0,19	**	-0,62	0,23	**
Quelques débris	-	-	-	-	-	-	-	-	-	0,21	0,17	-	-0,21	0,18	-	-0,23	0,22	-
df	27			27			28			55			54			55		
logL	-18 576			-18 576			-10 822			-10 340			-14 230			-10 340		
CIA	37 205			37 205			21 701			20 785			28 573			20 792		
CIA-AINmin	16 420			NA			916			0			7 788			7		
moyen	0			NA			0			0,96			0			0,04		
Zéro prise	1 025			1 025			1 025			1 025			1 025			1 025		
Zéro prise prévue	119			119			764			1 025			1 025			1 032		

Tableau 11. Résumés de l'analyse statistique de l'observation biologique du Dolly Varden dans le réseau hydrographique de la rivière aux Rats, 1986-2014. a) les statistiques de base sur la longueur de la fourchette et le poids brut, y compris la moyenne, la médiane, l'écart-type (ET) et la plage, ainsi que les paramètres de régression longueur-poids comme les valeurs  $a$  et  $b$  sont des coefficients de régression,  $r^2$  et  $n$  sont le coefficient de corrélation au carré et la taille de l'échantillon; et b) les paramètres du modèle de croissance de von Bertalanffy, y compris  $L_\infty$ ,  $W_\infty$ ,  $K$ ,  $t_0$ , la longueur infinie de la fourche et le poids brut, le taux de croissance de Brody et l'âge lorsque la longueur de la fourche ou le poids brut approchent de zéro,  $\sigma$  est l'écart type.

a)

	Mâles	Femelles	Combinés
Longueur à la	-	-	-
Moyenne	457	460	447
Médiane	450	460	449
ET	82	64	79
Fourchette	100–767	84–667	57–767
Poids brut (g)	-	-	-
Moyenne	1 262	1 160	1 089
Médiane	1 100	1 060	995
ET	699	481	561
Fourchette	9–6,000	6–4,450	2–6,000
Log(a)	-10,3648	-8,9626	-10,4119
$a$	3.15E-05	1.28E-04	3.01E-05
$b$	2,8426	2,6032	2,8377
$r^2$	0,8892	0,7947	0,8998
$n$	3230	7040	13549

b)

	Mâles		Femelles		Tous	
	Moyenne	ET	Moyenne	ET	Moyenne	ET
Longueur de la fourche (mm)~Âge ( $t$ : années)						
$\log(L_\infty)$	6,5163	0,0524	6,3540	0,0355	6,4228	0,0538
$\log(K)$	-1,5509	0,0938	-1,2069	0,0770	-1,3921	0,1046
$t_0$	0,0000	0,0001	0,0000	0,0001	0,0000	0,0001
$\log(\sigma)$	-2,9441	0,2357	-3,0079	0,2357	-2,7564	0,2357
$L_\infty$	676,07	-	574,79	-	615,72	-
$K$	0,2121	-	0,2991	-	0,2486	-
$\sigma$	0,0526	-	0,0494	-	0,0635	-
$n$	2 535	-	4 499	-	7 139	-
Poids brut (g)~Âge ( $t$ : années)						
$\log(W_\infty)$	8,3871	0,3091	7,8943	0,2636	8,0282	0,2971
$\log(K)$	-1,6916	0,1812	-1,4609	0,1879	-1,5034	0,1919
$t_0$	0,0000	0,0001	0,0000	0,0001	0,0000	0,0001
$\log(\sigma)$	-1,2982	0,2357	-1,2184	0,2357	-1,1397	0,2357
$W_\infty$	4390,07	-	2681,95	-	3 066,22	-

	Mâles		Femelles		Tous	
	Moyenne	ET	Moyenne	ET	Moyenne	ET
<i>K</i>	0,1842	-	0,2320	-	0,2224	-
<i>σ</i>	0,2730	-	0,2957	-	0,3199	-

Tableau 12. Mortalité naturelle du Dolly Varden de la rivière aux Rats, estimée pour chaque âge selon le sexe (mâle et femelle) et pour les deux sexes combinés (tous), à l'aide de trois modèles empiriques (cycle biologique, longueur à l'âge et poids à l'âge). La moyenne géométrique de ces trois modèles est également estimée.

a)

Âge	Caractéristiques du cycle biologique (Chen et Watanabe 1989)			Données sur la longueur selon l'âge (Gislason <i>et al.</i> 2010)		
	Mâles	Femelles	Tous	Mâles	Femelles	Tous
1	0,8011	0,9589	0,9307	1,5261	1,6986	1,7916
2	0,5233	0,6107	0,5802	0,7689	0,8215	0,8373
3	0,4087	0,4811	0,4485	0,5164	0,5596	0,5531
4	0,3472	0,4157	0,3811	0,3971	0,4423	0,4255
5	0,3095	0,3777	0,3410	0,3301	0,3790	0,3559
6	0,2845	0,3537	0,3152	0,2882	0,3410	0,3135
7	0,2671	0,3377	0,2977	0,2603	0,3166	0,2859
8	0,2545	0,3268	0,2835	0,2408	0,3003	0,2669
9	0,2448	0,3192	0,2758	0,2267	0,2891	0,2535
10	0,2380	0,3140	0,2696	0,2162	0,2812	0,2438
11	0,2326	0,3111	0,2647	0,2083	0,2755	0,2367
12	0,2284	0,3103	0,2610	0,2023	0,2715	0,2313
13	0,2254	0,3116	0,2584	0,1976	0,2685	0,2273
14	0,2233	0,3150	0,2568	0,1939	0,2664	0,2242
15	0,2223	0,3207	0,2563	0,1910	0,2648	0,2218
16	0,2223	0,3289	0,2567	0,1888	0,2637	0,2200
Moyenne géométrique	0,2916	0,3779	0,3289	0,2991	0,3710	0,3351
ET	0,0385	0,0424	0,0443	0,0861	0,0917	0,1003

b)

Âge	Poids selon l'âge (kg) (Lorenzen 1996)			Moyenne géométrique		
	Mâles	Femelles	Tous	Mâles	Femelles	Tous
1	0,6418	0,5626	0,6140	0,9223	0,9713	1,0079
2	0,3882	0,3599	0,3778	0,5385	0,5652	0,5683
3	0,2974	0,2859	0,2938	0,3974	0,4254	0,4177
4	0,2508	0,2477	0,2509	0,3258	0,3571	0,3439
5	0,2226	0,2248	0,2254	0,2833	0,3181	0,3013
6	0,2039	0,2098	0,2087	0,2557	0,2935	0,2742
7	0,1908	0,1994	0,1971	0,2367	0,2773	0,2560
8	0,1812	0,1920	0,1888	0,2231	0,2661	0,2427
9	0,1740	0,1865	0,1828	0,2130	0,2582	0,2338
10	0,1685	0,1825	0,1782	0,2054	0,2526	0,2271
11	0,1642	0,1794	0,1747	0,1996	0,2487	0,2220



---

12	0,1608	0,1770	0,1720	0,1951	0,2461	0,2182
13	0,1580	0,1752	0,1699	0,1916	0,2447	0,2153
14	0,1559	0,1738	0,1683	0,1890	0,2443	0,2132
15	0,1541	0,1727	0,1670	0,1871	0,2448	0,2118
16	0,1527	0,1718	0,1660	0,1857	0,2461	0,2109
Médiane	0,2088	0,2176	0,2165	0,2631	0,3125	0,2879
ET	0,0318	0,0255	0,0291	0,0480	0,0473	0,0516

---

Tableau 13. Paramètres du modèle d'analyse stochastique de la réduction des stocks fondé sur l'épuisement et quantités de référence pour la gestion des pêches (moyenne, écart-type (ET) et quantiles (y compris les estimations médianes (50 %)) : limite de surpêche en 2000 ( $OFL_{2000}$ ), prises moyennes corrigées de l'épuisement (PMCE), capacité de charge ( $K$ ), RMD basé sur l'abondance (RMDN), rendement maximal durable (RMD), mortalité naturelle ( $M$ ), delta, mortalité par pêche au RMD ( $F_{RMD}$ ) et taux d'exploitation au RMD ( $E_{RMD}$ ), pour le Dolly Varden de la rivière aux Rats. Les paramètres du modèle d'analyse stochastique de réduction des stocks fondés sur l'épuisement sont détaillés dans le tableau 3.

Paramètre	Moyenne	ET	2,50 %	25 %	50 %	75 %	97,50 %
$LS_{2000}$	1 305	612	481	879	1 190	1 594	2 836
PMCE	1 129	183	730	1 011	1 144	1 262	1 437
$K$	19 542	5 790	10 499	15 442	18 804	22 764	32 769
$N_{RMS}$	7 778	2 357	4 108	6 131	7 466	9 090	13 255
RMD	1 247	312	722	1 034	1 217	1 419	1 971
$M$	0,2901	0,1275	0,1157	0,1991	0,2653	0,3556	0,6050
Delta	0,5999	0,0977	0,4019	0,5331	0,6026	0,6694	0,7792
$F_{RMD}$	0,2320	0,1135	0,0823	0,1525	0,2087	0,2863	0,5129
$E_{RMD}$	0,1737	0,0627	0,0742	0,1277	0,1658	0,2120	0,3144

Tableau 14. Paramètres du modèle de production excédentaire et quantités de référence pour la gestion des pêches (moyenne, écart-type (ET) et quantiles (y compris les estimations médianes (50 %)), estimés soit par des estimations du maximum de vraisemblance (EMV), soit par la chaîne de Markov Monte Carlo (MCMC) pour le Dolly Varden de la rivière aux Rats. Les paramètres du modèle sont détaillés dans le tableau 4.

Variable	Moyenne	ET	2,50 %	25 %	50 %	75 %	97,50 %
EMV							
$\log(K)$	10,0030	0,0139	-	-	-	-	-
$\log q$	-7,6374	0,1055	-	-	-	-	-
$\log(\sigma)$	4,2767	0,2694	-	-	-	-	-
$\log(\tau)$	2,4987	0,1489	-	-	-	-	-
$K$	22 093	307	-	-	-	-	-
$r$	0,1819	0,0287	-	-	-	-	-
$q$	4.82E-04	-	-	-	-	-	-
$\sigma$	0,1178	-	-	-	-	-	-
$\tau$	0,2867	-	-	-	-	-	-
$N_{RMD}$	11 047	-	-	-	-	-	-
RMD	1 005	-	-	-	-	-	-
$F_{RMD}$	0,0909	-	-	-	-	-	-
$E_{RMD}$	0,2401	-	-	-	-	-	-
MCMC							
$N_{RMD}$	16 273	7 042	11 094	12 014	13 689	17 403	38 293
RMD	2 653	1 385	1 288	1 812	2 242	2 969	6 788
$F_{RMD}$	0,1610	0,0315	0,1058	0,1384	0,1584	0,1815	0,2302
$N_{RMD}$	1,8952	0,0686	1,7072	1,8698	1,9127	1,9402	1,9756
$F/F_{RMD}$	0,0932	0,0373	0,0289	0,0676	0,0910	0,1150	0,1764
$E_{RMD}$	0,1293	0,0234	0,0875	0,1126	0,1278	0,1448	0,1797

Tableau 15. L'écart-type (ET) pour les paramètres du modèle de dynamique de la population de Dolly Varden de la rivière aux Rats à partir de l'analyse de réduction des stocks fondée sur l'épuisement (ARSE), de la production excédentaire (PE) et des modèles statistiques intégrés de capture à l'âge (iSCAM) : rendement maximal durable (RMD), abondance et biomasse au RMD ( $N_{RMD}$ ,  $B_{RMD}$ ), mortalité par pêche à MSY ( $F_{RMD}$ ), mortalité naturelle ( $M$ ), et taux d'exploitation à MSY ( $E_{RMD}$ ). iSCAM fournit également les estimations de la biomasse reproductrice des stocks (BSB). Une moyenne pour ces paramètres est calculée à l'aide de la variance inverse pondérée (VIP).

Paramètre		Analyse de réduction du stock fondée sur l'épuisement (ARSE)		PE		iSCAM		VIP	
		Médiane	ET	Médiane	ET	Médiane	ET	Médiane	ET
Abondance	$N_{RMD}$	7 466	2 357	13 689	7 042	23 968	13 003	10 813	1 555
	RMD	1 217	312	2 242	1 385	1 007	715	1 301	188
	$F_{RMD}$	0,2087	0,1135	0,1584	0,0315	0,2546	0,1167	0,1842	0,0204
	$M$	0,2653	0,1275	0,2750	0,2020	0,2906	0,0144	0,2873	0,0121
	$E_{RMD}$	0,1658	0,0627	0,1278	0,0234	0,1963	0,0777	0,1486	0,0140
Biomasse	$B_{RMD}$	-	-	-	-	6 520	1 293	6 520	1 293
	RMD	-	-	-	-	1 660	200	1 660	200
	$F_{RMD}$	-	-	-	-	0,2546	0,1167	0,2546	0,1167
	$M$	-	-	-	-	0,2906	0,0144	0,2906	0,0144
	$E_{RMD}$	-	-	-	-	0,1963	0,0777	0,1963	0,0777
BSB	$BSB_{MSY}$	-	-	-	-	642,94	309,66	642,94	309,66
	RMD	-	-	-	-	132,40	105,15	132,40	105,15
	$F_{RMD}$	-	-	-	-	0,2546	0,1167	0,2546	0,1167
	$M$	-	-	-	-	0,2906	0,0144	0,2906	0,0144
	$E_{RMD}$	-	-	-	-	0,1963	0,0777	0,1963	0,0777

Remarque : L'ARSE et la BSB estiment la partie pêchable de la population, ce qui correspond aux poissons > 440 mm pour le Dolly Varden de la rivière aux Rats, tandis que l'iSCAM estime l'abondance et la biomasse de la population selon l'âge.

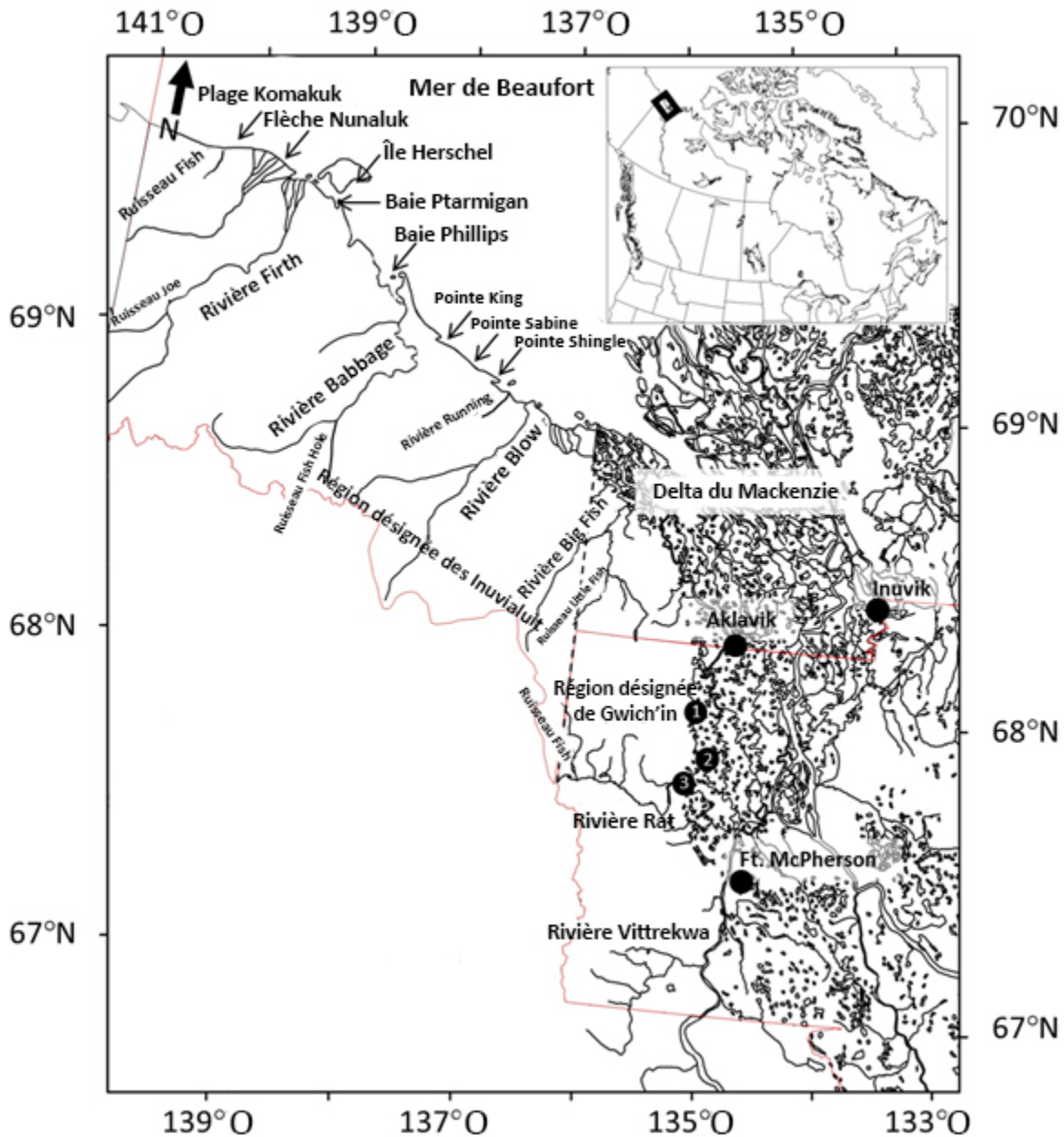


Figure 1. Localités dans la région désignée des Inuvialuit et la région visée par le règlement des Gwich'in (les lignes rouges délimitent les frontières) dans les Territoires du Nord-Ouest, au Canada, où la surveillance communautaire et l'échantillonnage biologique du Dolly Varden de la rivière aux Rats ont eu lieu du début de mai à la mi-septembre : Big Eddy dans le delta du Mackenzie (chenal Husky) (1), l'embouchure de la rivière aux Rats (2) et la rivière aux Rats à Destruction City (3).

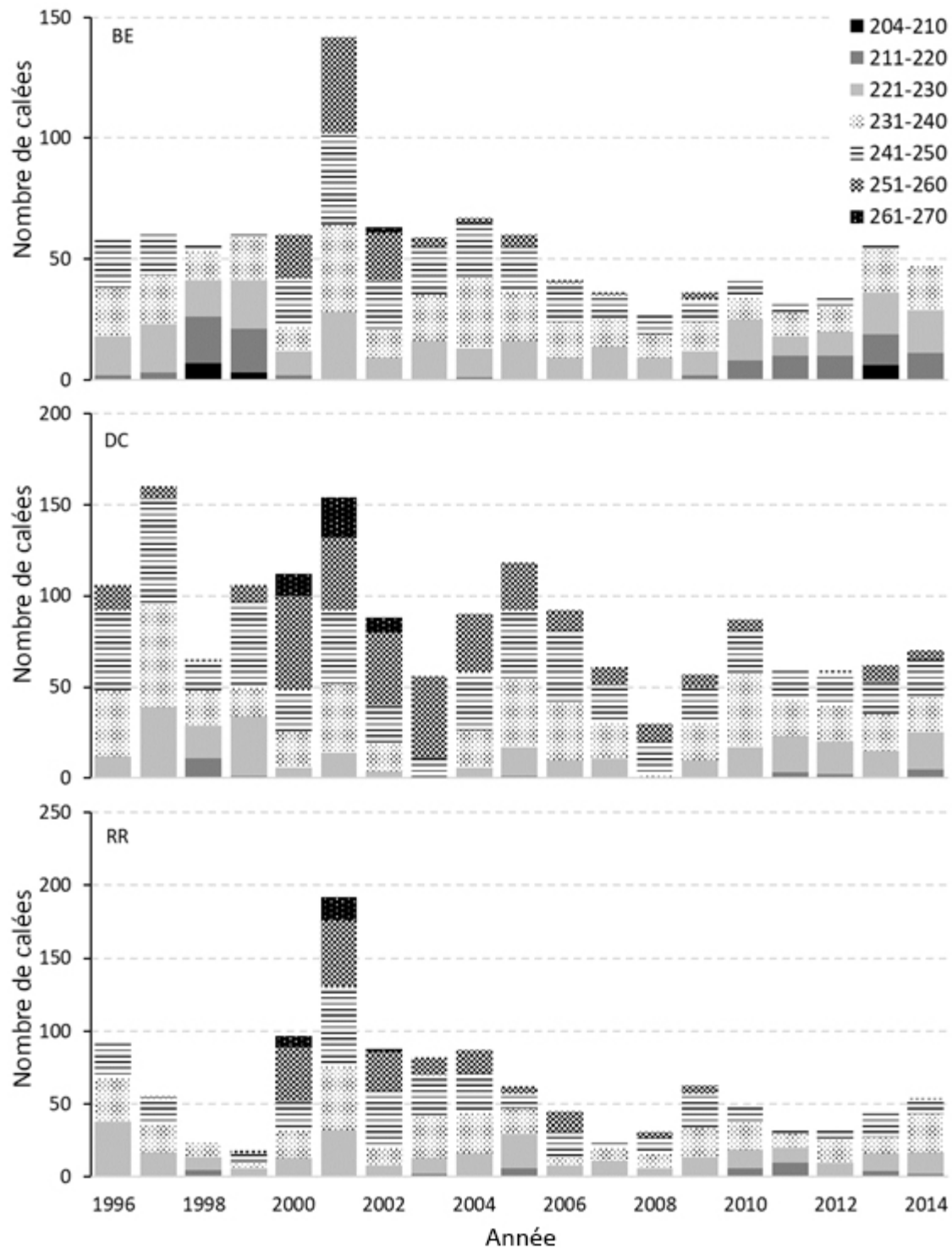


Figure 2. Fréquence définie regroupée par jour de l'année à Big Eddy (BE), Destruction City (DC) et à l'embouchure de la rivière aux Rats (RR), 1996-2014.

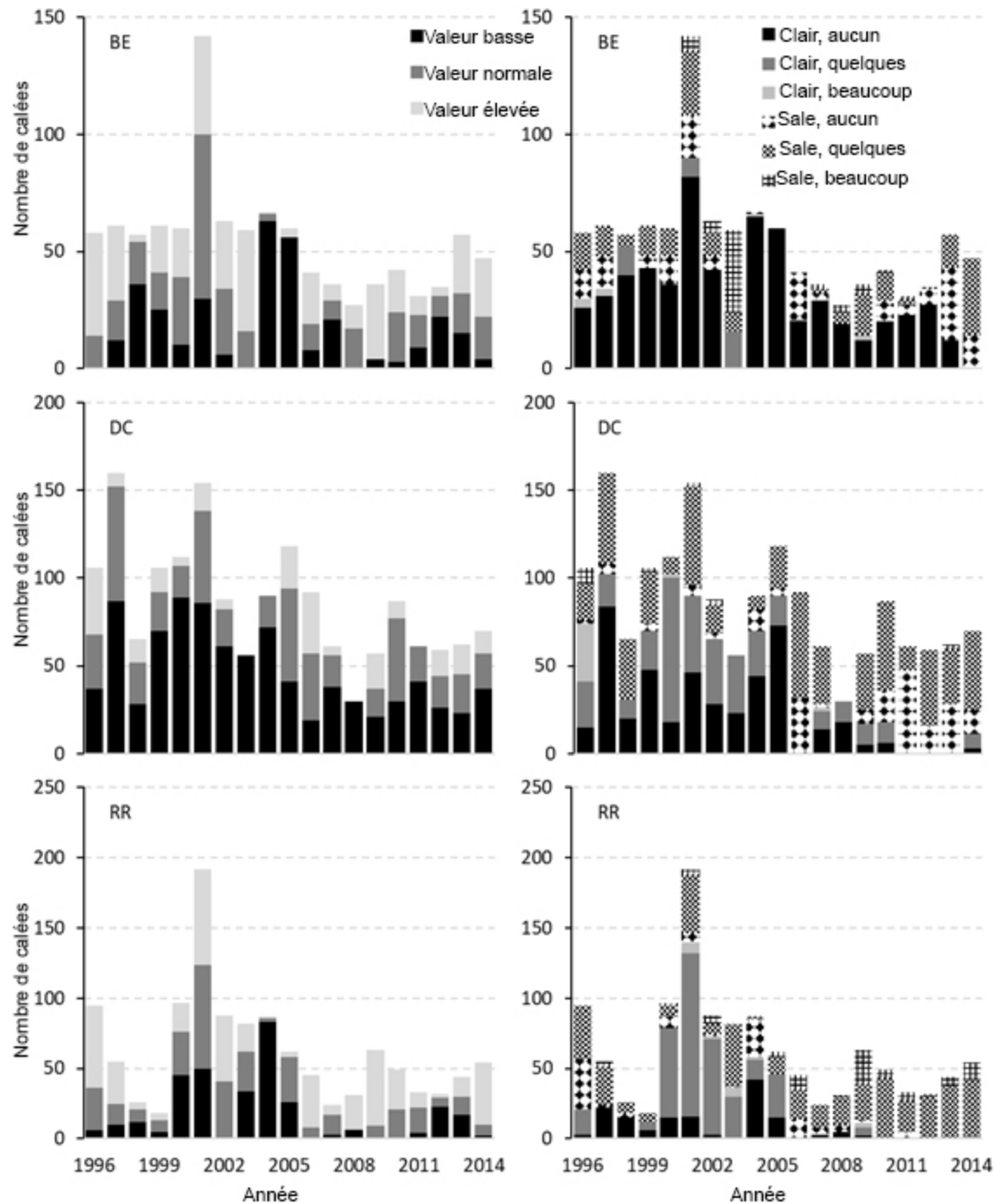


Figure 3. Définir la fréquence regroupée selon le niveau d'eau (panneau de gauche) et la turbidité (panneau de droite) à Big Eddy (BE), Destruction City (DC) et l'embouchure de la rivière aux Rats (RR), 1996-2014.

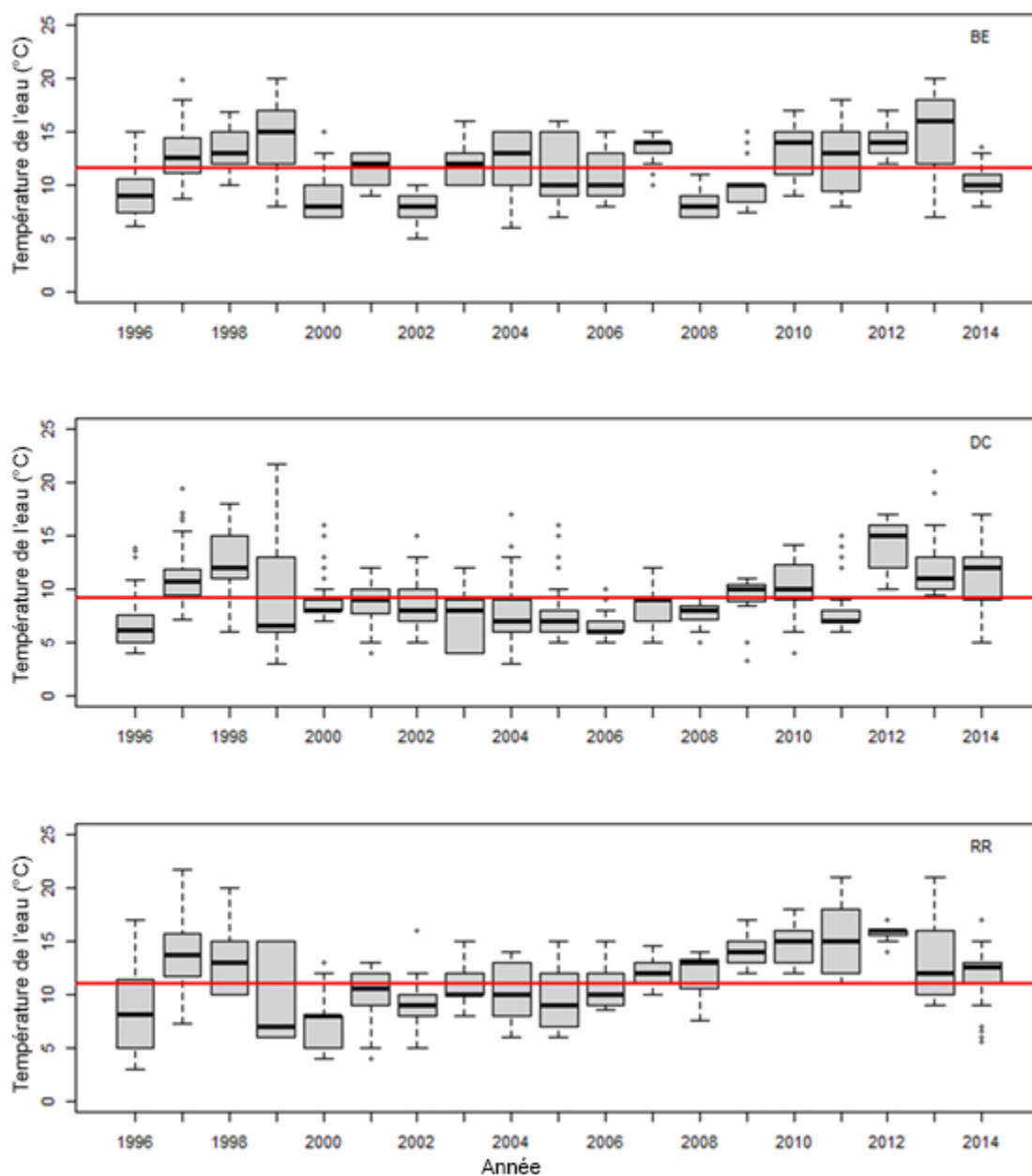


Figure 4. La température de l'eau, présentée sous la forme de diagrammes à cases (barre noire = médiane, boîte grise = premier et troisième quartiles, et ligne pointillée et cercles = plage de valeurs) enregistrée par les surveillants des pêches à Big Eddy (BE), Destruction City (DC) et à l'embouchure de la rivière aux Rats (RR), 1996-2014. La ligne rouge indique les médianes dans l'ensemble de la série chronologique.

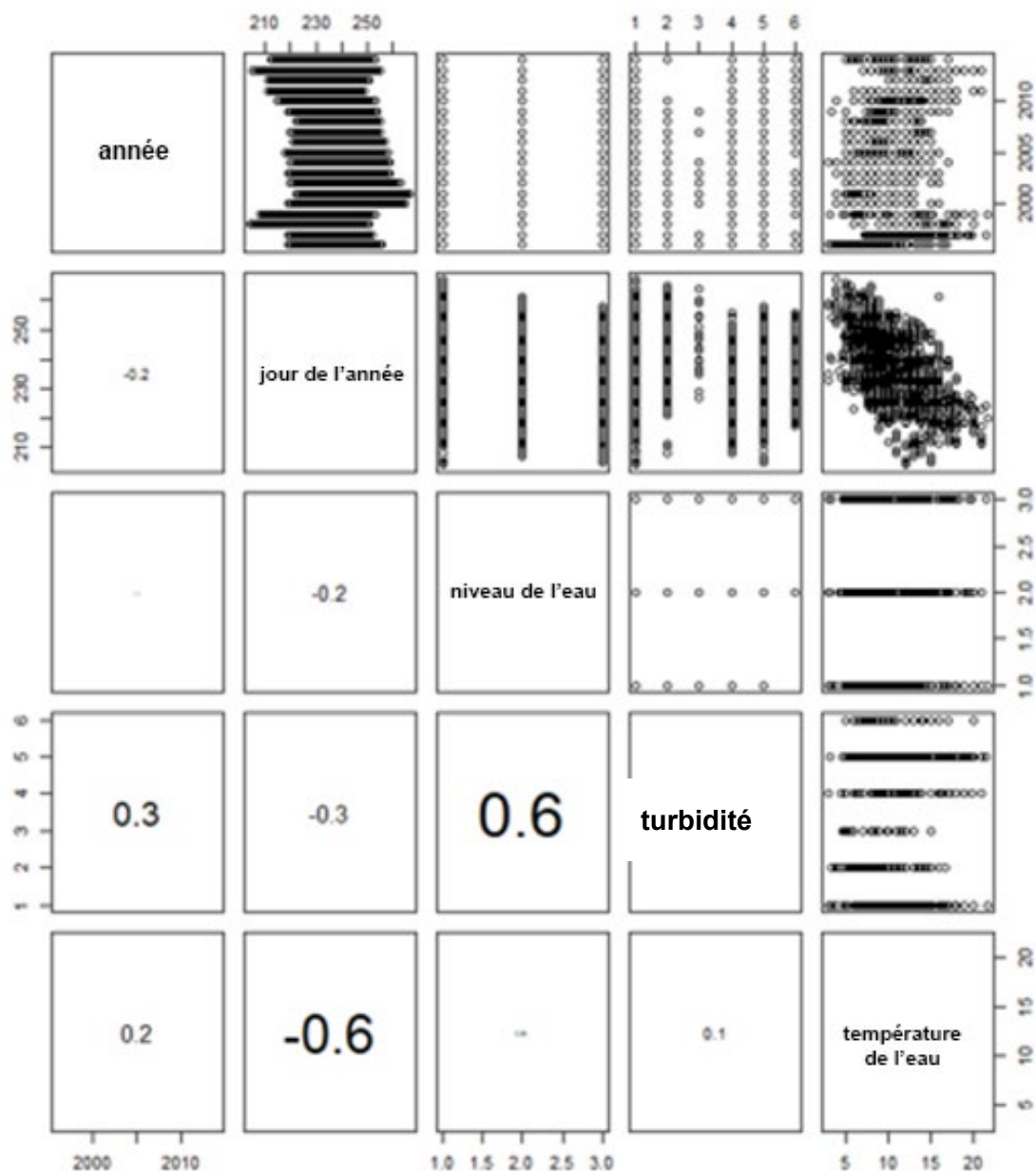


Figure 5. Corrélations par paires pour tester la présence de colinéarité entre des variables indépendantes, l'année, le jour de l'année (JA), le niveau d'eau (niveau), la turbidité et la température de l'eau (temp.e), qui ont été considérées comme des variables candidates pour normaliser la CPUE Dolly Varden de la rivière aux Rats.



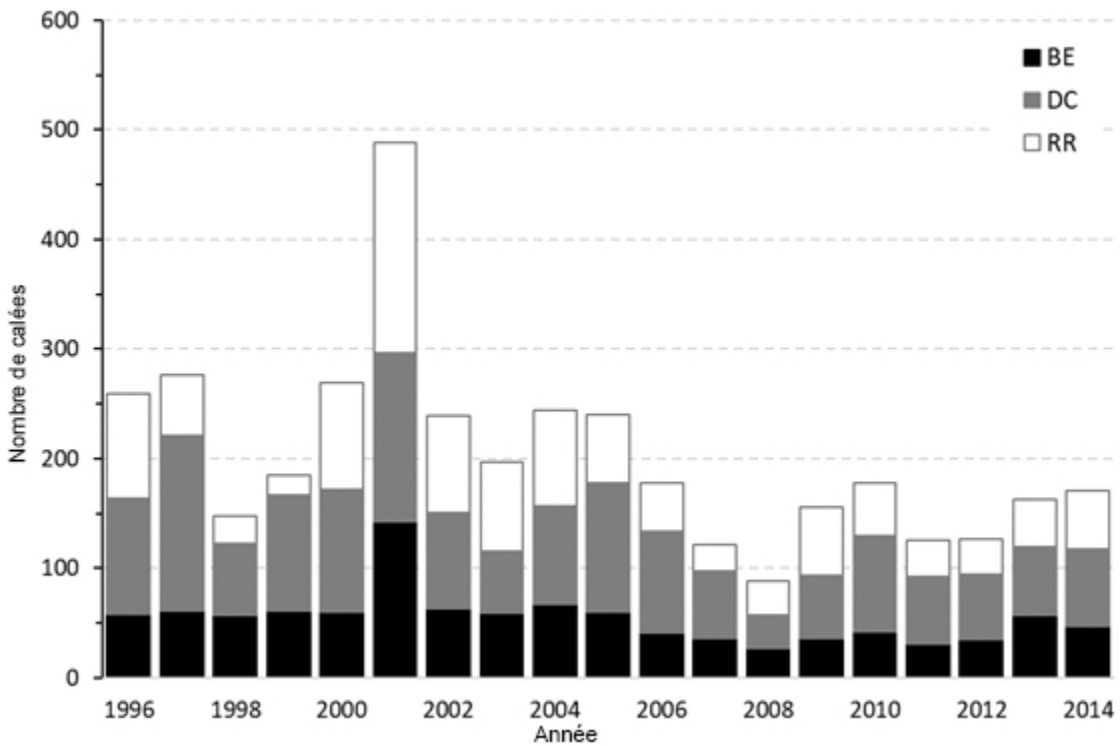


Figure 6. Nombre d'ensembles de filets maillants pendant le Programme de surveillance de la récolte de la rivière aux Rats à Big Eddy (BE), à l'embouchure de la rivière aux Rats (RR) et à Destruction City (DC), de 1996 à 2014.

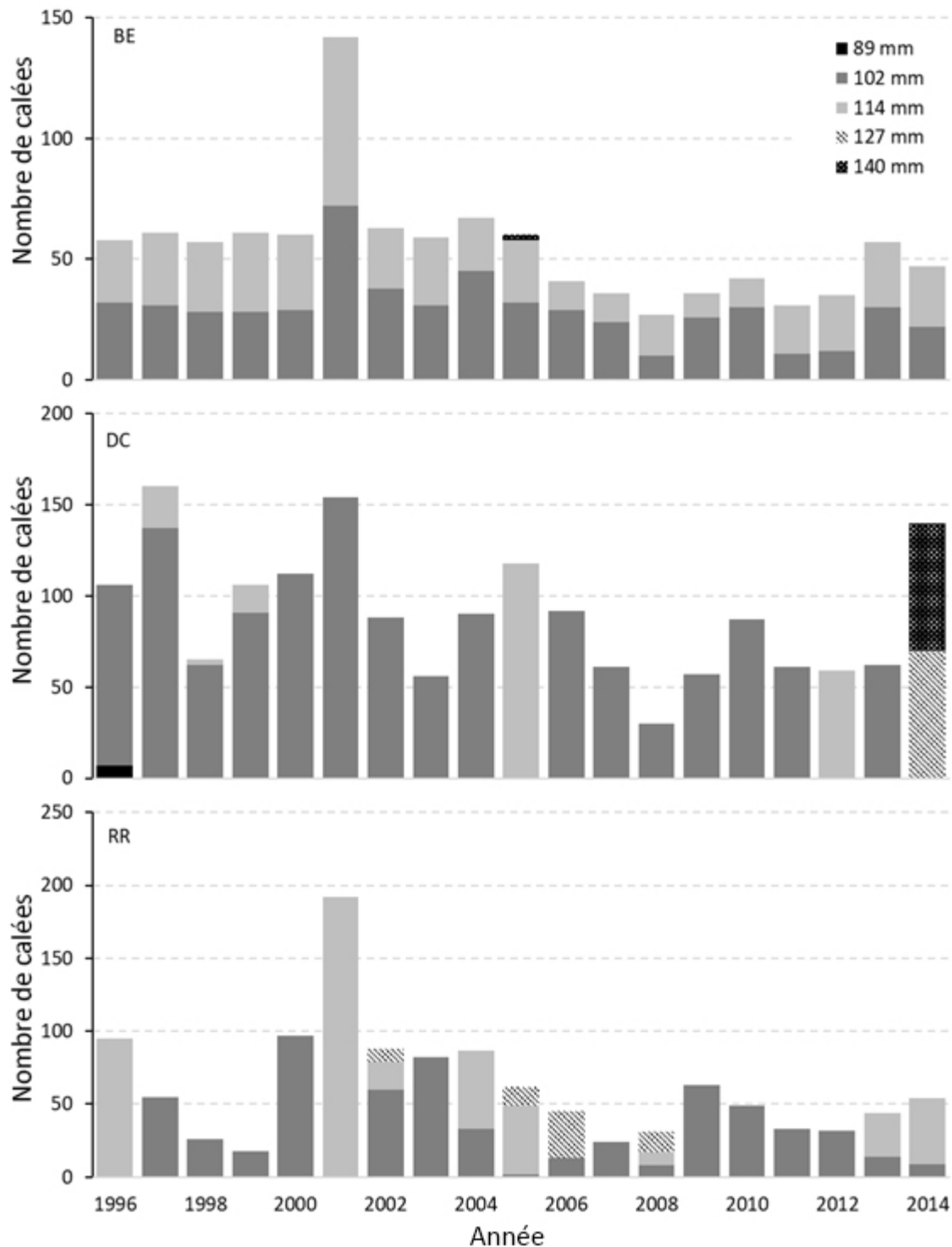


Figure 7. Définir la fréquence par la taille du filet maillant (mm) utilisée par les surveillants des pêches à Big Eddy (BE), Destruction City (DC) et à l'embouchure de la rivière aux Rats (RR), de 1996 à 2014.

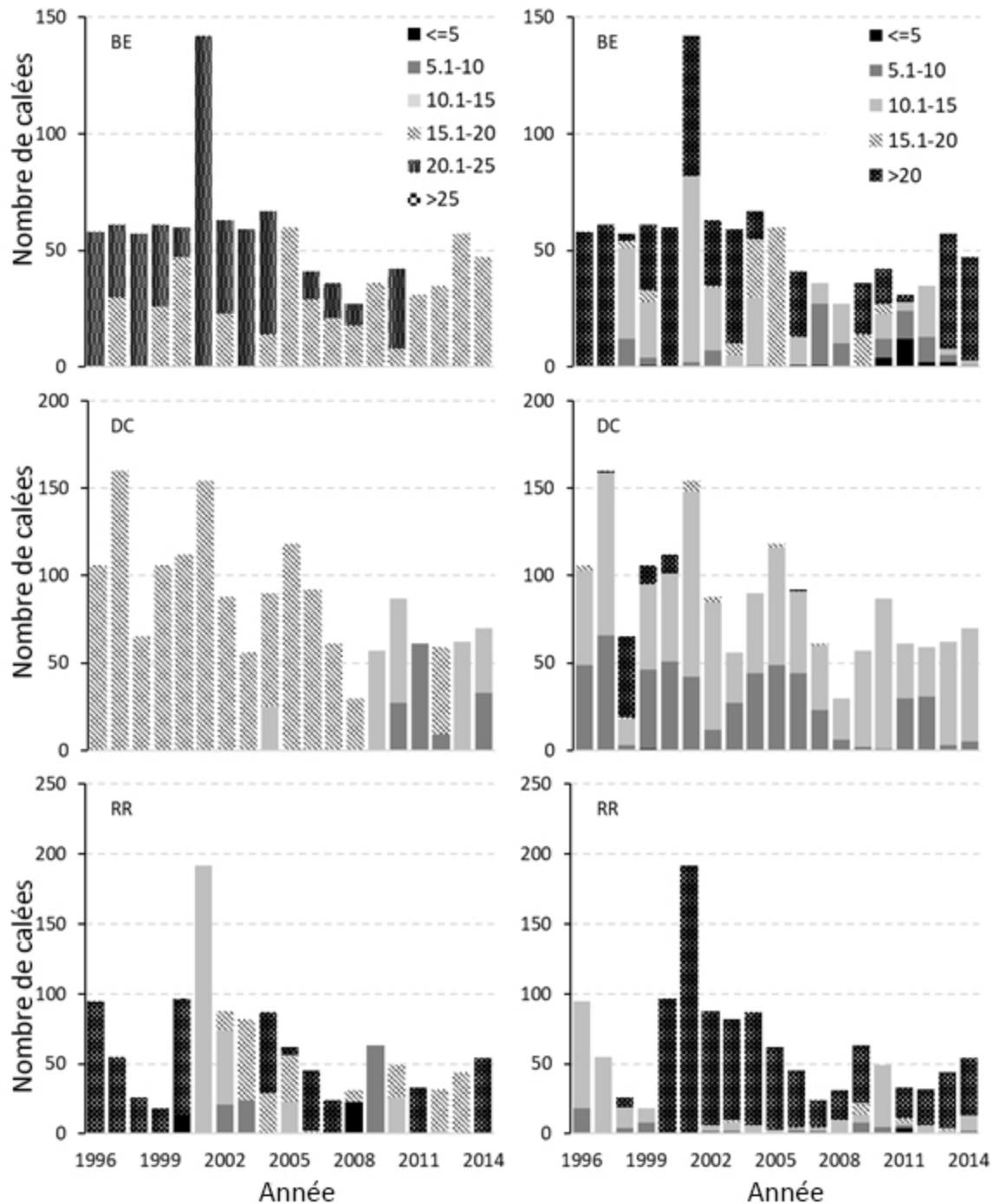


Figure 8. Définir la fréquence regroupée selon la longueur du panneau de filet maillant (colonne de gauche) et les classes d'heures de trempage (colonne de droite) à Big Eddy (BE), Destruction City (DC) et l'embouchure de la rivière aux Rats (RR), 1996-2014.

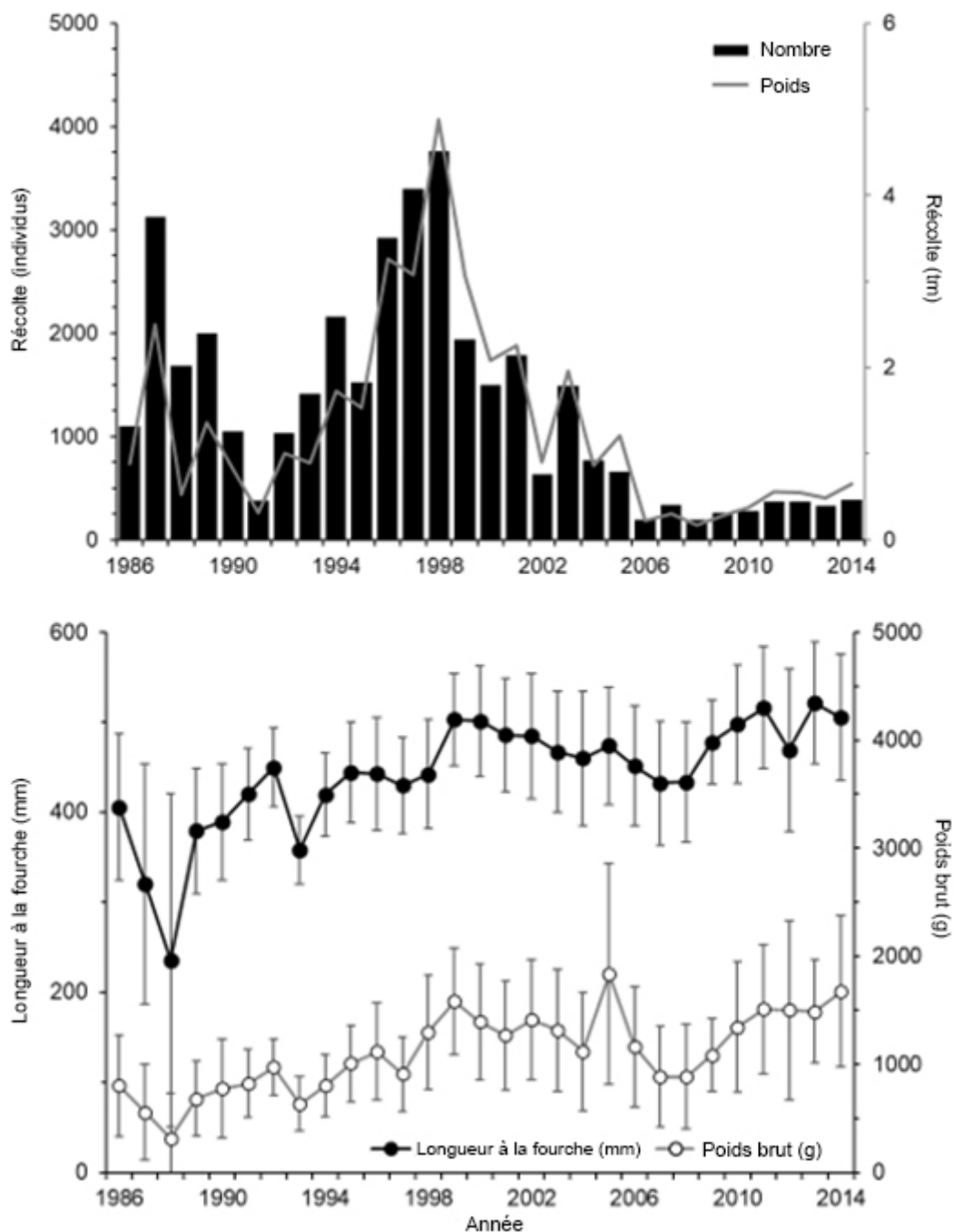


Figure 9. Estimations du nombre de récoltes de subsistance (barre noire) et du poids (tonne métrique, ligne grise) (panneau supérieur) ainsi que de la taille moyenne (panneau inférieur, moyenne  $\pm$  ET) pour le Dolly Varden de la rivière aux Rats, 1986-2014. Une baisse importante de la récolte a mené à la fermeture volontaire de la pêche de subsistance entre 2006 et 2008. Depuis 2009, les pêches ont repris avec une récolte annuelle de moins de 500 poissons.

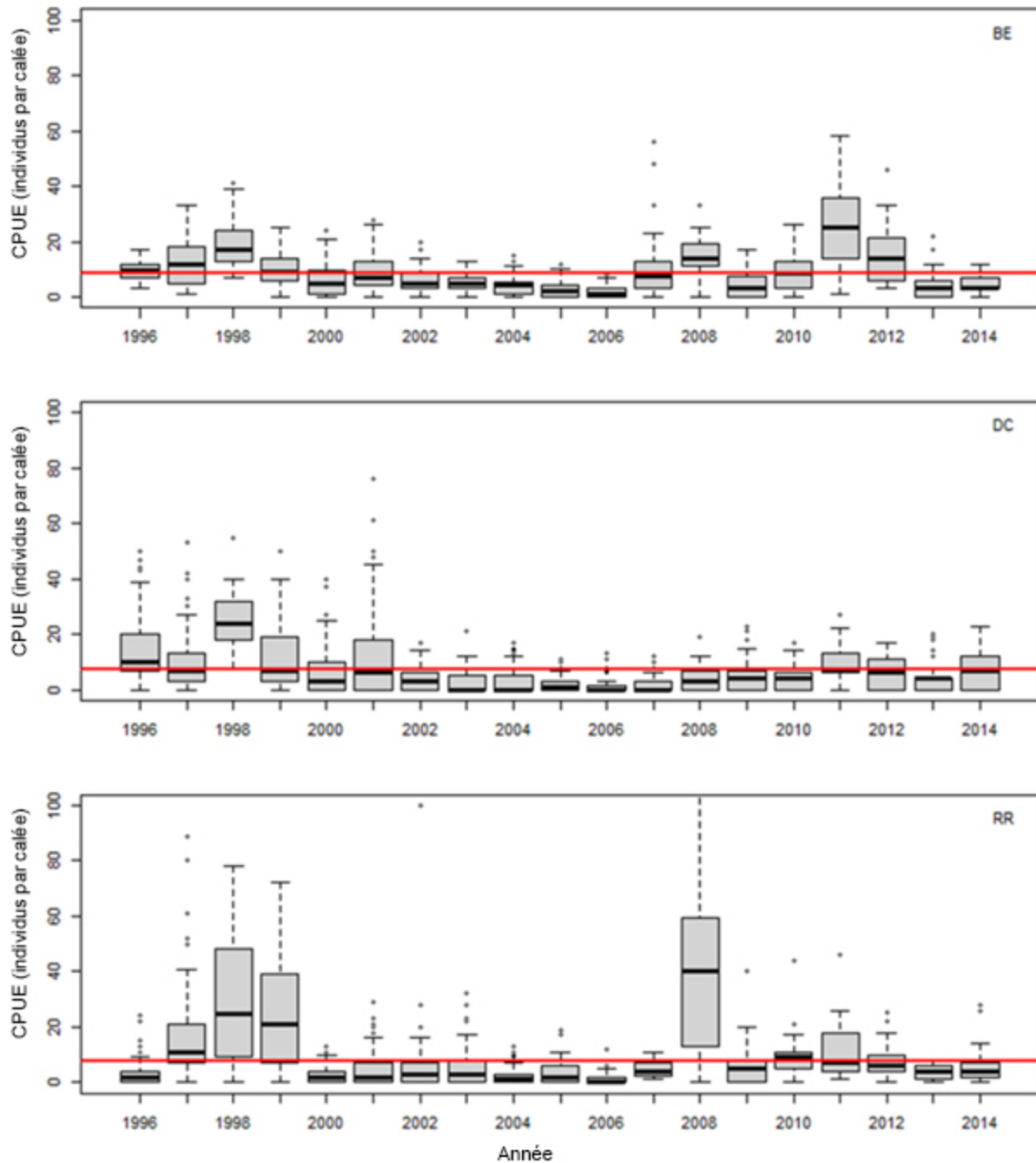


Figure 10. Prises nominales par unité d'effort (CPUE), présentées sous la forme de diagrammes à boîtes (barre noire = médiane, boîte grise = premier et troisième quartiles, ligne pointillée et cercles = plage de valeurs) pour le Dolly Varden de la rivière aux Rats récoltée à Big Eddy (BE), Destruction City (DC), et à l'embouchure de la rivière aux Rats (RR), 1996-2014. La ligne rouge indique les médianes tout au long de la série chronologique.

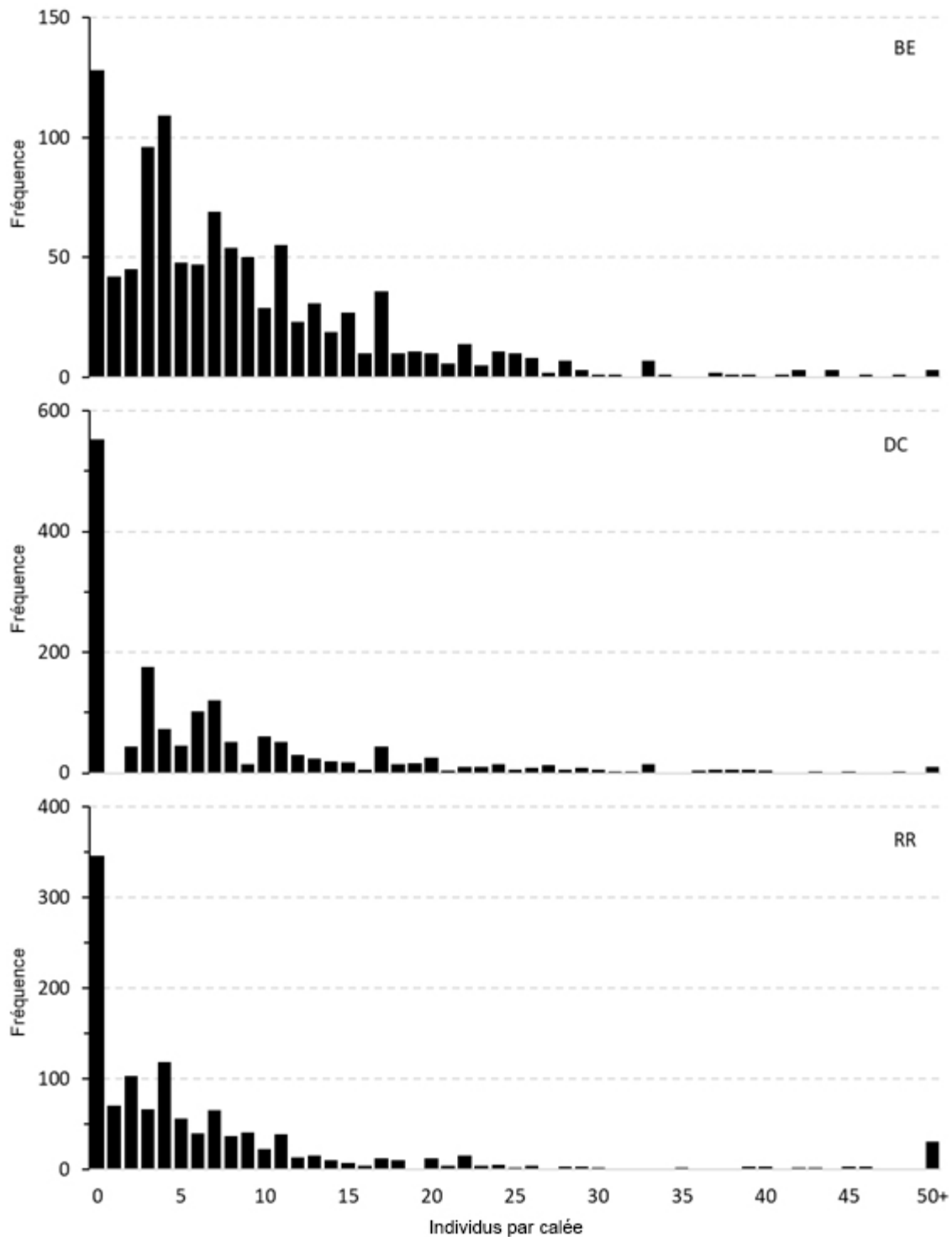


Figure 11. Fréquence de la CPUE nominale pour le Dolly Varden de la rivière aux Rats récoltée par les moniteurs de pêche de subsistance à Big Eddy (BE), Destruction City (DC) et à l'embouchure de la rivière aux Rats (RR), 1996-2014.

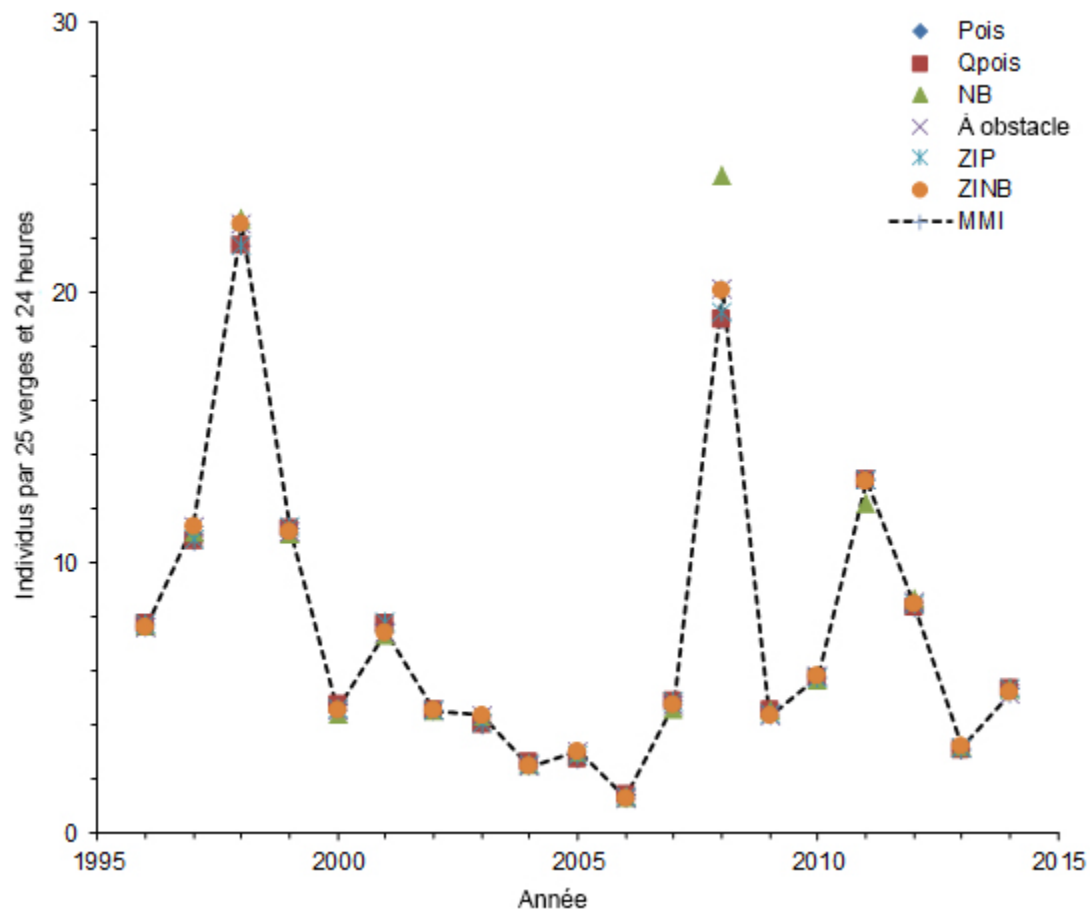


Figure 12. Normalisation des captures par unité d'effort (nombre de poissons par 25 verges et 24 heures) au moyen de modèles linéaires généralisés (Poisson (Pois), quasi-Poisson (Qpois) et binôme négatif (BN)), modèles avec augmentation des zéros (Hurdle, Poisson avec excès de zéros (ZIP) et binôme négatif avec excès de zéros (ZINB), ainsi que de l'inférence multimodèles (MMI) pour le Dolly Varden de la rivière aux Rats, 1996-2014.

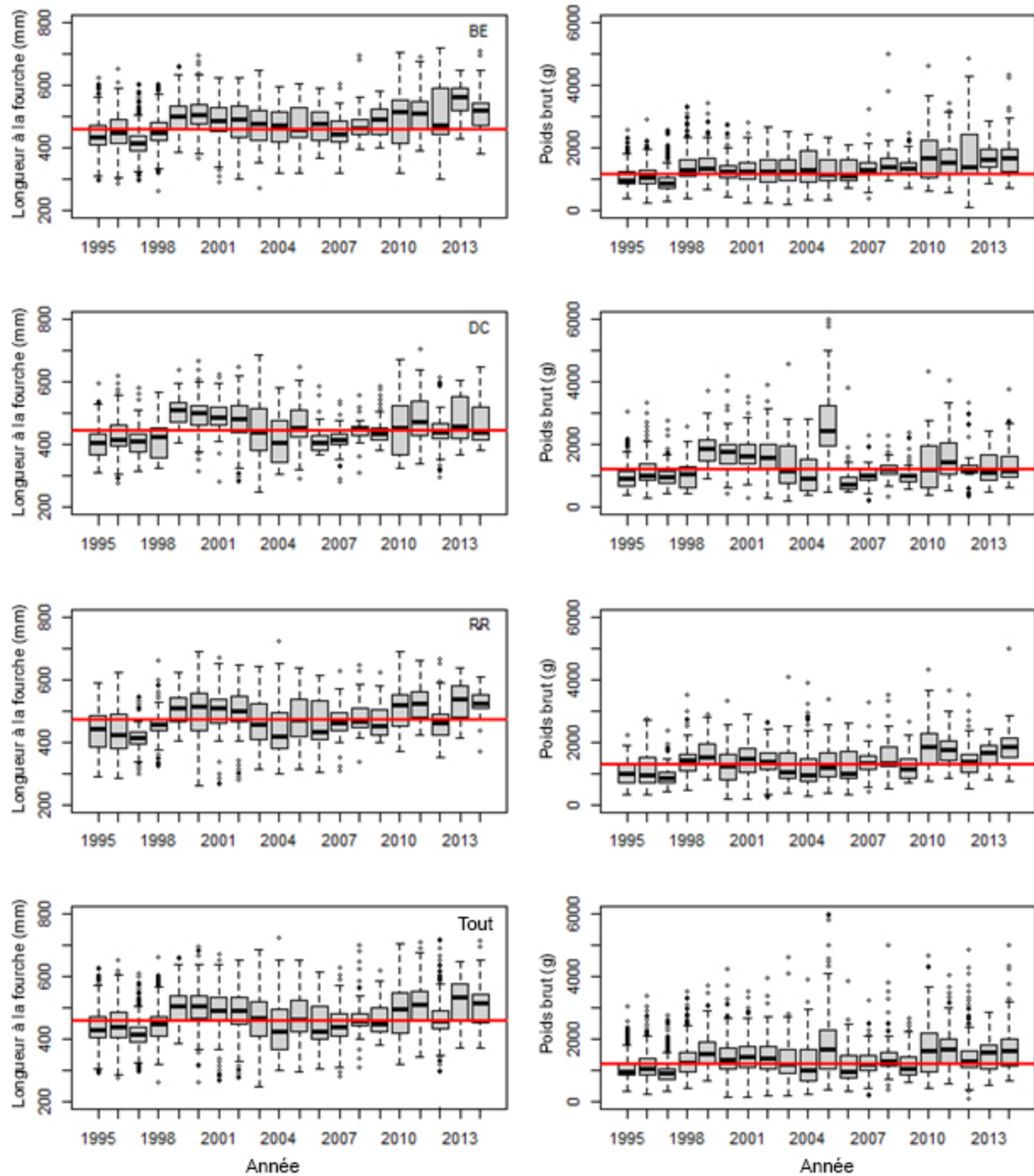


Figure 13. Diagrammes à cases (barre noire = médiane, boîte grise = premier et troisième quartiles, ligne pointillée et cercles = plage de valeurs) pour la longueur de la fourche (panneau de gauche) et le poids rond (panneau de droite) du Dolly Varden de la rivière aux Rats récoltée à Big Eddy (BE), Destruction City (DC) et l'embouchure de la rivière aux Rats (RR), 1995-2014. La ligne rouge indique les médianes tout au long de la série chronologique.



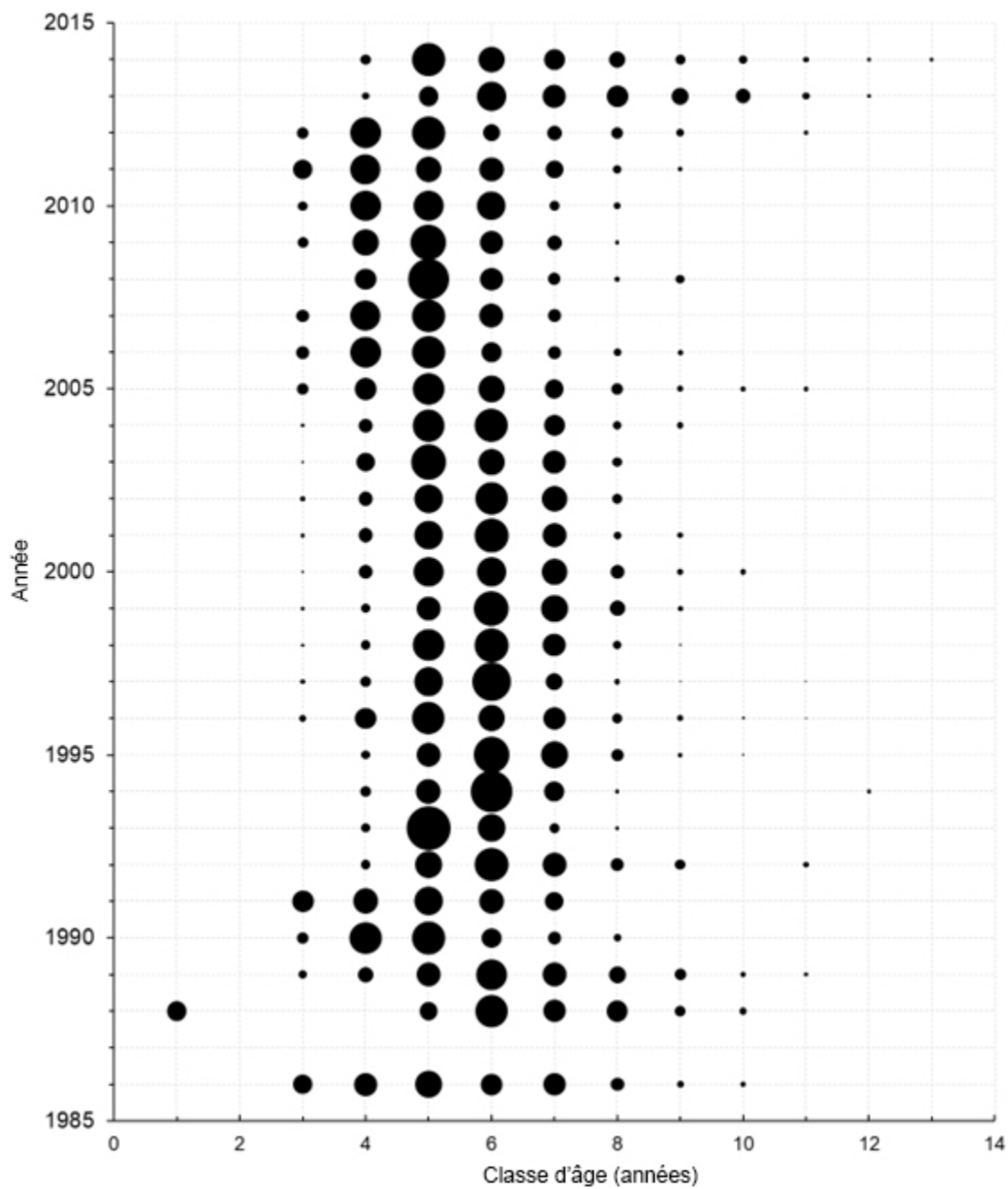


Figure 14. Proportion selon l'âge pour le Dolly Varden de la rivière aux Rats, 1986-2014.

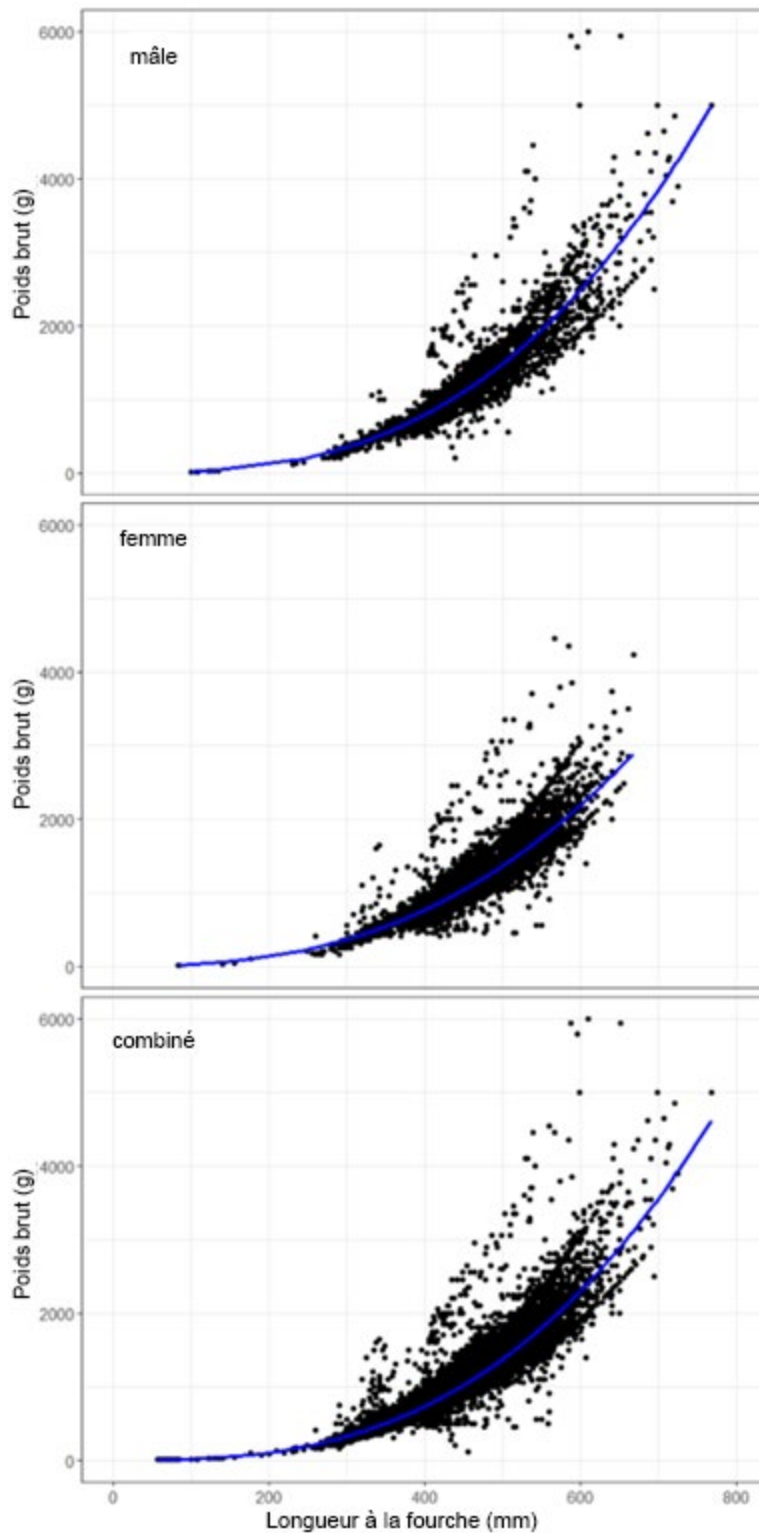


Figure 15. Relation longueur-poids pour le Dolly Varden de la rivière aux Rats d'après les échantillons provenant de toutes les zones (Big Eddy, Destruction City, rivière aux Rats et ruisseau Fish) et de tous les types d'engins (filet maillant, pêche à la ligne, électrochoc, senne et verveux) utilisés pour explorer et surveiller la pêche de subsistance, 1986-2014.

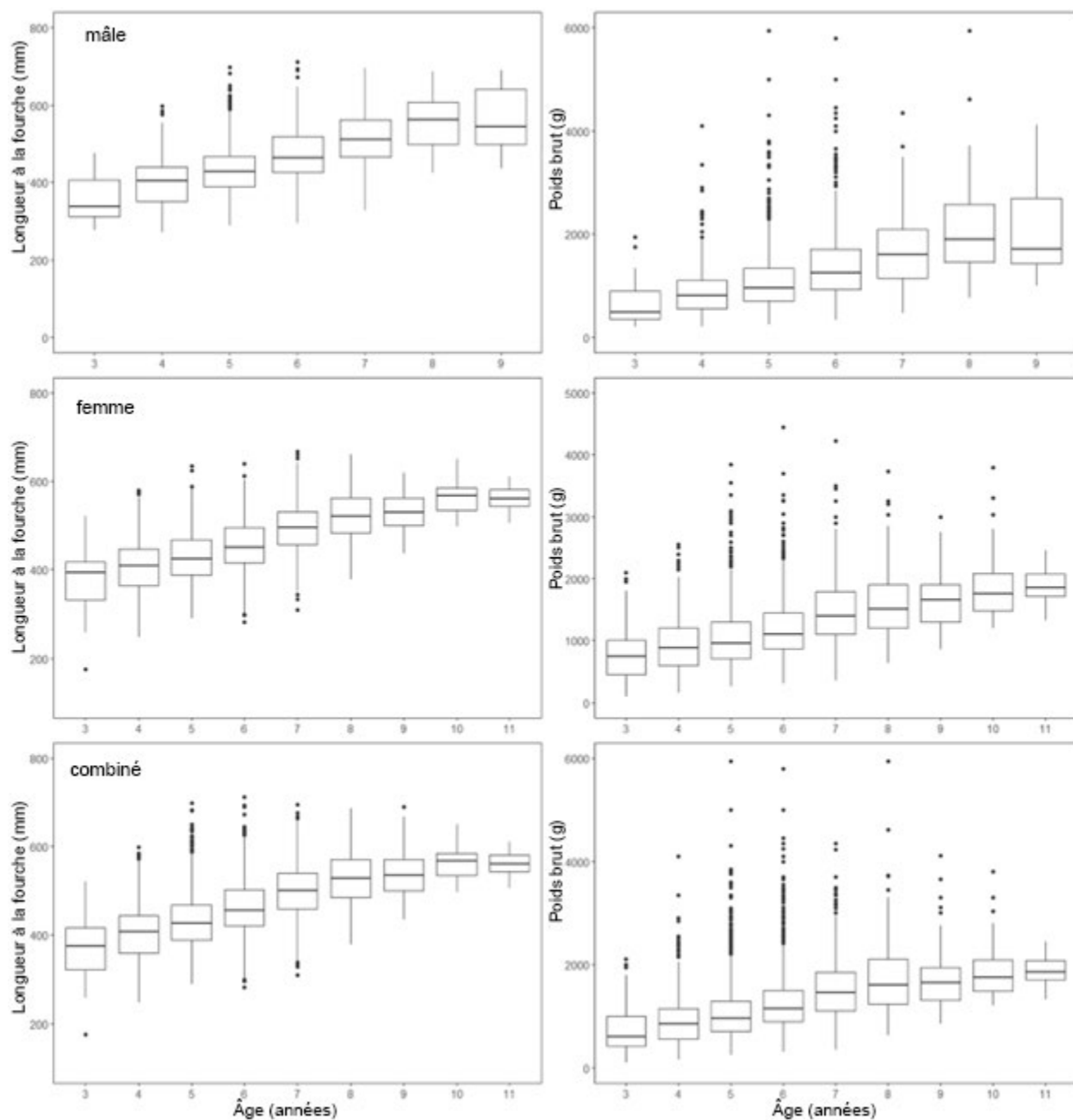


Figure 16. Croissance de la longueur de la fourche (mm) (panneaux de gauche) et du poids brut (g) (panneaux de droite) à l'âge (années) pour le Dolly Varden de la rivière aux Rats, échantillonnée par tous les types d'engins (filet maillant, pêche à la ligne, électrochoc, senne et verveux) dans les zones de récolte de subsistance (Big Eddy, Destruction City, rivière aux Rats et ruisseau Fish), 1986-2014.

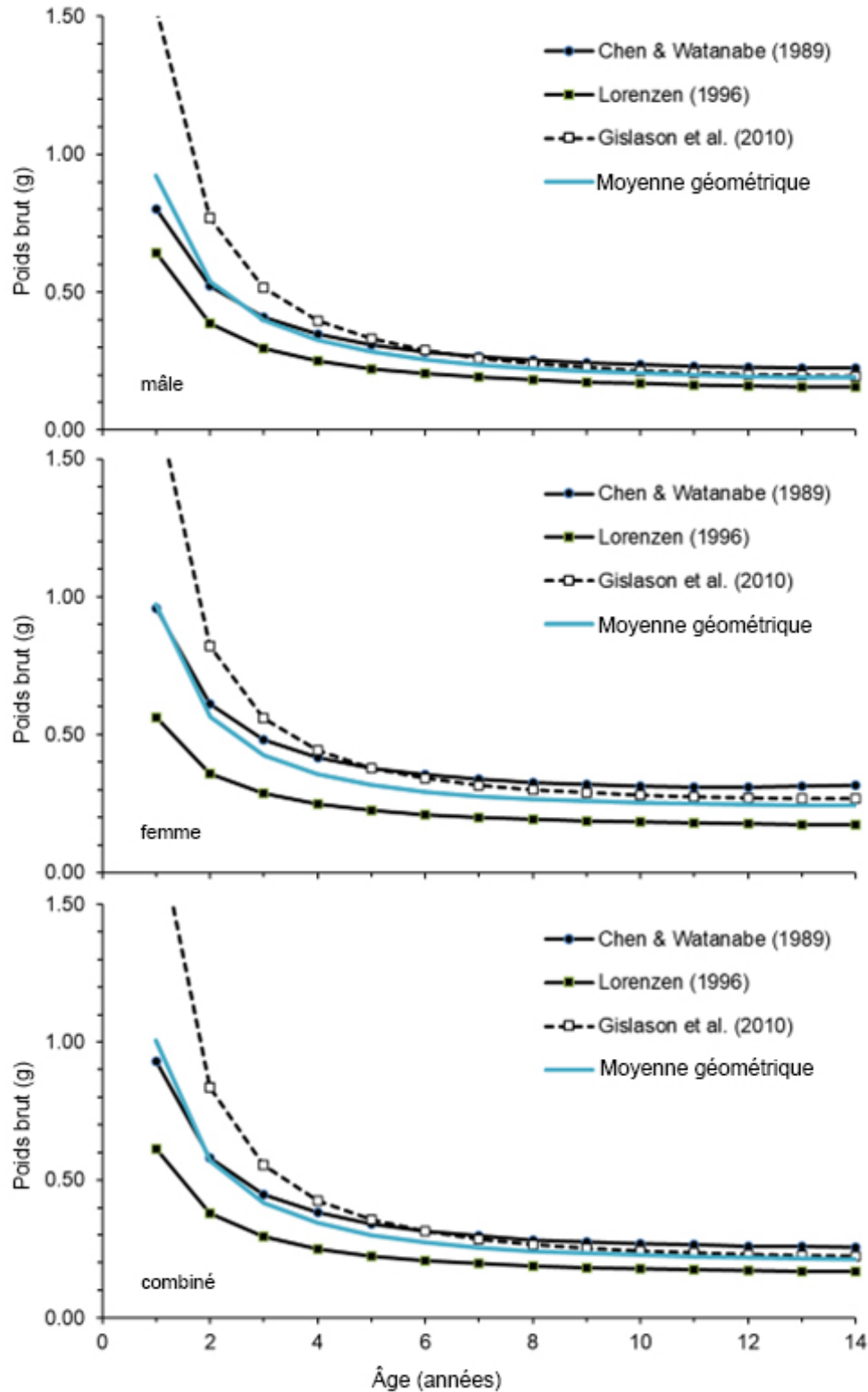


Figure 17. Estimations de la mortalité naturelle à partir de plusieurs modèles de cycle biologique et de la moyenne géométrique pour le Dolly Varden de la rivière aux Rats.

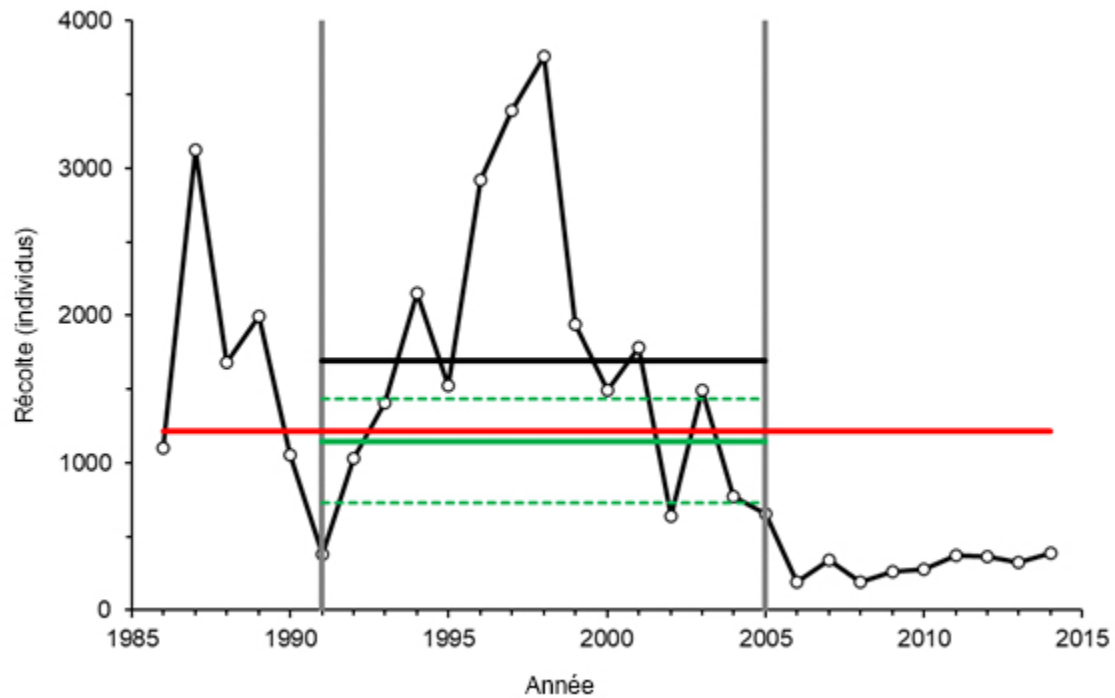


Figure 18. Analyse de la réduction des stocks fondée sur l'épuisement pour la récolte de subsistance du Dolly Varden de la rivière aux Rats, 1986-2014. Le rendement maximal durable (nombre de poissons individuels) est exprimé par une ligne rouge. Moyenne des prises moyennes corrigées de l'épuisement (ligne verte pleine avec des intervalles confidentiels de 95 % (lignes vertes pointillées)) et récolte moyenne de subsistance (ligne noire) pour 1991-2005 (entre parenthèses de barres grises verticales).

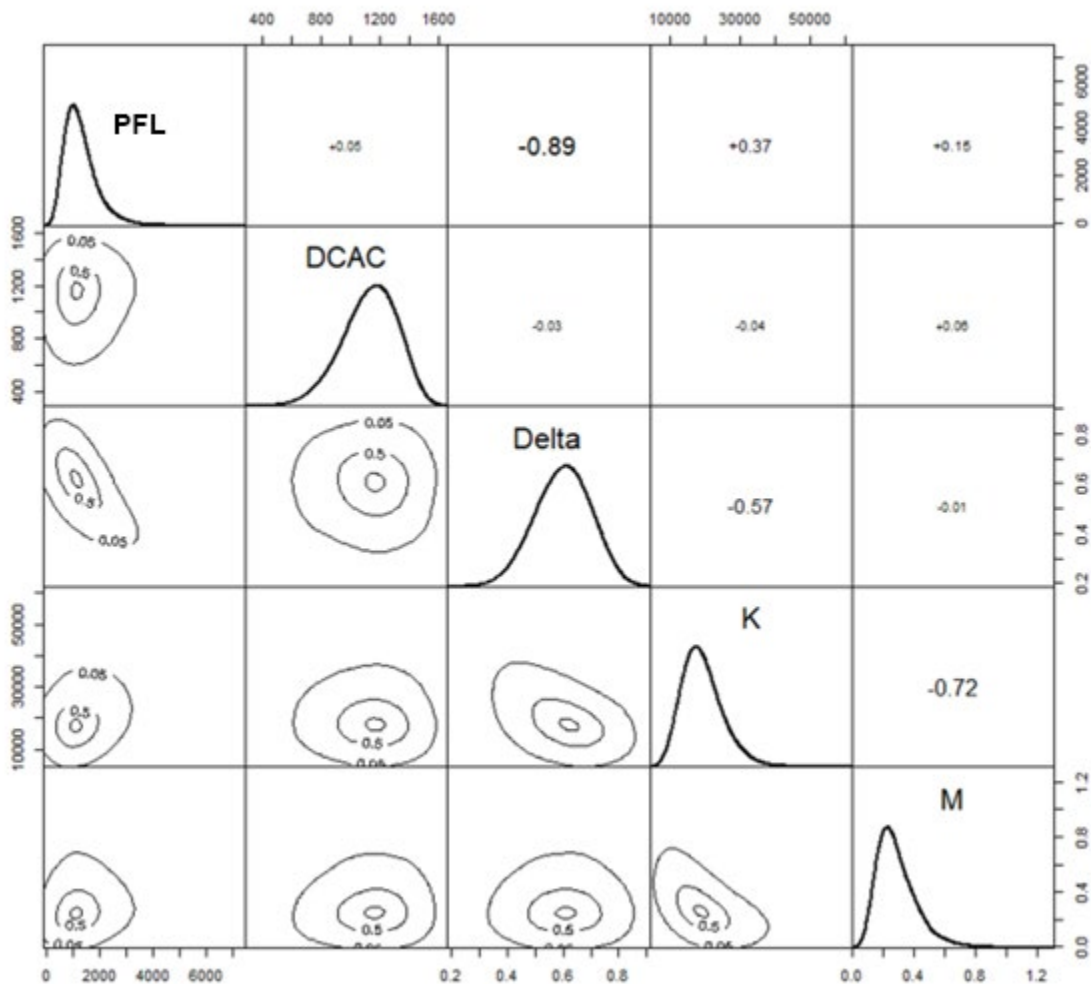


Figure 19. Isogrammes pour les paramètres du modèle d'analyse de la réduction des stocks fondé sur l'épuisement, y compris la limite de surpêche (LS), les prises moyennes corrigées en fonction de l'épuisement (PMCE), l'état relatif des stocks (delta), la capacité de charge (K) et la mortalité naturelle (M) pour le Dolly Varden de la rivière aux Rats. Les isogrammes (à gauche de la diagonale) ont indiqué que les relations de covariable et les valeurs dans les cases (à droite de la diagonale) sont des coefficients de corrélation de Spearman. Une corrélation négative significative entre la LS et delta est indiquée à l'aide de polices en gras.

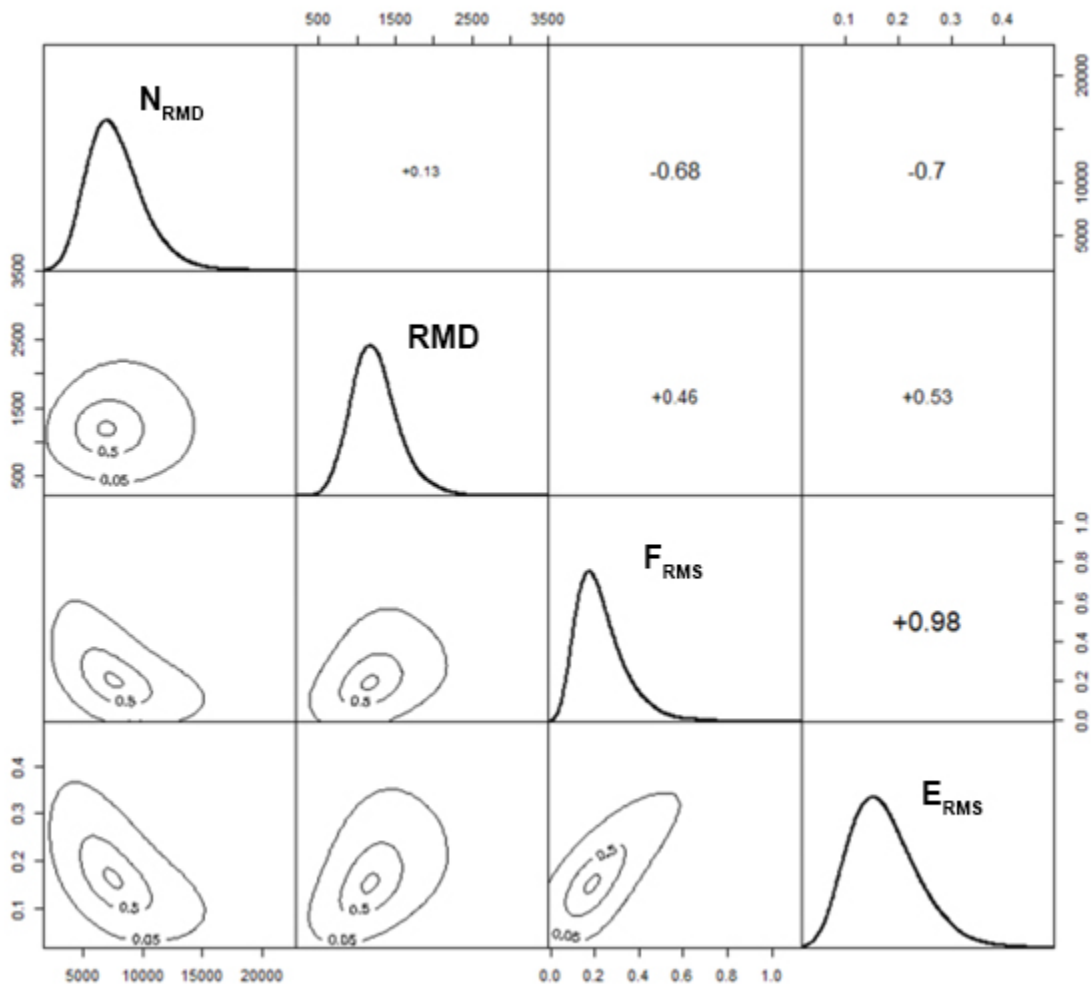


Figure 20. Isogrammes des paramètres de la dynamique des populations halieutiques, y compris le rendement maximal durable ( $RMD$ ), l'abondance au  $RMD$  ( $N_{RMD}$ ), la mortalité et l'exploitation par pêche au  $RMD$  ( $F_{RMD}$ , et  $E_{RMD}$ ), estimés par une analyse de réduction des stocks basée sur l'épuisement pour le Dolly Varden de la rivière aux Rats. Les isogrammes (à gauche de la diagonale) ont indiqué que les relations de covariables et les valeurs dans les cases (à droite de la diagonale) sont des coefficients de corrélation de Spearman. Une corrélation positive significative entre  $F_{RMD}$  et  $E_{RMD}$  est indiquée à l'aide de la police en gras.

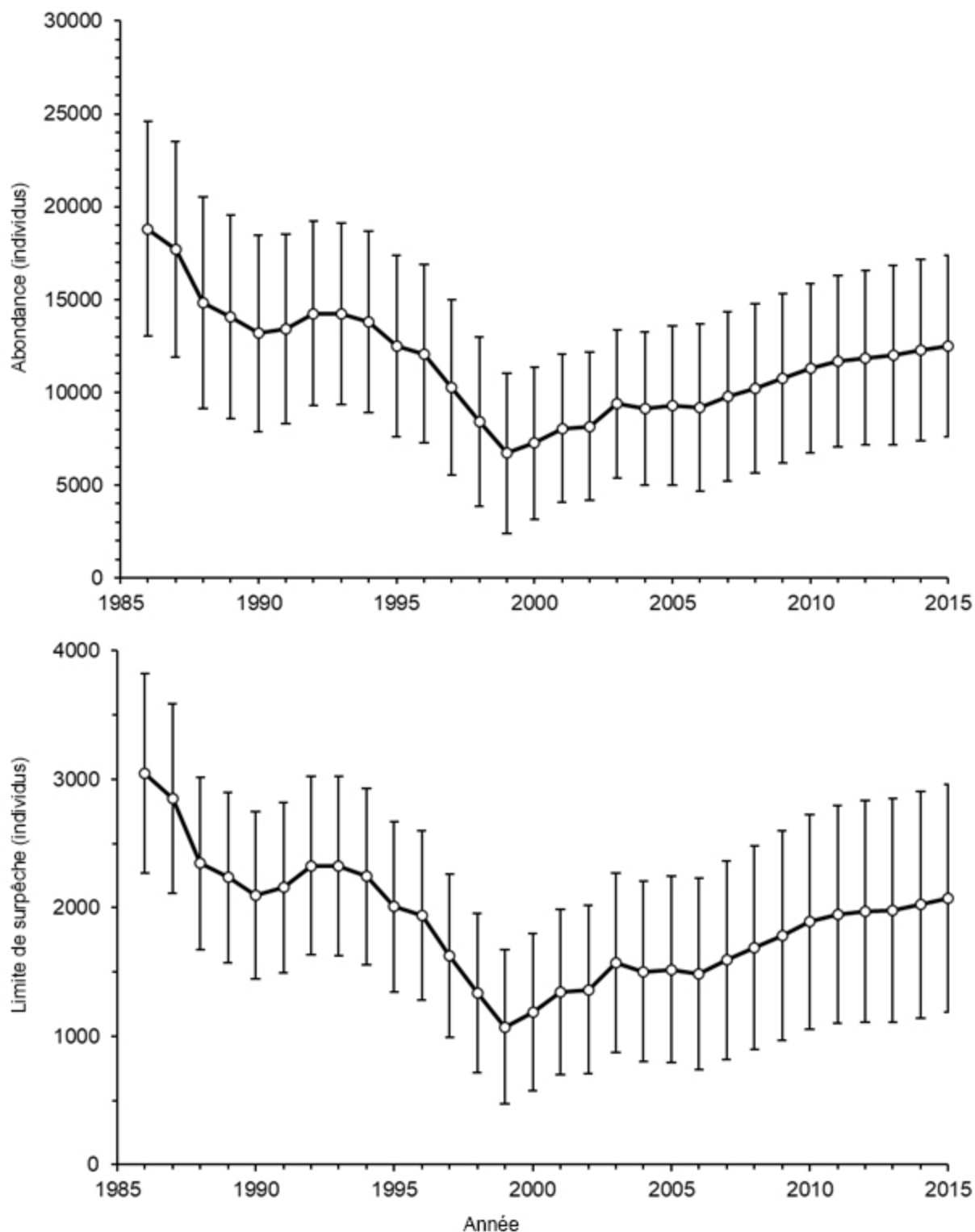


Figure 21. Abondance de la population (en haut) et limite de surpêche (LS) [en bas] exprimées en nombre de poissons (médiane  $\pm$  ET) pour le Dolly Varden de la rivière aux Rats, 1986-2015, estimée par une analyse de réduction des stocks fondée sur l'épuisement.



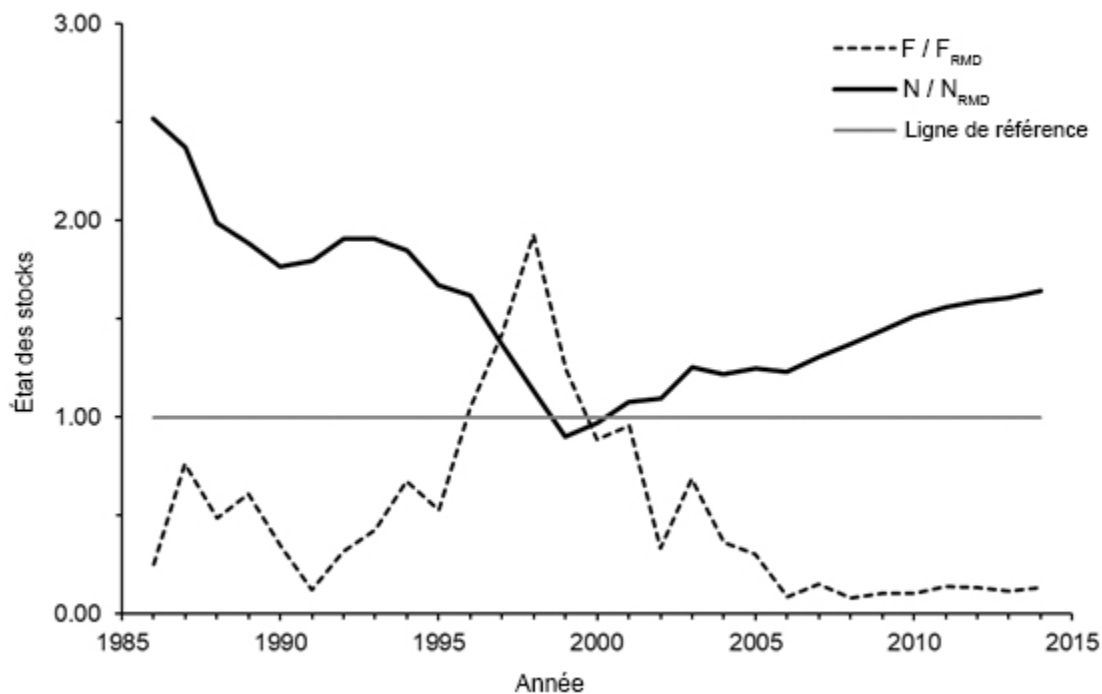


Figure 22. Les statuts d'abondance ( $N/N_{MSY}$ ) et d'exploitation ( $F/F_{MSY}$ ) d'après l'analyse de la réduction des stocks fondée sur l'épuisement pour le Dolly Varden de la rivière aux Rats, 1986-2014. La ligne grise est la référence de l'état du stock lorsque  $N/N_{RMD}$  ou  $F/F_{RMD} = 1$ .

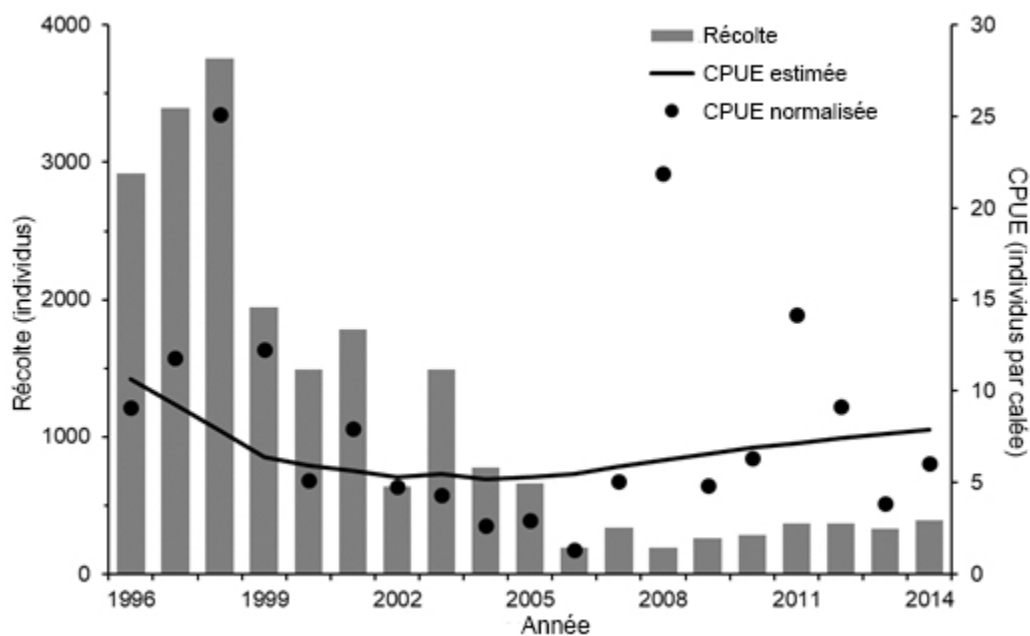


Figure 23. Pêche de subsistance (nombre de poissons (barres grises), normalisée (points noirs) et estimation du plan de capture par unité d'effort (ligne noire) à partir du modèle de production excédentaire du Dolly Varden de la rivière aux Rats, 1996-2014.

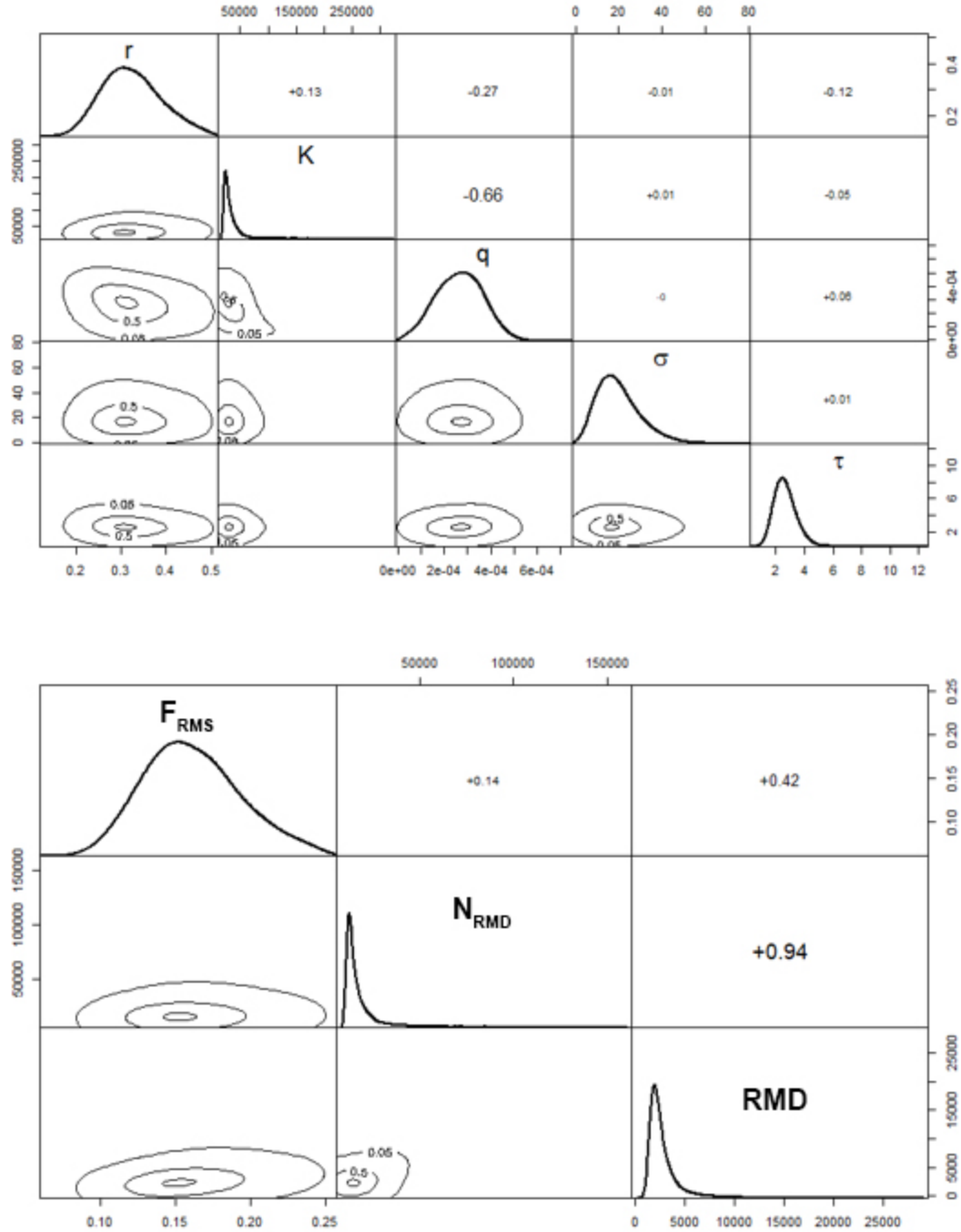


Figure 24. Distributions de probabilité des paramètres du modèle du noyau  $K$ ,  $r$ ,  $q$ ,  $\sigma$  et  $\tau$  (panneau supérieur) et paramètres de gestion des pêches de rendement maximal durable (RMD) mortalité par pêche ( $F_{RMD}$ ) et abondance au RMD ( $N_{RMD}$ ) [panneau inférieur] du modèle de production excédentaire pour le Dolly Varden de la rivière aux Rats. Les isogrammes (à gauche de la diagonale) ont indiqué que les relations de covariable et les valeurs dans les cases (à droite de la diagonale) sont des coefficients de corrélation de Spearman. La définition de tous les paramètres du modèle se trouve dans le tableau 4.

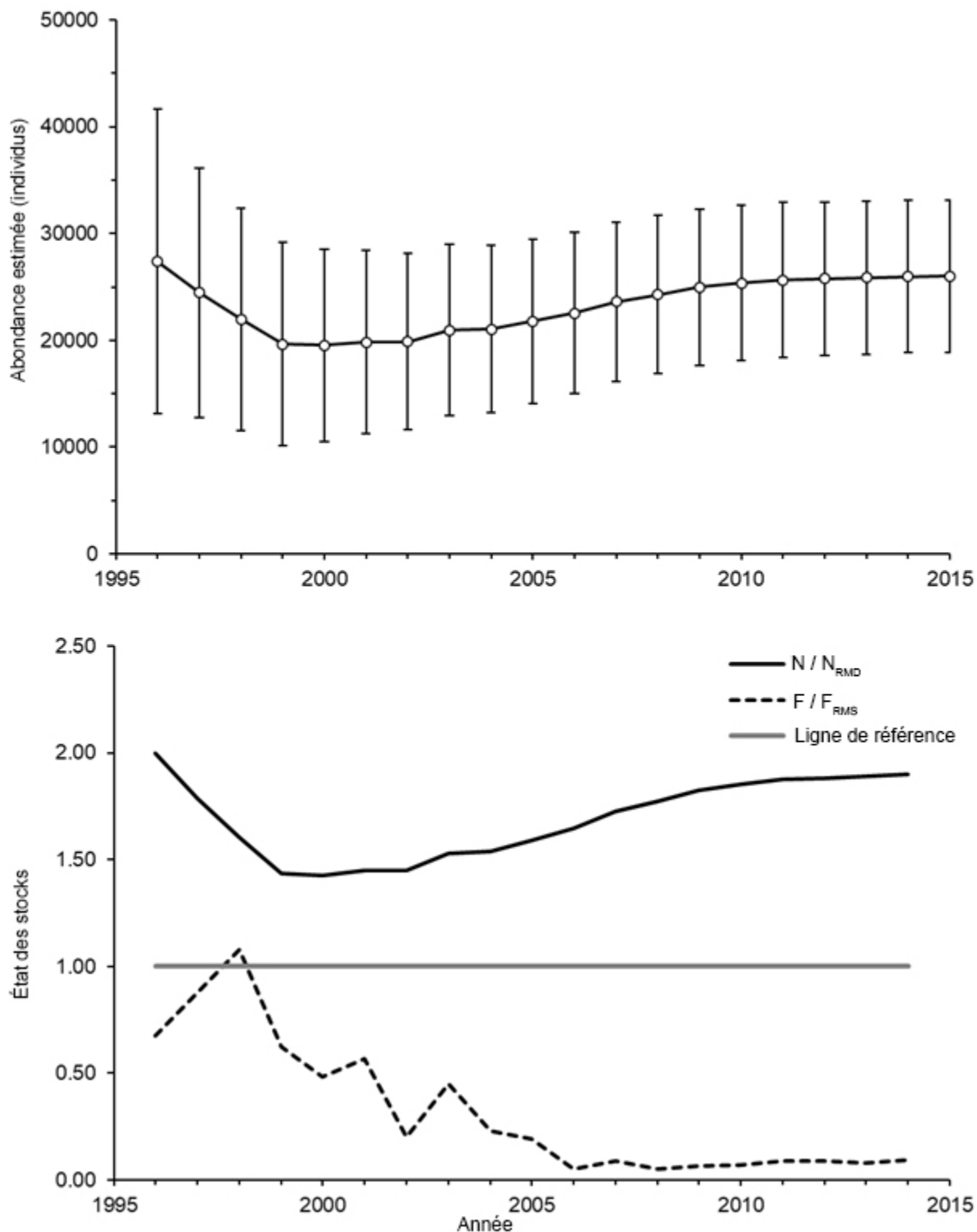


Figure 25. L'abondance de la population (panneau supérieur) et l'abondance ( $N/N_{RMD}$ ) et la mortalité par pêche ( $F/F_{RMS}$ ) [panel inférieur] estimées par le modèle de production excédentaire pour le Dolly Varden de la rivière aux Rats, 1996-2014. La ligne de référence est  $N/N_{RMD}$  ou  $F/F_{RMS} = 1$ .

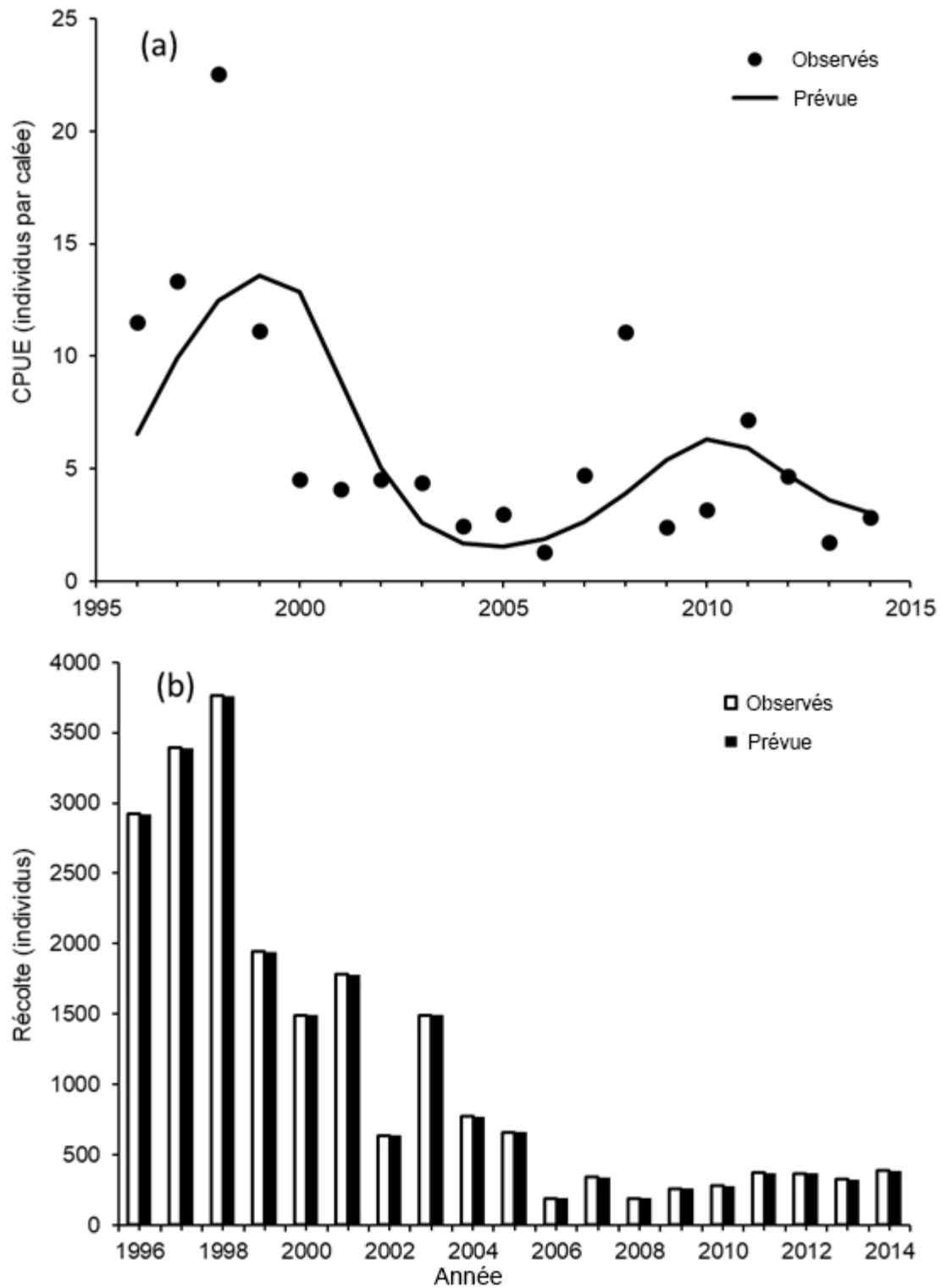


Figure 26. Pêche de capture par unité d'effort (PMCE) normalisée et prévue (a) et récolte de subsistance (b) à partir du modèle statistique de capture à l'âge pour le Dolly Varden de la rivière aux Rats, 1996-2014.

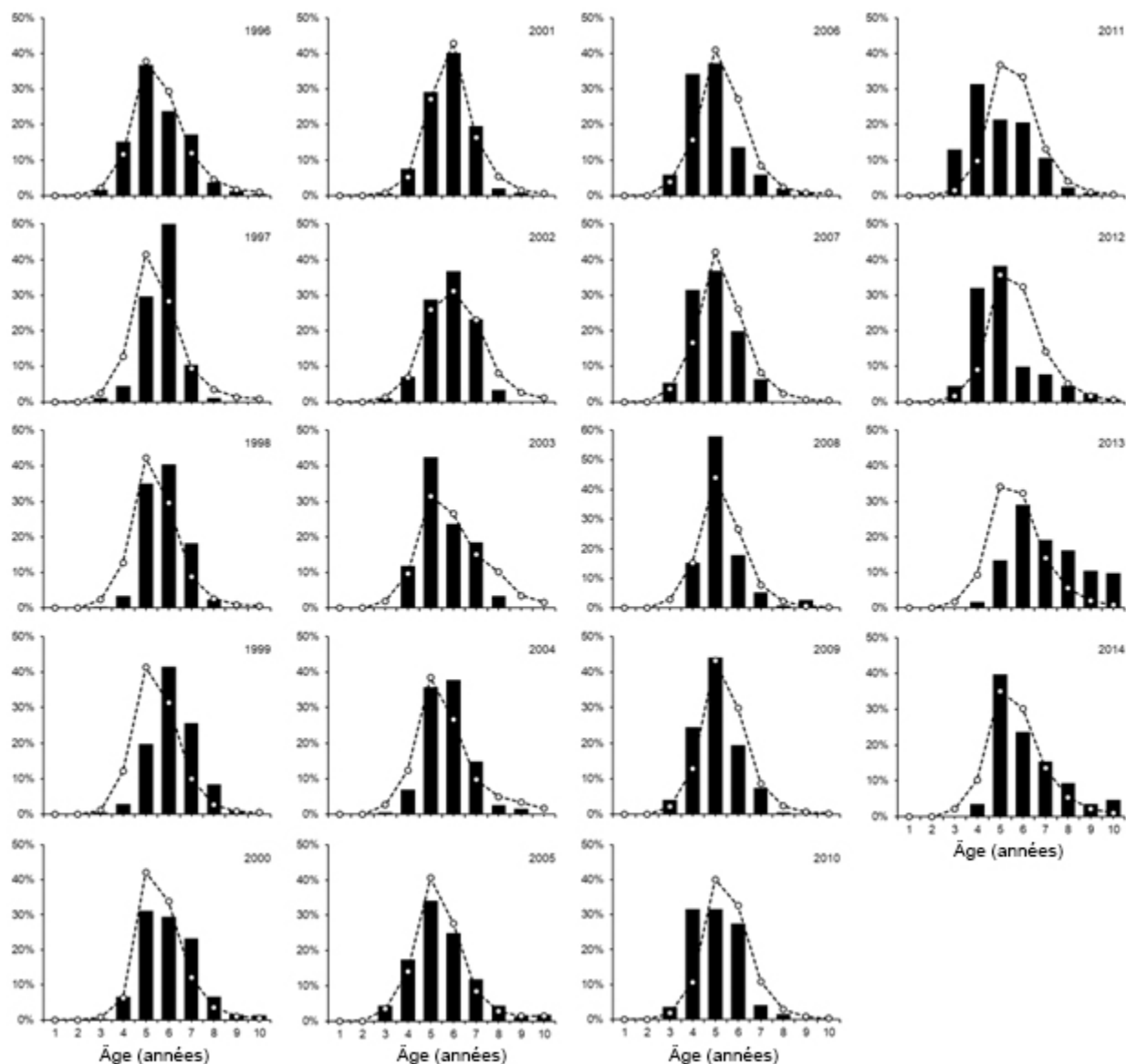


Figure 27. Compositions par âge observées (barres noires) et prédites (cercles ouverts et lignes pointillées) à partir du modèle statistique de capture à l'âge pour le Dolly Varden de la rivière aux Rats, 1996-2014.

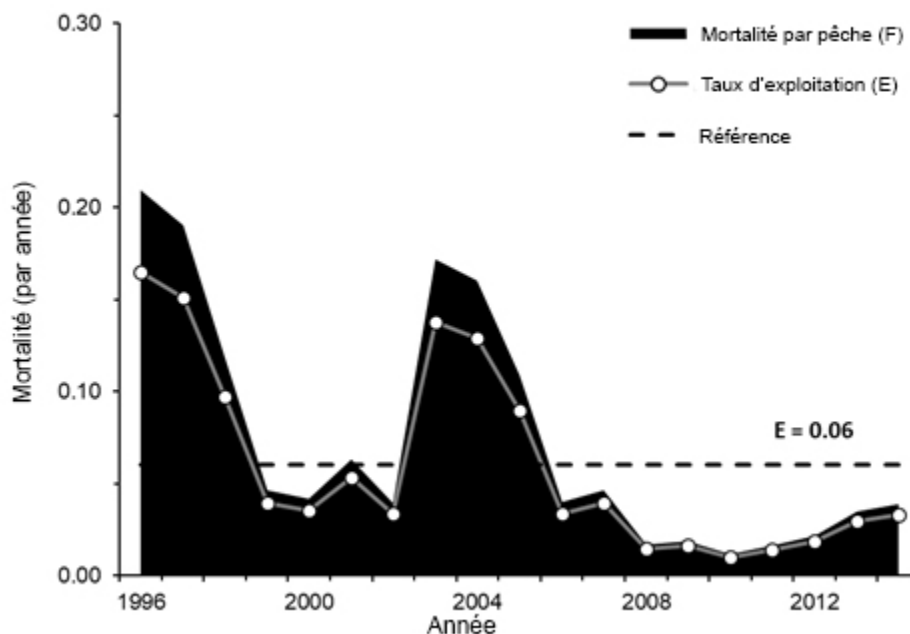


Figure 28. Taux de mortalité et d'exploitation par pêche (E) pour le Dolly Varden de la rivière aux Rats, 1996-2014. La référence représente le taux d'exploitation moyen.

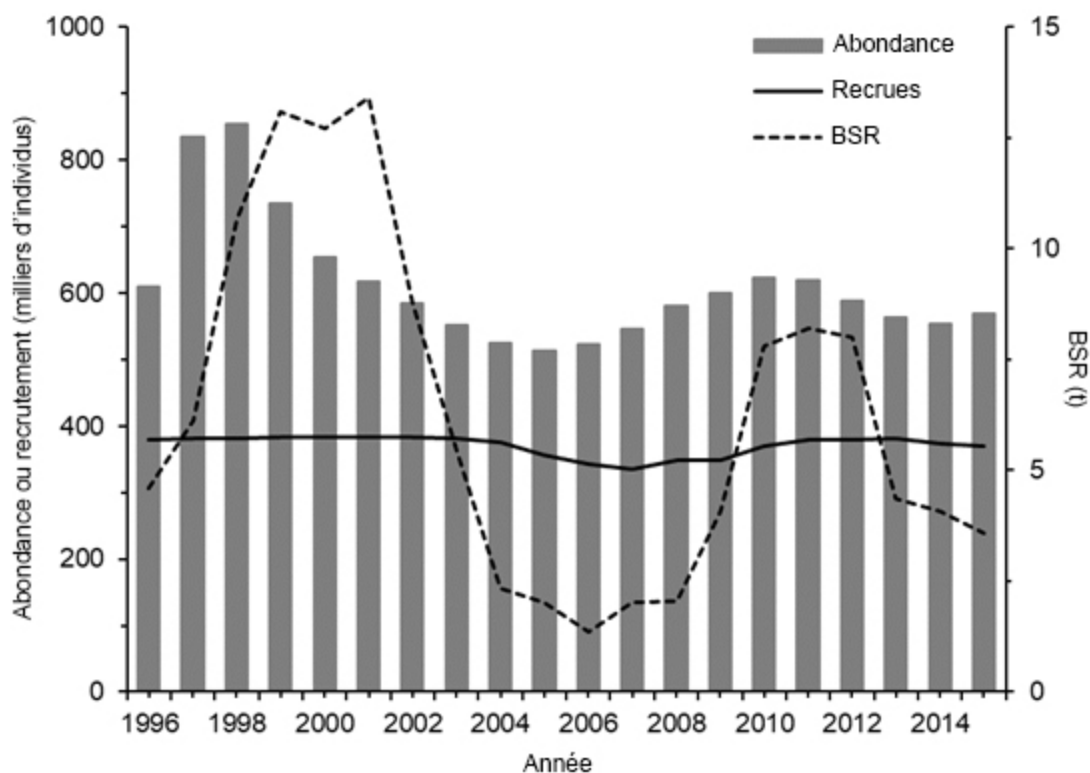


Figure 29. Abondance totale (toutes les classes d'âge), recrues (abondance à l'âge de 1 an) et biomasse du stock reproducteur (BSR) de 50 % de 6 ans et plus tous les 7 ans et plus du Dolly Varden de la rivière aux Rats, estimée par des modèles statistiques de capture à l'âge pour le Dolly Varden de la rivière aux Rats, 1996-2014.

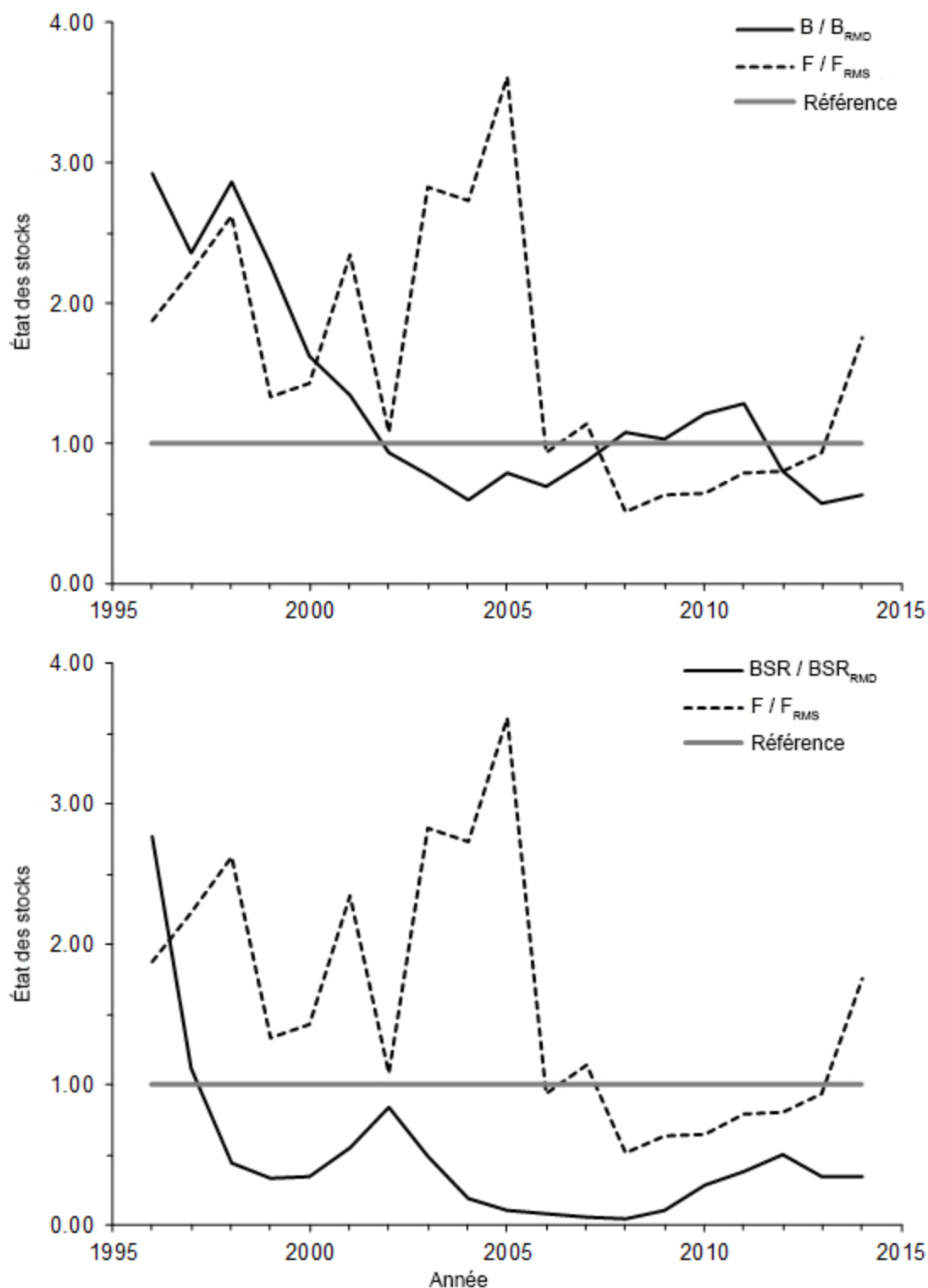


Figure 30. Biomasse totale ( $B$ ) par rapport à la biomasse au rendement maximal durable ( $B_{RMD}$ ) (panneau supérieur) et à la biomasse totale du stock reproducteur ( $BSR$ ) par rapport à la biomasse reproductrice au RMD ( $BSR_{RMD}$ ) [panneau inférieur] par rapport aux taux d'absorption, mortalité par pêche par rapport à la pêche à MSY ( $F/F_{MSY}$ ) pour les pêches de subsistance du Dolly Varden de la rivière aux Rats, 1996-2014. La ligne de référence est  $B/B_{RMD}$  ou  $F/F_{RMD} = 1$ .

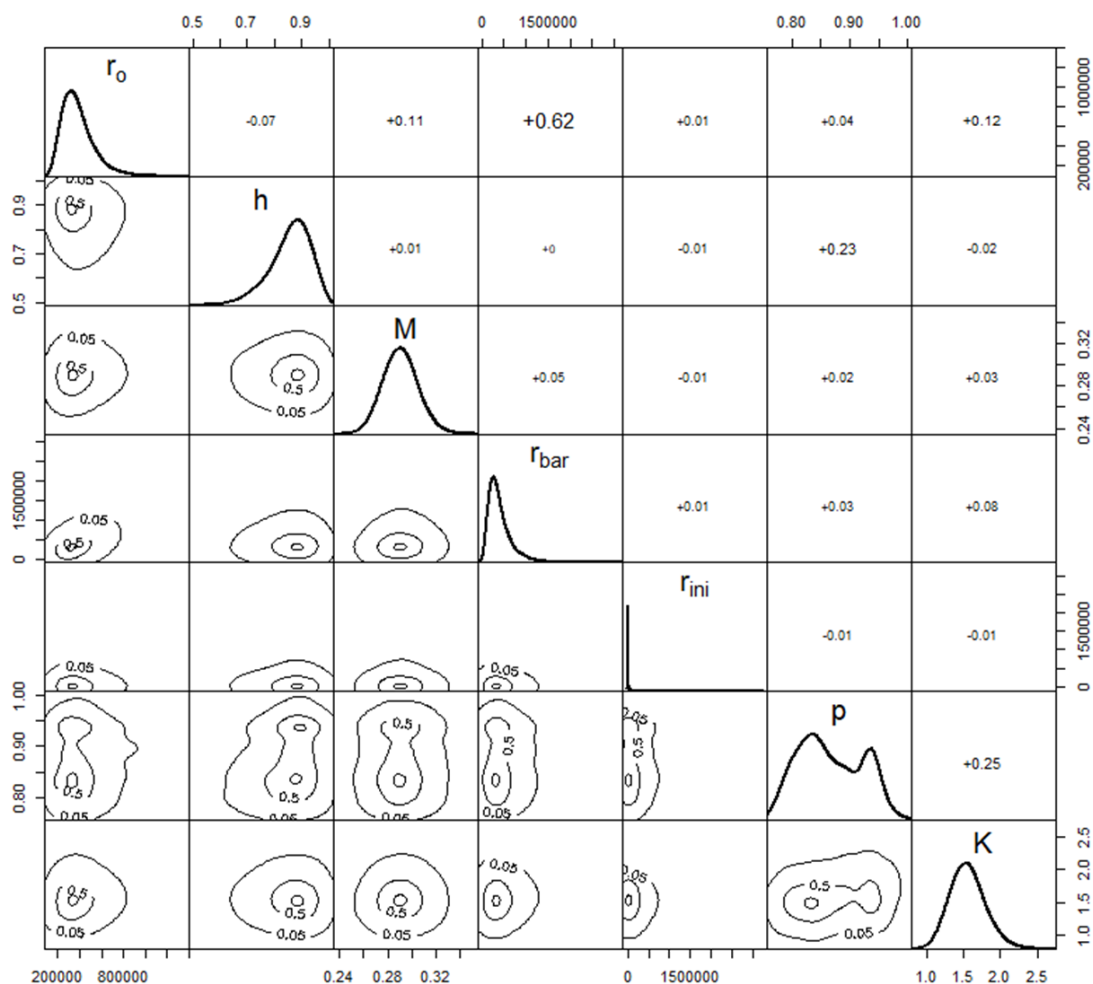


Figure 31. Distribution de la probabilité des paramètres statistiques de capture à l'âge, y compris les recrues non pêchées ( $r_0$ ), la pente de la relation stock-recrue ( $h$ ), la mortalité naturelle ( $M$ ), le nombre moyen des recrues ( $\bar{r}$ ), la valeur initiale de la recrue ( $r_{ini}$ ), le rapport du processus à l'erreur totale ( $p$ ) et la compensation de recrutement ( $K$ ) pour le Dolly Varden de la rivière aux Rats. Les isogrammes (à gauche de la diagonale) ont indiqué que les relations de covariables et les valeurs dans les cases (à droite de la diagonale) sont des coefficients de corrélation de Spearman.



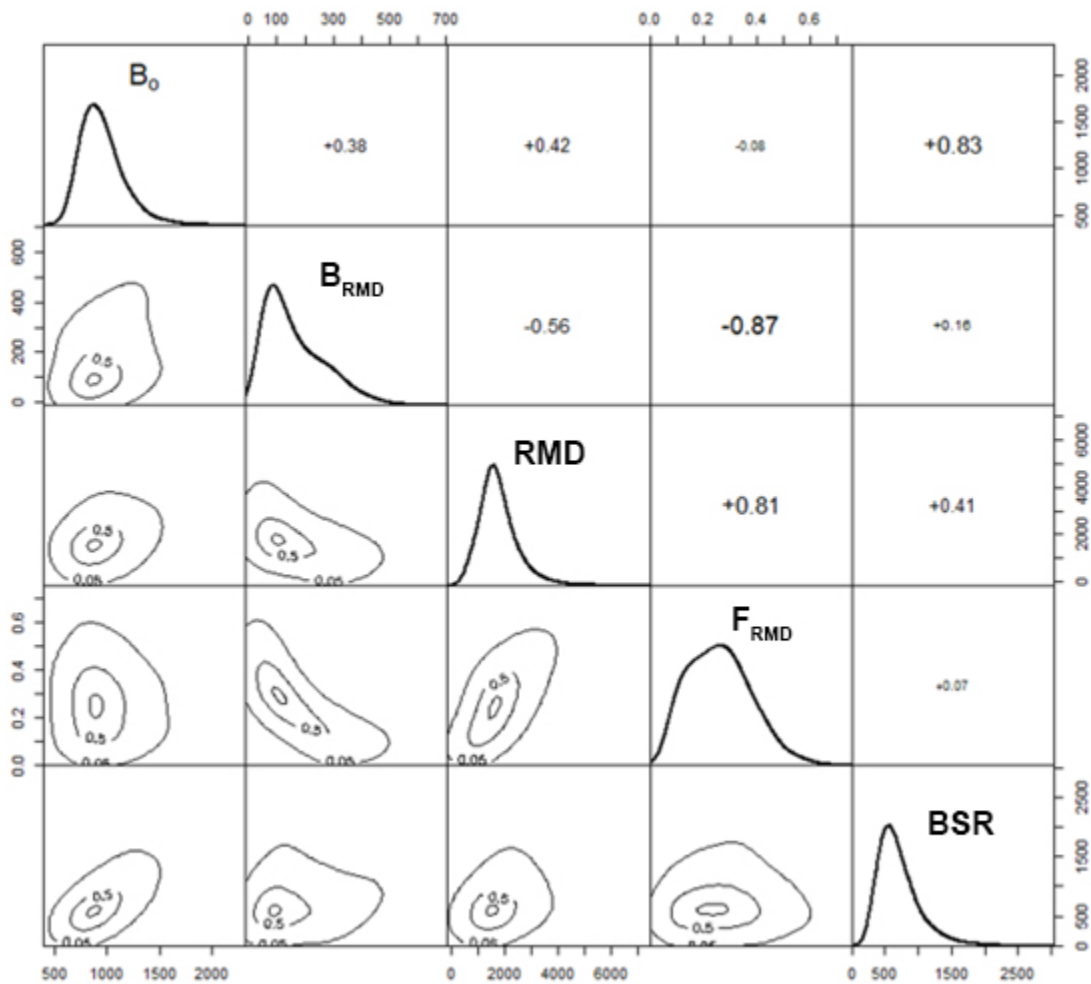


Figure 32. Distribution de la probabilité de la biomasse vierge ( $B_0$ ), du rendement maximal durable (RMD), de la biomasse et de la mortalité par pêche au RMD ( $B_{RMD}$  et  $F_{RMD}$ ) et de la biomasse du stock reproducteur (BSRB) pour le Dolly Varden de la rivière aux Rats. Les isogrammes (à gauche de la diagonale) ont indiqué que les relations de covariables et les valeurs dans les cases (à droite de la diagonale) sont des coefficients de corrélation de Spearman.