

Fisheries and Oceans Pe Canada Ca

Pêches et Océans Canada

Ecosystems and Oceans Science Sciences des écosystèmes et des océans

Secrétariat canadien des avis scientifiques (SCAS)

Document de recherche 2024/052

Région des Maritimes

Modèle de population pour la population reproductrice d'esturgeon noir (*Acipenser oxyrinchus*) de la rivière Saint-Jean (Nouveau-Brunswick)

Quang C. Huynh¹, Daphne Themelis² et Rodney G. Bradford²

¹ Blue Matter Science
 2150, avenue Bridgman
 North Vancouver (Colombie-Britannique) V7P 2T9

 ² Division de l'écologie des populations Pêches et Océans Canada
 1, promenade Challenger
 Dartmouth (Nouvelle-Écosse) B2Y 4A2



Avant-propos

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

Publié par :

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

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



© Sa Majesté le Roi du chef du Canada, représenté par le ministre du ministère des Pêches et des Océans, 2024 ISSN : 1919-5044 ISBN 978-0-660-72384-6 N° cat. Fs70-5/2024-052F-PDF

La présente publication doit être citée comme suit :

Huynh, Q.C., Themelis, D. et Bradford, R.G. 2024. Modèle de population pour la population reproductrice d'esturgeon noir (*Acipenser oxyrinchus*) de la rivière Saint-Jean (Nouveau-Brunswick). Secr. can. des avis sci. du MPO. Doc. de rech. 2024/052. iv + 63 p.

Also available in English :

Huynh, Q.C., Themelis, D. and Bradford, R.G. 2024. A Population Model for the Atlantic Sturgeon (Acipenser oxyrinchus) Spawning Population of the Saint John River, New Brunswick. DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2024/052. iv + 61p.

TABLE DES MATIERES

RÉSUMÉ	iv
INTRODUCTION	1
MÉTHODES	2
DONNÉES SUR LES PRISES ET LA COMPOSITION	2
NORMALISATION DES CPUE	2
DONNÉES DE MARQUAGE	2
	3
	4 5
FOURTS DE REFERENCE	5
	۰ ۵
NORMALISATION DES CPUE	0 6
AJUSTEMENT ET DIAGNOSTICS DU MODÈLE STOCK SYNTHESIS	6
POINTS DE RÉFÉRENCE	9
DISCUSSION	10
TRAVAUX FUTURS	11
RÉFÉRENCES CITÉES	13
TABLEAUX	15
FIGURES	24
ANNEXE A : MODÈLE DE MARQUAGE DE BROWNIE	49
DESCRIPTION DU MODÈLE	49
RÉSULTATS	50
RÉFÉRENCES	51
	52
	54
ANNEXE B : FACTEURS A PRENDRE EN CONSIDERATION POUR LE COSEPAC	62

RÉSUMÉ

Le document présente une évaluation de l'esturgeon noir dans la rivière Saint-Jean, au Nouveau-Brunswick. Un modèle à deux sexes et structuré selon l'âge a été élaboré à l'aide du logiciel stock synthesis (SS3), avec des données provenant des débarquements commerciaux de la rivière Saint-Jean et de la baie de Fundy. Les analyses de sensibilité ont exploré diverses hypothèses dans le modèle de population, y compris l'épuisement historique au début de la pêche dans la rivière Saint-Jean (fin du 19^e siècle), la sélectivité de la pêche dans la rivière Saint-Jean (fin du 19^e siècle), la sélectivité de la pêche dans la rivière Saint-Jean, l'ampleur des prises dans la baie de Fundy, le sex-ratio des prises et la pente de la relation stock-recrue de Beverton-Holt. Dans la plupart des scénarios, on a estimé que la biomasse du stock reproducteur (BSR) femelle était supérieure à la BSR_{RMD} (la BSR au rendement maximal durable) en 2020. Les projections à court terme (10 ans) indiquaient qu'au total autorisé des captures actuel (175 mâles et 175 femelles), la biomasse diminuerait, mais demeurerait supérieure à la BSR_{RMD}. L'épuisement historique depuis 1891 (trois générations) est également présenté aux fins de l'évaluation du COSEPAC. Une analyse distincte pour les données de marquage a estimé que la mortalité par pêche depuis 2009 était semblable, en tendance et en ampleur, à celles des modèles SS3.

INTRODUCTION

Les gestionnaires des ressources de Pêches et Océans Canada (MPO) ont demandé un avis sur l'état de la population reproductrice d'esturgeon noir (« esturgeon » dans le reste du document) dans la rivière Saint-Jean afin d'améliorer la gestion de la pêche commerciale. Plus précisément, ils ont demandé à la Direction des sciences du MPO de :

- fournir une estimation de l'actuelle biomasse du stock reproducteur ainsi qu'un avis sur les points de référence appropriés;
- formuler un avis quant au caractère approprié ou non de l'actuel quota de pêche commerciale de 350 poissons (175 mâles et 175 femelles) compte tenu de la biomasse du stock reproducteur estimée.

Cet avis guidera leurs décisions concernant la gestion des allocations à des fins alimentaires, sociales et rituelles, du quota de pêche commerciale et de l'accès pour les pêcheurs récréatifs. Il viendra également étayer les décisions liées à la politique actuelle sur les permis de pêche commerciale en estuaire.

Dans les évaluations antérieures de l'esturgeon de la rivière Saint-Jean, on a utilisé diverses méthodes pour estimer la mortalité et l'abondance, ce qui nécessite souvent des hypothèses d'équilibre (Bradford *et al.* 2016, Moore *et al.* 2017). La collecte de données sur la pêche moderne (depuis 2007), les études biologiques et les longues séries sur les prises historiques ont permis d'explorer l'utilisation de modèles d'évaluation plus complexes. Un modèle statistique des prises selon l'âge estime l'abondance et la biomasse historiques à partir de plusieurs types de données. Pour ce faire, il génère une reconstitution de la population qui explique le mieux les données, c.-à-d. les prises, les captures par unité d'effort (CPUE) et les compositions selon la longueur/l'âge, qui lui ont été fournies. Un tel modèle peut produire un cadre de calcul des points de référence convenant à des fins de gestion.

Le modèle issu du logiciel Stock synthetis (SS3) est un modèle d'évaluation structuré en fonction de l'âge, conçu pour offrir de la souplesse dans les données saisies et la complexité du modèle (Methot et Wetzel 2013). Initialement conçu pour les évaluations du poisson de fond et des sardines de la côte Ouest des États-Unis, sa souplesse a permis de l'utiliser dans les évaluations des stocks de diverses espèces dans le monde (Dichmont *et al.* 2016). La facilité d'accès à des progiciels comme le modèle SS3 a permis d'effectuer des essais approfondis, des simulations et des examens par les pairs du code du modèle dans diverses configurations. Le progiciel d'accompagnement r4ss du logiciel R fournit des rapports normalisés sur les diagnostics des modèles et la présentation des extrants des modèles.

Pour l'esturgeon de la rivière Saint-Jean, le modèle SS3 a constitué une plateforme pratique pour une structure à deux sexes et à plusieurs flottes, accompagnée de différents formats de données (prises en poids et en chiffres, et données sur la composition en longueurs et en âges). L'approche de l'évaluation du modèle SS3 consistait à élaborer un modèle de référence, à partir duquel d'autres modifications pourraient être étudiées dans les tests et les scénarios de sensibilité. Nous explorons les principaux domaines d'incertitude associés à l'ajustement d'un modèle statistique des prises selon l'âge et examinons les conséquences sur les points de référence et la pertinence du TAC actuel. Cependant, aucune préférence n'est accordée au modèle de référence, c.-à-d. qu'il ne s'agit pas d'un modèle « privilégié ». Nous envisageons plutôt d'autres configurations de modèle en ajustant le modèle de référence en conséquence.

MÉTHODES

DONNÉES SUR LES PRISES ET LA COMPOSITION

Les débarquements commerciaux historiques d'esturgeon ont été tirés de Bradford *et al.* (2016, figure 1). Les données sur la composition de la pêche dans la rivière Saint-Jean ont été extraites de Dadswell *et al.* (2016, figures 2 et 3). Dans cette évaluation, seuls les animaux récoltés ont été pris en compte dans les données sur la composition. Cela suppose que la mortalité des animaux remis à l'eau après la capture est négligeable. Nous avons utilisé les données sur la structure selon l'âge et la taille, présentées dans Dadswell *et al.* (2016), dans le modèle pour estimer la sélectivité des prises dans la baie de Fundy (figures 4 et 5).

NORMALISATION DES CPUE

Nous avons utilisé la normalisation des CPUE (nombre de poissons pris par filet par jour) pour calculer un indice de l'abondance pour la population d'esturgeon. Les taux de prise peuvent changer au fil du temps en raison de facteurs autres que l'abondance, et le processus de normalisation définit ces facteurs et tient compte de leurs impacts (Maunder et Punt 2004).

Dans ce cas, un modèle linéaire généralisé a été adapté aux taux de prise en utilisant l'année, le mois et le débit de la rivière comme covariables. Le modèle complet est de la forme

$$C_{\rm d} = g^{-1}(Y_d \times M_d + W_d + \text{offset}[\log(E_d)])$$

où C_d est les prises, Y est l'année, M est le mois, W est le débit de la rivière (normalisé), E est la variable de compensation de l'effort (nombre de filets) (avec un coefficient fixe de 1) le jour d, et g^{-1} () est l'inverse de la fonction de lien du modèle linéaire généralisé. L'année et le mois étaient des variables catégoriques avec des effets d'interaction.

Les données sur le débit de la rivière ont été caractérisées par le débit d'eau (signalé toutes les heures) de la centrale électrique de Mactaquac (figure 6). Pour chaque jour des journaux de bord, nous avons calculé la moyenne quotidienne du débit d'eau à partir des valeurs horaires (figure 7). Pour le modèle linéaire généralisé, le logarithme de la moyenne quotidienne a ensuite été transformé en écart réduit (transformation normale standard). La série des CPUE n'a été analysée que de 2009 à 2020, puisque les données sur le débit d'eau n'étaient disponibles que depuis 2009. Les données de septembre ont été exclues de l'analyse en raison du très petit nombre d'activités de pêche qui ont eu lieu au cours de ce mois.

Des modèles plus simples ont été ajustés en supprimant les covariables ou les effets d'interaction du modèle complet. Tous les modèles ont utilisé la distribution de Poisson ou la distribution binomiale négative, cette dernière tenant compte de la dispersion excessive, avec une fonction de lien logarithmique dans le modèle linéaire généralisé. Ensuite, nous avons appliqué le critère d'information d'Akaike (CIA) pour choisir le meilleur modèle. Les analyses ont été effectuées à l'aide des fonctions glm() et glm.nb() dans les progiciels stats et MASS du logiciel R, respectivement.

DONNÉES DE MARQUAGE

Les esturgeons capturés pendant la pêche commerciale sont conservés pour la récolte ou échantillonnés (longueur à la fourche, longueur totale, sexe) et remis à l'eau. Les poissons qui ne sont pas sélectionnés pour la récolte sont marqués d'une étiquette externe en T (Floy) insérée près de la nageoire dorsale. Depuis 2012, on marque doublement les esturgeons avec une étiquette Floy et une étiquette à transpondeur passif intégré (TPI) insérée sous la peau entre les rangées de scutelles dorsales et latérales. On contrôle tous les poissons capturés à l'aide d'un appareil d'examen manuel (lecteur d'étiquettes à TPI Biomark 601).

Les dossiers de marquage et l'analyse des données de marquage avec le modèle de Brownie sont décrits à l'annexe A.

PARAMÈTRES BIOLOGIQUES

Les paramètres de croissance, de mortalité naturelle et de maturité ont été fixés dans le modèle SS3. La longueur selon l'âge et le sexe pour l'esturgeon de la rivière Saint-Jean a été modélisée avec une fonction de croissance de von Bertalanffy. Bradford et ses collaborateurs (2016) ont présenté des paramètres de croissance avec le paramètre t₀ fixé à zéro puisque seuls les animaux plus âgés (plus de 15 ans) ont été inclus dans l'analyse. Stewart et ses collaborateurs (2015) ont estimé les paramètres, y compris t₀, à partir de juvéniles et d'échantillons de sous-adultes prélevés dans le bassin Minas. Dans la présente évaluation, nous avons tenu compte des prises dans la baie de Fundy et, par conséquent, les paramètres indiqués dans Stewart et *al*. (2015) étaient les valeurs privilégiées pour caractériser la croissance aux âges immatures (tableau 1). Les paramètres de la relation longueur-poids ont été tirés de Dadswell *et al*. (2017) en utilisant les facteurs de conversion de la longueur totale et du poids brut. Le coefficient de variation de la longueur selon l'âge a été fixé à 0,1 dans le modèle SS3.

La mortalité naturelle (M) a été estimée à partir d'estimateurs indirects élaborés au moyen d'une méta-analyse. Ces estimateurs servent à prédire M à partir de l'âge maximal et des paramètres de croissance de von Bertalanffy. Les valeurs de M selon le sexe ont été estimées avec des paramètres de croissance ou des âges maximums de 51 et 43 pour les femelles et les mâles, respectivement (Stewart *et al.* 2015). Les valeurs M de plusieurs estimateurs ont été calculées (tableau 2). Les paramètres de l'estimateur décrit dans Then *et al.* (2015) qui utilisait les paramètres de croissance étaient les valeurs privilégiées (tableau 1). Même si Then et ses collaborateurs (2015) ont indiqué que l'estimateur utilisant l'âge maximal est la méthode privilégiée, ces estimations étaient élevées par rapport à celles des estimateurs plus anciens et aux estimations antérieures de M pour le stock de la rivière Saint-Jean (Dadswell *et al.* 2017), et considérées comme moins plausibles lorsqu'on tient compte du cycle biologique du stock.

La croissance et la mortalité naturelle étaient propres au sexe, mais le logiciel SS3 ne tient compte que de la maturité des femelles dans le calcul de la biomasse du stock reproducteur (BSR). À l'heure actuelle, aucun calendrier de maturité n'a été estimé pour le stock de la rivière Saint-Jean. Cependant, la composition selon la taille dans la pêche commerciale dans la rivière Saint-Jean pourrait en donner des idées. On a indiqué que la longueur à la première maturité chez les femelles est de 160 cm (Stewart *et al.* 2015), et nous l'avons utilisée comme longueur à 5 % de maturité. L'examen visuel du membre ascendant de la fréquence de longueur des prises comme substitut du calendrier de maturité suggère 175 cm comme longueur à 50 % de maturité (Dadswell *et al.* 2017). La maturité selon la longueur a été modélisée en tant que fonction logistique, convertie en maturité selon l'âge à l'interne dans le modèle et présentée dans l'extrant (figure 8). Pour les mâles, on a utilisé une exécution supplémentaire du modèle SS3 pour présenter la maturité selon l'âge en utilisant 140 cm et 160 cm comme longueur à 5 % et 50 %, respectivement.

La pente est un paramètre (avec une fourchette de 0,2 à 1,0) de la relation stock-recrue de Beverton-Holt qui décrit la résilience de la population et le taux de rétablissement lorsque le stock est à de très faibles niveaux. Elle est généralement difficile à estimer et aucune méta-analyse n'est actuellement disponible pour élaborer une valeur a priori pour les *Acipenseridae*. Whitlock et McAllister (2012) ont utilisé trois valeurs différentes de la pente dans leur évaluation de l'esturgeon blanc du Fraser, ce qui équivaudrait à une valeur a priori uniforme. Pour le modèle de référence, nous avons choisi une valeur de 0,6 pour tenir compte de la maturité tardive et de la périodicité de la fraie de l'esturgeon noir. Le recrutement annuel (âge 0) a été calculé à l'aide de la relation stock-recrue interne au modèle. Aucun écart de recrutement n'a été estimé dans l'évaluation. Le sex-ratio des recrues était fixé à 50 % de femelles.

STRUCTURE DU MODÈLE

Dans le modèle de référence, des flottes de pêche distinctes pour les prises dans la rivière Saint-Jean et la baie de Fundy ont été modélisées dans le logiciel SS3. Afin de tenir compte des prises historiques en poids avant 2007 et des prises modernes (en nombre) après 2007, la pêche dans la rivière Saint-Jean a été divisée en deux flottes avec des paramètres de sélectivité communs. Les paramètres estimés dans le modèle étaient le recrutement non exploité (R₀, dans l'espace logarithmique) et ceux qui contrôlaient la sélectivité des flottes.

Nous avons utilisé la composition selon la longueur et le sexe des prélèvements pour la pêche dans la rivière Saint-Jean, ainsi que la composition désexée selon la longueur et l'âge indiquée dans Dadswell *et al.* (2016) pour la pêche dans la baie de Fundy. Ainsi, la sélectivité était sexospécifique pour la flotte de la rivière Saint-Jean et unisexe pour celle de la baie de Fundy. La sélectivité de la pêche dans la rivière Saint-Jean a été modélisée comme une fonction gaussienne pour le membre ascendant seulement (généralement appelée « sélectivité logistique »), et la pêche dans la baie de Fundy comme une fonction gaussienne avec des membres ascendants et descendants indépendants (en forme de dôme). Étant donné que la composition ne comprenait que les animaux récoltés, la sélectivité est donc le produit de la disponibilité spatiale, de la sélectivité de contact entre les animaux et les engins, et de la conservation dans la pêche. La distribution multinomiale a été utilisée dans la probabilité pour les données sur la composition.

Les CPUE de la pêche dans la rivière Saint-Jean étaient un indice du nombre de reproducteurs femelles.

La mortalité par pêche (F) a été estimée dans le modèle SS3 à l'aide de la méthode hybride, qui calcule F de façon à ce que les prises prévues correspondent aux valeurs observées. Une contrainte a été imposée à F de sorte qu'elle ne pouvait pas dépasser 3, ce qui correspond à un taux de récolte annuel maximal d'environ 0,94. Le modèle a été exécuté en utilisant la série chronologique complète des prises jusqu'en 1880, lorsque l'on suppose que le stock n'était pas exploité. La mortalité par pêche du stock était sans doute élevée compte tenu de l'épuisement rapide au cours des premières années de la pêche dans la rivière Saint-Jean, qui a probablement entraîné la pêche de la partie exploitable du stock (Bradford *et al.* 2016, Dadswell *et al.* 2017). C'est pourquoi nous avons effectué des analyses de sensibilité avec d'autres valeurs maximales de F de 1 et 6, correspondant à des taux de récolte de 0,62 et 0,99, respectivement, pour évaluer l'importance de cette contrainte.

Le modèle SS3 comprend deux composantes principales : la première est la composante d'estimation (utilisant la probabilité maximale) pour la reconstitution historique du stock, et la deuxième est la composante de prévision visant à produire des projections à court terme du stock à partir d'un calendrier des prises ou de la mortalité par pêche pour l'avenir proche. La prévision a été configurée dans le but de tester le TAC actuel de 175 femelles et de 175 mâles pour la prochaine décennie, c'est-à-dire de 2021 à 2030. Cependant, la structure du modèle de référence, dans lequel une seule pêche dans la rivière Saint-Jean exploite les deux sexes, ne permet d'établir qu'un TAC combinant les deux sexes. La prévision a donc été établie avec une prévision de prises de 300 animaux qui, à partir du réglage initial, a donné le prélèvement d'environ 175 femelles (et moins de mâles).

Une configuration distincte du modèle SS3 a été générée pour permettre explicitement les essais de TAC à 175–175. Cette configuration exigeait de répartir les prélèvements dans la

rivière Saint-Jean pour les femelles et les mâles entre des flottes distinctes. Par conséquent, il fallait aussi répartir les prises historiques par sexe. Bien que les prises dans la pêche moderne dans la rivière Saint-Jean soient déclarées par sexe, il faut formuler une hypothèse sur le sex-ratio des prises historiques avant 2007. Nous avons utilisé une valeur de 60 % de femelles dans les prises en poids en fonction des données modernes (figure 9). Cette configuration (appelée « FS » pour « flotte par sexe ») est sensiblement différente du modèle de référence dans les hypothèses concernant le sex-ratio dans les prises et la valeur de F relative entre les sexes. Dans la configuration de flotte par sexe, le sex-ratio est fixe et la valeur de F estimée est indépendante entre les sexes, tandis que dans le modèle de référence, le sex-ratio varie avec le rapport de la valeur de F constante dans le temps. Cette modification pourrait produire une reconstitution différente de l'historique du stock par rapport au modèle de référence.

Une autre analyse de sensibilité a modélisé une sélectivité en forme de dôme pour la pêche au filet maillant dans la rivière Saint-Jean. Par rapport au modèle de référence, elle a estimé un paramètre supplémentaire pour le membre descendant de la fonction de sélectivité.

Dans le modèle de référence, on considérait que 60 % des prises historiques dans la baie de Fundy provenaient du stock de la rivière Saint-Jean, d'après l'analyse de la composition des stocks de Wirgin *et al.* (2012). L'analyse de sensibilité a exploré d'autres scénarios avec 30 % et 90 % des prises dans la baie de Fundy provenant de la rivière Saint-Jean.

Pour évaluer l'incertitude par rapport aux valeurs de la pente, un profil de probabilité a été généré en comparant la biomasse et F pour des valeurs de 0,45 à 0,85. Plusieurs autres diagnostics ont été utilisés, y compris un profil de probabilité pour le paramètre de recrutement non exploité et une analyse rétrospective pour évaluer la cohérence des estimations du modèle, car les données récentes ont été supprimées.

La version 3.30.15 du logiciel stock synthesis a été utilisée pour le présent document.

POINTS DE RÉFÉRENCE

Les estimations de F et de la BSR par rapport aux points de référence peuvent servir à déterminer l'état des stocks. Dans un modèle à flottes multiples où les flottes de pêche ont des modèles de sélectivité disparates et une valeur de F apicale, il peut être difficile de définir une seule valeur de F pour décrire la pression de la pêche que le stock subit au cours d'une année donnée. Pour l'esturgeon de la rivière Saint-Jean, la valeur sommaire de F a été définie comme étant la valeur de F calculée à la valeur apicale pour la pêche dans la rivière Saint-Jean dans le modèle. Pour les modèles avec sélectivité logistique dans la rivière Saint-Jean, cela correspondait à l'âge maximum de 60 ans. Pour le modèle exécuté avec une sélectivité en forme de dôme dans la rivière Saint-Jean, nous avons utilisé la valeur de F à l'âge de 40 ans comme valeur sommaire de F.

Sans information sur la pente, les points de référence qui utilisent la relation stock-recrue, comme le rendement maximal durable (RMD), ne conviennent pas toujours. Dans une telle situation, on utilise fréquemment d'autres indicateurs de la mortalité par pêche au rendement maximal durable (F_{RMD}) fondés sur des calculs par recrue. Ici, F0,1, la mortalité à laquelle la variation du rendement par recrue est de 10 % de celle pour F=0, et $F_{X\%}$, la mortalité qui réduit le ratio du potentiel de fraie, le ratio de la biomasse reproductrice par recrue par rapport à celle à F=0) jusqu'à X %, ont été déclarés comme points de référence potentiels pour la mortalité par pêche. Une plage de valeurs du ratio du potentiel de fraie de X=20, 30, 40, 50 et 60 % a été calculée, où un seuil plus élevé du ratio du potentiel de fraie reflète une plus grande précaution sur le plan de la conservation. Ces points de référence se rapportent à la valeur sommaire de F.

En revanche, il est difficile de calculer un point de référence de la biomasse qui soit indépendant de la relation stock-recrue. La biomasse reproductrice au rendement maximal durable (BSR_{RMD}), ou peut-être un de ses scalaires, est présentée provisoirement comme point de référence de la biomasse. Les valeurs de la BSR_{RMD} varient d'un modèle à l'autre en fonction de la valeur du recrutement non exploité et de la pente, mais le ratio BSR/BSR_{RMD} en 2020 pourrait être utilisé comme déterminant de l'état et peut être robuste d'un modèle à l'autre.

Les points de référence ont été calculés à l'interne dans SS3 pendant la phase de prévision. Le taux moyen de mortalité par pêche de 2018 à 2020 a servi de point de repère de F pour l'état des stocks (par rapport aux points de référence de F), et la BSR de 2020 a servi de point de repère pour la biomasse.

FACTEURS À PRENDRE EN CONSIDÉRATION POUR LE COSEPAC

Les calculs de l'épuisement aux fins de l'évaluation du COSEPAC sont présentés à l'annexe B.

RÉSULTATS

NORMALISATION DES CPUE

À partir du modèle nul (terme d'interception seulement), des covariables supplémentaires ont permis de réduire le CIA, souvent de plusieurs centaines d'unités (tableau 3). Avec le CIA, le modèle complet qui utilisait le modèle linéaire généralisé binomial négatif a été retenu comme le meilleur modèle. En estimant le paramètre de surdispersion, le modèle linéaire généralisé binomial négatif a fourni un meilleur ajustement en termes de CIA que le modèle linéaire généralisé de Poisson correspondant. Les effets du traitement pour les groupes de l'année, du mois, de l'année-mois et du débit d'eau étaient tous statistiquement significatifs à α =0,05 dans le modèle complet. Dans l'ensemble, les résiduels du modèle se sont relativement bien comportés (figure 10). Ils semblaient normalement distribués sans tendance apparente par rapport à l'année et au mois, bien qu'ils soient demeurés quelque peu hétéroscédastiques par rapport aux valeurs prévues.

La série des CPUE observées, calculée en moyennes géométriques annuelles, affiche une baisse notable de 2009 à 2012 (figure 11). Au milieu de la série (2011 à 2018), les valeurs observées étaient relativement stables, sinon légèrement en hausse, et baissent légèrement depuis 2018. Cette diminution récente semble correspondre au débit plus faible observé plus souvent en été et en automne (figure 7). La série normalisée aplatit la tendance à la baisse au début de la série chronologique, de sorte que la baisse n'est pas aussi prononcée qu'avec les valeurs observées (tableau 4). La stabilité au milieu de la série chronologique est demeurée, mais la baisse de 2019 à 2020 était moins marquée par rapport aux valeurs observées.

AJUSTEMENT ET DIAGNOSTICS DU MODÈLE STOCK SYNTHESIS

Le modèle de référence a estimé que la biomasse reproductrice femelle non exploitée (BSR₀) était de 347 t en 1879 (tableau 5; figure 12). L'épuisement rapide du stock s'est produit avec les premières prises dans les années 1880, la mortalité par pêche dans la rivière Saint-Jean atteignant le maximum de 3 en 1883 (figure 12), et la pêche a été fermée peu après. Le stock n'a pas été pêché jusqu'à l'extinction parce que la sélectivité de la pêche était limitée à un sous-ensemble de la composante de géniteurs (voir les estimations de la sélectivité au paragraphe suivant). Les composantes juvéniles et jeunes géniteurs du stock qui étaient invulnérables ou seulement partiellement vulnérables à la pêche sont demeurées et ont contribué au rétablissement du stock. Le rétablissement du stock s'est poursuivi jusqu'aux années 1910, puis s'est stabilisé dans les années 1920, alors que la pêche dans la rivière

Saint-Jean se poursuivait et que les prises dans la baie de Fundy commençaient. Entre les années 1920 et 1980, le stock a continué d'augmenter, mais à un rythme plus lent qu'à la fin du 19^e siècle et au début du 20^e siècle. Une autre période où F était plus élevée s'est produite dans les années 1980, coïncidant avec des prélèvements importants dans la baie de Fundy. Depuis 2007, au début de la pêche moderne, la taille du stock a diminué, mais à un rythme plus lent que celui qui avait été estimé par le passé. Le stock est demeuré au-dessus de la BSR_{RMD} depuis la fin du 19^e siècle.

La sélectivité totale de la pêche dans la rivière Saint-Jean a été estimée à 200 cm et 180 cm pour les femelles et les mâles, respectivement (figure 13). Ces valeurs correspondent respectivement à environ 35 et 25 ans, en utilisant la longueur moyenne selon l'âge. La courbe de sélectivité était plus grande que la maturité selon la longueur. La pêche dans la baie de Fundy capturait des poissons plus petits, immatures, avec le pic de sélectivité en forme de dôme à 150 cm (18 ans).

Le modèle a généralement produit de bons ajustements à la composition selon la longueur des femelles dans la rivière Saint-Jean, bien qu'il prédise une abondance plus élevée de grands animaux que l'on ne trouve qu'occasionnellement dans les données (p. ex. 2015 et 2016; figure 14). En revanche, la composition des mâles dans la rivière Saint-Jean était moins bonne. Le mode de la distribution prévue correspond souvent à la distribution observée, bien que le mode ait souvent changé au fil du temps (figure 15). En raison de la plus grande taille de l'échantillon de la composition selon la longueur dans la baie de Fundy par rapport aux données sur l'âge, le modèle a beaucoup mieux ajusté les longueurs (figures 16 et 17).

L'indice prévu était stable par rapport à la série normalisée (figure 18). La variation de l'estimation du nombre de reproducteurs entre 2009 et 2020 était relativement plus faible que celle des CPUE normalisées (figure 19). En particulier, la tendance à la baisse des valeurs normalisées de 2009 à 2011 ne s'est pas reflétée dans l'indice prévu.

L'estimation apicale de F de 3 en 1883, qui a atteint la limite spécifiée, est une contrainte structurelle potentielle dans le modèle. La valeur apicale de F en 1883 a également atteint la limite supérieure respective dans d'autres exécutions avec une valeur maximale de F = 1 ou 6. Cela signifie qu'il n'y a pas d'information dans les données pour informer le modèle de l'épuisement au cours des premières années de la pêche, et que ces données doivent être précisées indirectement dans le modèle par la contrainte de la valeur maximale de F. À mesure que la valeur maximale de F augmente, la taille du stock non exploité et la biomasse reproductrice actuelle (tant en valeur absolue que par rapport à la BSR_{RMD}) diminuent, le taux de diminution baissant à mesure que la valeur maximale de F augmente (figure 19).

La configuration de la flotte par sexe (FS) avec un sex-ratio fixe dans les prises historiques était plus optimiste, c.-à-d. un stock plus important et une biomasse actuelle plus élevée, comparativement au modèle de référence (figure 20). Pour maintenir le ratio femelle:mâle à 60:40 % dans les prises des années 1880, la valeur apicale de F pour les mâles a atteint la valeur maximale de F en 1883, mais la valeur de F pour les femelles était plus faible, ce qui a produit une BSR plus élevée que le modèle de référence. En revanche, le sex-ratio dans le modèle de référence change dans le temps, mais dépasse souvent 60 % (figure 21). La configuration FS du modèle stock synthesis s'est comportée fonctionnellement de manière similaire au scénario de valeur maximale de F=1.

Lorsque nous avons estimé la sélectivité en forme de dôme pour la pêche dans la rivière Saint-Jean, l'estimation de la BSR et du rapport BSR/BSR_{RMD} était plus élevée que celle du modèle de référence pour une grande partie de la série chronologique (figure 22). Le mode de la courbe de sélectivité indiquait que la pression de pêche la plus élevée était à l'âge 40 et à l'âge 26 pour les femelles et les mâles, respectivement (figure 23). D'après le ratio des femelles et des mâles dans la composition selon la longueur, le modèle a estimé que la mortalité par pêche apicale subie par les mâles était d'environ 80 % de celle des femelles. L'ajustement à la composition selon la longueur, en particulier pour la queue supérieure de la distribution, était meilleur que dans le modèle de référence (figures 24 et 25).

L'hypothèse concernant le pourcentage d'origine du stock des prises dans la baie de Fundy n'a d'incidence que sur l'épuisement actuel, avec une BSR plus faible et une valeur de F légèrement plus élevée en 2020 si le pourcentage provenant de la rivière Saint-Jean est élevé (figure 26). Les points de référence biologiques, comme la biomasse reproductrice non exploitée, ne sont pas touchés en raison de la contrainte de la valeur maximale de F pour 1883.

À la surface, la probabilité du profil pour la pente (h) indiquait que des valeurs inférieures étaient préférables, avec le minimum de h=0,30 (figure 27). Cependant, de telles valeurs faibles signifient qu'il y a peu ou pas de dépendance par rapport à la densité dans la population et qu'aucune mortalité par pêche ne peut être durable. En d'autres termes, la BSR_{RMD} se rapproche de la BSR₀ lorsque la pente est proche de 0,2 (figure 28). Une telle valeur implique également que la BSR récente est semblable à celle des années 1880, malgré des prises nettement inférieures (figure 28). La mortalité par pêche récente est également très élevée, avec une pente très faible (figure 29). Pour pouvoir établir des comparaisons avec le modèle de référence et d'autres ajustements de la sensibilité, nous avons utilisé une plage de valeurs plus plausibles entre 0,45 et 0,85. À mesure que la valeur de la pente utilisée dans le modèle augmentait, la biomasse actuelle devenait plus optimiste (figure 28). La biomasse non exploitée est demeurée inchangée, puisqu'elle dépend de la valeur maximale de F, bien que la biomasse au rendement maximal durable diminue avec une pente plus forte.

Le profil de probabilité pour R_0 (paramètre du recrutement non exploité) indique un minimum à l'estimation, avec un profil prononcé du côté gauche, tandis que la variation de la probabilité est plus plate du côté droit (figure 30). On peut en déduire que la valeur R_0 a été bien estimée, tout en notant l'interaction potentielle avec la contrainte de la valeur maximale de F sur l'estimation de ce paramètre.

L'analyse rétrospective n'a révélé aucun problème pathologique majeur. À mesure que les données sont supprimées (de 2014 à 2019), les valeurs historiques de la BSR et de F ne changent pas de façon importante (figure 31). Le rho de Mohn pour la BSR estimée était inférieur à 0,01.

Nous avons envisagé d'autres configurations du modèle dans le but d'améliorer l'ajustement de l'indice et des données sur la composition. Nous avons estimé les écarts du recrutement (en tant que paramètres pénalisés) et pondéré à la baisse les données sur la composition selon la longueur par rapport à l'indice en réduisant la taille de l'échantillon annuel pour la distribution multinomiale dans la probabilité. Dans les deux cas, les estimations n'ont pas changé. Dans le cas de l'estimation des écarts du recrutement, les erreurs-types des écarts n'étaient pas plus précises que l'écart-type précisé dans la fonction de pénalité.

Nous avons aussi envisagé un ajustement supplémentaire en ajoutant les données de marquage dans le modèle stock synthesis. Le mélange partiel n'est pas modélisé dans SS3, et plusieurs ajustements ont exploré différentes hypothèses concernant le décalage temporel (2 ou 4 ans) jusqu'au mélange complet, le taux de perte chronique des étiquettes étant un paramètre estimé. Encore une fois, les estimations du modèle n'étaient pas particulièrement différentes par rapport au modèle de référence. Cela peut se produire pour plusieurs raisons : (1) les données de marquage concordaient généralement avec les données sur les prises, l'indice et la composition concernant la mortalité récente; (2) par défaut, la probabilité pour les données de marquage était pondérée à la baisse par rapport à la composition et à l'indice, et d'autres travaux méthodologiques sont nécessaires pour trouver la pondération appropriée; ou

(3) les données de marquage n'étaient pas informatives dans le modèle; par exemple, le décalage du mélange a donné un ensemble de données tronqué qui n'a pas eu d'influence importante sur l'évaluation. Ces ajustements n'ont pas été examinés plus à fond.

Un modèle plus court a été envisagé pour éliminer l'influence des séries sur les premières prises et les hypothèses nécessaires pour intégrer ces données dans l'évaluation. Un modèle tronqué qui utilisait des données depuis 1990 a d'abord été élaboré avec le recrutement sous la forme d'écarts estimés par rapport au recrutement moyen. Cependant, les écarts n'ont pas été bien estimés et ont produit une population avec un recrutement constant modélisé. De plus, le modèle a estimé une petite population fortement exploitée, avec une mortalité par pêche souvent supérieure à 1. Cette ampleur de F n'a pas été jugée plausible par rapport aux estimations par d'autres méthodes (p. ex. Dadswell *et al.* 2017, Tsitrin *et al.* 2021). Le modèle tronqué n'a pas non plus été examiné plus avant.

Le tableau 6 récapitule les scénarios de sensibilité et de leurs effets sur l'extrant du modèle par rapport au modèle de référence.

POINTS DE RÉFÉRENCE

Les points de référence provisoires de la mortalité par pêche sont présentés dans le tableau 7. Le ratio du potentiel de fraie ne varie pas entre les modèles dont les estimations de la sélectivité sont très semblables. Tous les modèles ont utilisé les mêmes valeurs de paramètres biologiques des femelles et les calculs ne dépendent pas de la pente. Ainsi, les calculs du ratio du potentiel de fraie différaient dans le modèle à sélectivité en forme de dôme dans la rivière Saint-Jean par rapport à tous les autres. Par ailleurs, la valeur $F_{0,1}$ estimée pour la flotte par sexe était supérieure (0,13) à celle des autres modèles (0,10). Le calcul de $F_{0,1}$ utilise le ratio de F entre les femelles et les mâles en 2020. Dans la configuration de la flotte par sexe, la valeur de F était d'environ 0,015 et 0,031, respectivement, pour les femelles et les mâles (tableau 7). Dans le modèle à sélectivité en forme de dôme dans la rivière Saint-Jean, $F_{0,1}=0,15$ en raison de la sélectivité et du rapport de la valeur apicale de F entre les sexes. Le rapport de F est de 1 dans tous les autres modèles. L'état potentiel du stock pour le taux d'exploitation est présenté comme la valeur estimée de F en 2020 par rapport à $F_{0,1}$ et à $F_{50\%}$ (tableau 8).

Par ailleurs, le point de référence provisoire de la biomasse BSR_{RMD} augmentait avec la taille du stock non exploité et diminuait lorsque la valeur de la pente utilisée dans le modèle augmentait (tableau 8).

À partir de la série de modèles évalués ici, tous les scénarios ont montré que le rapport $F_{repère}/F_{50\%}$ est inférieur à 1, comme le rapport $F_{repère}/F_{o,1}$ (tableau 8). De même, le rapport BSR/BSR_{RMD} est supérieur à 1 en 2020 dans tous les scénarios, sauf lorsque la pente est égale à 0,45. Le tableau 9 présente des comparaisons de la valeur repère de F par rapport à d'autres points de référence.

La composante de projection a mis en œuvre une approximation du TAC actuel de 175–175 de 2021 à 2030. Comparativement au point de repère de 2020, la mortalité par pêche et la biomasse reproductrice augmentent et diminuent, respectivement, dans tous les modèles, le ratio de la variation étant plus important lorsque la taille du stock non exploité est plus petite et la pente est plus faible. En 2030, le rapport prévu F/F_{0,1} est inférieur à 1 pour 2030 dans tous les cas, mais le rapport F/F_{50 %} est supérieur à 1 dans les scénarios où la pente est faible (h<0,6) et la valeur maximale de F=6 (tableau 8). Pour la biomasse, le rapport BSR/BSR_{RMD} demeure supérieur à 1, sauf dans le scénario où la pente est faible (h = 0,45 et vraisemblablement les valeurs plus basses).

DISCUSSION

Le modèle stock synthesis représente la première tentative d'élaboration d'un modèle de population pour l'esturgeon de la rivière Saint-Jean. Ce modèle d'évaluation utilise les longues séries de données sur les prises historiques, les paramètres de croissance estimés à partir de l'échantillonnage biologique et la composition selon la longueur dans la pêche moderne. L'évaluation a révélé des incertitudes notables au cours du processus d'ajustement du modèle.

Parmi les différents types de données, les changements les plus importants apportés aux résultats du modèle sont attribuables à d'autres hypothèses de l'historique des prises (par rapport à celles concernant l'indice, la composition et les données de marquage). Les données sur les prises à elles seules ne pouvaient pas non plus expliquer l'épuisement du stock au début de la pêche à la fin du XIX^e siècle. La mortalité par pêche, et donc l'épuisement, a été contrainte par la valeur maximale de F, ce qui a nécessité l'analyse de sensibilité. Il est également possible que la sélectivité des premières pêches, avant la mise en œuvre des restrictions relatives à la taille des filets maillants, ait été différente de celle de la pêche moderne. Aucune donnée sur la sélectivité au début de la pêche n'était disponible pour cette évaluation.

Ensuite, les paramètres stock-recrue influent sur le calcul des points de référence de la biomasse ainsi que sur l'épuisement actuel. Bien que le paramètre de recrutement non exploité soit habituellement estimé, la pente est généralement difficile à estimer dans un modèle structuré selon l'âge, et aucune information antérieure n'était disponible pour étayer cette évaluation. Une valeur de 0,6 a d'abord été choisie dans le modèle de référence à l'aide d'une valeur relativement faible qui reflète la maturité tardive et la résilience potentiellement plus faible de l'esturgeon par rapport aux taxons atteignant la maturité plus tôt et plus résilients.

L'utilité des analyses de sensibilité est d'évaluer si certaines conclusions résistent à de telles incertitudes. Presque tous les modèles examinés ici ont montré que le stock était supérieur à la BSR_{RMD} en 2020 et qu'il demeurerait supérieur à la BSR_{RMD} au TAC actuel. Ce n'est que dans les scénarios à faible pente (h = 0,45 et moins) que le stock serait inférieur à la BSR_{RMD} . Les autres scénarios de prises historiques n'ont pas modifié l'état actuel du stock par rapport à la BSR_{RMD} . Essentiellement, le stock se situe au-dessus de la BSR_{RMD} puisque les prises d'aujourd'hui sont inférieures à celles des premières années de la pêche.

Pour traiter l'incertitude de la pente, l'évaluation a été examinée en fonction de l'incidence de la valeur de la pente sur les avis de gestion. Pour la plage de valeurs de la pente évaluée dans le profil, et dans l'ensemble des modèles de rechange ici, on a estimé que le stock était supérieur à la BSR_{RMD} en 2020, à l'exception de la valeur extrême la plus faible (h=0,45). De plus, les points de référence de la mortalité par pêche proposés ici ne varient pas en fonction de la valeur de la pente.

Les estimations de l'abondance et de la biomasse sont celles de la population fermée, qui comprend les résidents et les géniteurs actifs dans la rivière Saint-Jean, ainsi que les individus en migration et les géniteurs inactifs à l'extérieur de la rivière. Avec le modèle d'évaluation, les estimations de l'abondance des géniteurs actifs dans la rivière Saint-Jean nécessiteraient des hypothèses concernant les déplacements ou la fréquence de la fraie. La relation stock-recrue ne varie pas en fonction de la fréquence de la fraie et des déplacements tant que ces processus sont invariables dans le temps.

Les CPUE de la pêche ont été modélisées comme un indice de l'abondance totale de géniteurs, y compris les individus matures, mais qui ne frayent pas activement. Un indice des géniteurs actifs demeurerait proportionnel à l'indice modélisé dans la mesure où la proportion de reproducteurs actifs est indépendante de la mortalité et de l'abondance totale. Le contraste entre les CPUE observées et normalisées ne s'est pas reflété dans l'indice prévu dans l'évaluation. Compte tenu de la longévité de l'esturgeon et de l'estimation de F, une telle réduction n'a pas été possible entre 2009 et 2011, donnant à penser que l'abondance et d'autres facteurs, c.-à-d. la disponibilité ou le ciblage, demeurent regroupés dans la série normalisée. D'autres ensembles de données, comme les niveaux d'eau dans le bas Saint-Jean (Oak Point), et les mesures de la température, couvrant la série historique des CPUE, peuvent être intégrés aux travaux futurs de normalisation des CPUE.

Les données de marquage ont fourni l'occasion d'une évaluation complémentaire du stock et d'une comparaison subséquente des modèles qui utilisaient des données différentes. Comparativement au modèle SS3, le modèle de Brownie n'a pas besoin d'hypothèses supplémentaires concernant l'épuisement historique. Les deux modèles concordent sur la tendance et l'ampleur de F, qui a graduellement augmenté de 2009 à 2019, avant de baisser en 2020 en raison de la diminution des captures dans le modèle SS3 et des recaptures dans les données provenant des étiquettes. Bien qu'il existe des incertitudes notables dans le modèle SS3, les résultats de différents modèles peuvent donner une idée de la plausibilité des tendances et de l'ampleur de la mortalité par pêche.

Il n'y a pas de calendrier de maturité estimé pour le stock de la rivière Saint-Jean, mais aucune analyse de sensibilité n'a été effectuée puisque la maturité spécifiée était déjà proche des estimations de la sélectivité de la pêche dans la rivière Saint-Jean. La maturité ne doit pas être supérieure à la sélectivité dans la rivière Saint-Jean, qui en fournit une limite supérieure. Des estimations plus faibles de la maturité créeraient un scénario plus optimiste par rapport aux estimations de la BSR.

TRAVAUX FUTURS

Pour cette évaluation, nous avons choisi le logiciel stock synthesis pour la flexibilité des caractéristiques et l'examen approfondi par les pairs. En plus des nombreux essais de simulation et de l'utilisation préalable, cela limite la nécessité de régler les problèmes de code et de fiabilité. Cependant, les progiciels généralisés peuvent souvent ne pas avoir les caractéristiques nécessaires pour modéliser pleinement tous les processus biologiques et de gestion pour le stock en question.

L'élaboration d'un modèle structuré selon l'âge qui tient compte plus explicitement de la biologie de l'esturgeon, du comportement des pêcheurs et de la gestion comprendrait les caractéristiques suivantes :

- Sous-groupes qui divisent une cohorte en composantes matures et immatures tenant explicitement compte du comportement de reproduction dans leur vulnérabilité à la pêche dans la rivière Saint-Jean (Gibson et Myers 2003). Ces sous-groupes auront également une probabilité de déplacement dans la rivière Saint-Jean pour tenir compte de la périodicité de la fraie.
- Une composante en rivière du stock qui tient plus explicitement compte de l'échappée de la pêche. Bien que les estimations de la taille du stock comprennent des individus dans les milieux fluviaux, estuariens et marins, la productivité du stock est déterminée par la composante en rivière. Un modèle simple à une zone, qui peut être une simplification appropriée dans certains cas, mais qui risque plus d'échouer dans les cas extrêmes (p. ex. faible échappée), donnerait peu ou pas de recrutement, mais un modèle simple permet à tous les individus matures de contribuer à la fraie. Des études de simulation sont nécessaires pour explorer l'impact de telles approximations.

- Une composante d'étiquettes plus robuste du modèle structuré selon l'âge qui intègre un mélange incomplet par rapport au temps libre en raison de l'omission de la fraie. Il faut également étudier davantage la pondération de la probabilité entre les données tirées des étiquettes et d'autres composantes.
- Un TAC explicite par sexe et des projections de F selon le sexe sans qu'il soit nécessaire de séparer les flottes pour la reconstitution historique. Cela permet une plus grande souplesse dans le module des prévisions sans modifier la composante de l'estimation; c.-à-d. que le modèle devrait idéalement correspondre au total des prises au lieu d'exiger une hypothèse supplémentaire sur le sex-ratio historique.

La composition selon la longueur prévue correspond aux valeurs observées dans la pêche moderne puisque tous les poissons récoltés sont maintenant consignés. Une approche semblable à une analyse de population virtuelle ou à une analyse de réduction des stocks fondée sur la longueur (Wor *et al.* 2018) est plus appropriée qu'une fonction de sélectivité paramétrique. La sélectivité varie avec le temps pour refléter le comportement de rétention dans la pêche par année, comme l'indique la composition selon la longueur.

Des essais de simulation seraient nécessaires pour les nouveaux modèles afin de s'assurer qu'ils fonctionnent de façon fiable et qu'ils sont capables de récupérer les paramètres simulés (Deroba *et al.* 2015).

Enfin, on pourrait élaborer à l'avenir une valeur a priori pour la pente à partir des paramètres biologiques (voir Cortés 2020 à titre d'exemple). Des renseignements supplémentaires sur la fécondité des femelles, la fréquence de la fraie et la survie aux stades de l'œuf et de la larve, en l'absence de dépendance à la densité, pourraient également être utilisés pour établir une valeur a priori (Mangel *et al.* 2010; Brodziak *et al.* 2015).

RÉFÉRENCES CITÉES

- Bradford, R.G., Bentzen, P., Ceapa, C., Cook, A.M., Curry, A., LeBlanc, P., and Stokesbury, M. 2016. <u>Status of Atlantic Sturgeon (*Acipenser oxyrinchus oxyrinchus*) in the Saint John River, <u>New Brunswick.</u> DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2016/072. v + 55 p.</u>
- Brodziak, J., Mangel, M., and Sun, C-L. 2015. Stock-recruitment resilience of North Pacific striped marlin based on reproductive ecology. Fish. Res. 166: 140-150.
- Cortés, E. 2020. Estimates of vital rates and population dynamics parameters of interest of blacktip sharks (*Carcharhinus limbatus*) in the Atlantic Ocean. SEDAR65-AW02. SEDAR, North Charleston, SC. 17 pp.
- COSEWIC. 2011. COSEWIC assessment and status report on the Atlantic Sturgeon *Acipenser oxyrinchus* in Canada. Committee on the Status of Endangered Wildlife in Canada. Ottawa. xiii + 50p.
- Dadswell, M.J., Ceapa, C., Spares, A.D., Stewart, N.D., Curry, R. A., Bradford, R.A., and Stokesbury, M.J.W. 2017. Population characteristics of adult Atlantic Sturgeon captured by the commercial fishery in the Saint John River Estuary, New Brunswick. Trans. Am. Fish. Soc. 146: 318-330.
- Dadswell, M.J., Wehrell, S.A., Spares, A.D., Mclean, M.F., Beardsall, J.W., Logan-Chesney, L.M., Nau, G.S., Ceapa, C., Redden, A.M., and Stokesbury, M.J.W. 2016. The annual marine feeding aggregation of Atlantic sturgeon *Acipenser oxyrinchus* in the inner Bay of Fundy: population characteristics and movement. J. Fish Bio. 89: 2107-2132.
- Deroba, J.J., Butterworth, D.S., Methot, R.D., De Oliveira, J.A.A., Fernandez, C., ..., Hulson, P.-J.F. 2015. Simulation testing the robustness of stock assessment models to error: some results from the ICES strategic initiative on stock assessment methods. ICES J. Mar. Sci. 72: 19–30.
- Dichmont, C.M., Deng, R.A., Punt, A.E., Brodziak, J., Chang, Y-J., ..., Shertzer, K.W. 2016. A review of stock assessment packages in the United States. Fish. Res. 183: 447-460.
- Gibson, A.J.F. and Myers, R.A. 2003. A statistical, age-structured, life-history based stock assessment model for anadromous *Alosa*. Am. Fish. Soc. Sym. 35: 275 283.
- Hewitt, D. and J.M. Hoenig. 2005. Comparison of two approaches for estimating natural mortality based on longevity. Fish. Bull. US 103: 433-437.
- Hoenig, J.M. 1983. Empirical Use of Longevity Data to Estimate Mortality Rates. Fish. Bull., U.S. 81: 898-903.
- Mangel, M., Brodziak, J., and DiNardo, G. 2010. Reproductive ecology and scientific inference of steepness: a fundamental metric of population dynamics and strategic fisheries management. Fish Fish. 11: 89-104.
- Maunder, M.N. and Punt, A.E. 2004. Standardizing catch and effort data: a review of recent approaches. Fish. Res. 70: 141-159.
- Methot, Jr., R.D. and Wetzel, C.R. 2013. Stock synthesis: A biological and statistical framework for fish stock assessment and fishery management. Fish. Res. 142: 86-99.
- MPO. 2013. <u>Évaluation du potentiel de rétablissement de l'esturgeon noir (unité désignable des Maritimes)</u>. Secr. can. de consult. sci. du MPO, Avis sci. 2013/022.

- Stewart, N.D., Dadswell, M.J., Leblanc, P., Bradford, R.G., Ceapa, C., and Stokesbury, M.J.W. 2015. Age and growth of Atlantic Sturgeon from the Saint John River, New Brunswick, Canada. N. Am. J. Fish. Manage.35: 364-371.
- Then, A.Y., Hoenig, J.M., Hall, N.G., and Hewitt, D.A. 2015. Evaluating the predictive performance of empirical estimators of natural mortality rate using information on over 200 fish species. ICES J. Mar. Sci. 72: 82-92.
- Tsitrin, E., Crawford, K., Clark, C.M., Themelis, D., and Bradford, R. 2021. Survival and seasonal movements of adult St. John River Atlantic Sturgeon exposed to commercial fishing. Can. Tech. Rep. Fish. Aquat. Sci. 3418: iv + 55 p.
- Whitlock, R.E., and McAllister, M.K. 2012. Incorporating spatial and seasonal dimensions in a stock reduction analysis for lower Fraser River white sturgeon (*Acipenser transmontanus*). Can. J. Fish. Aquat. Sci. 69: 1674-1697.
- Wirgin, I., Maceda, L., Waldman, J.R., Wehrell, S., Dadswell, M., and King, T. 2012. Stock origin of migratory Atlantic Sturgeon in Minas Basin, inner Bay of Fundy, Canada, determined by microsatellite and mitochondrial DNA analyses. Trans. Am. Fish. Soc. 141: 1389-1398.
- Wor, C., van Poorten, B., Licandeo, R., and Walters, C.J. 2018. Stock reduction analysis using catch-at-length: Length-SRA. Fish. Res. 208: 124-132.

TABLEAUX

Tableau 1. Paramètres biologiques pour l'esturgeon noir de la rivière Saint-Jean. Les paramètres de longueur sont exprimés en longueur totale (cm) et les paramètres de poids, en poids brut (kg).

Paramètre	Femelles	Mâles	Source
Linf de von Bertalanffy (cm)	264	230	Stewart <i>et al.</i> (2015)
K de von Bertalanffy (année ⁻¹)	0,04	0,06	Stewart <i>et al.</i> (2015)
t₀ de von Bertalanffy (année)	-0,94	-0,60	Stewart <i>et al.</i> (2015)
a longueur-poids (coefficient)	2e-5	2e-5	Dadswell <i>et al.</i> (2017)
b longueur-poids (exposant)	2,72	2,72	Dadswell <i>et al.</i> (2017)
Longueur à 50 % de maturité (cm)	175	160	Comparaison visuelle de la composition selon la longueur
Longueur à 5 % de maturité (cm)	160	140	Stewart <i>et al.</i> (2015)
Mortalité naturelle (année-1)	0,06	0,09	Then <i>et al</i> . (2015) utilisant les paramètres de croissance

Tableau 2. Valeurs de la mortalité naturelle d'après les estimateurs indirects qui utilisent les paramètres de croissance ou l'âge maximal observé (t_{max}).

Méthode	Équation	Femelles	Mâles
Then <i>et al</i> . (2015) – âge maximal	$4,899 t_{max}^{-0,916}$	0.13	0.16
Then <i>et al</i> . (2015) – croissance	4,118 K ^{0,73} Linf ^{-0,33}	0.06	0.09
Hoenig (1983)	3 / t _{max}	0.06	0.07
Hewitt et Hoenig (2005)	4,22 / t _{max}	0.08	0.10

Tableau 3. Comparaison du CIA des modèles linéaires généralisés pour la normalisation des CPUE.
Thêta est le paramètre de surdispersion du modèle linéaire généralisé binomial négatif. La distribution
binomiale négative se rapproche de la distribution de Poisson lorsque thêta approche de l'infini.

Covariables du modèle	Distribution	Degrés de liberté	∆CIA	θ
Intersection	Poisson	1	1669	-
Y	Poisson	12	846	-
Y + M	Poisson	14	604	-
Υ×Μ	Poisson	34	358	-
Y + M + W	Poisson	15	567	-
$Y \times M + W$	Poisson Binomiale	35	287	-
Intersection	négative Binomiale	2	470	2,5
Y	négative Binomiale	13	235	4,2
Y + M	négative Binomiale	15	137	5,2
Υ×Μ	négative Binomiale	35	27	7,1
Y + M + W	négative Binomiale	16	129	5,4
$Y \times M + W$	négative	36	0	7,8

Tableau 4. Série chronologique des CPUE observées et normalisées, ainsi que l'erreur-type lognormale de la série normalisée. Les valeurs sont redimensionnées de manière à ce que la moyenne de chaque série soit de 1.

			Écart-
Année	Observées	Normalisées	type
2009	2,81	2,10	0,16
2010	1,54	1,59	0,11
2011	0,72	0,63	0,19
2012	0,45	0,75	0,13
2013	0,99	1,11	0,14
2014	0,52	0,66	0,18
2015	1,10	0,88	0,16
2016	0,78	0,82	0,12
2017	1,20	1,30	0,19
2018	0,75	0,88	0,13
2019	0,69	0,68	0,13
2020	0,46	0,61	0,14

Tableau 5. Série chronologique de la biomasse du stock reproducteur (tonnes; femelles seulement), du
nombre de reproducteurs (femelles, mâles et les deux) et de la mortalité par pêche dans la flotte dans le
modèle de référence. En 1879, l'effectif de la population reflète les conditions sans exploitation.

Année	BSR (F)	F sommaire	Nombre de reproducteurs (F)	Nombre de reproducteurs (M)	Nombre de reproducteurs (les 2)	Rivière Saint- Jean	F baie de Fundy
1879	347	0	7 856	4 525	12 380	0	0
1880	252	0,83	5 670	3 187	8 857	0,84	0
1881	118	1,39	2 866	1 582	4 448	1,42	0
1882	44	2,69	1 206	655	1 861	2,73	0
1883	23	2,95	681	379	1 060	3	0
1884	19	2,04	569	334	903	2,07	0
1885	20	0,77	606	378	984	0,78	0
1886	24	0,38	719	474	1 193	0,39	0
1887	29	0	886	613	1 499	0	0
1888	37	0	1 096	790	1 887	0	0
1889	44	0	1 324	982	2 306	0	0
1890	53	0	1 565	1 182	2 747	0	0
1891	62	0	1 815	1 385	3 200	0	0
1892	71	0	2 070	1 586	3 657	0	0
1893	80	0	2 327	1 782	4 109	0	0
1894	90	0	2 582	1 966	4 549	0	0
1895	100	0	2 834	2 136	4 969	0	0
1896	110	0	3 079	2 284	5 363	0	0
1897	117	0,08	3 258	2 349	5 607	0,08	0
1898	122	0,06	3 380	2 342	5 722	0,06	0
1899	129	0,03	3 521	2 334	5 855	0,03	0
1900	135	0,03	3 673	2 320	5993	0,03	0
1901	143	0,01	3 836	2 304	6 140	0,01	0
1902	150	0	4 002	2 290	6 292	0	0
1903	157	0,01	4 134	2 256	6 390	0,01	0
1904	162	0,01	4 224	2 209	6 434	0,01	0
1905	165	0,02	4 275	2 158	6 432	0,02	0
1906	167	0,02	4 281	2 105	6 386	0,02	0
1907	169	0,02	4 261	2 065	6 325	0,02	0
1908	170	0,01	4 236	2 046	6 282	0,01	0
1909	170	0,03	4 184	2 036	6 219	0,03	0
1910	168	0,04	4 081	2 015	6 096	0,04	0,01
1911	166	0,01	3 995	2 017	6 012	0,01	0
1912	165	0,02	3 930	2 038	5 968	0,02	0,01
1913	163	0,02	3 854	2 053	5 907	0,02	0,02
1914	162	0,02	3 776	2 068	5 845	0,02	0,01
1915	160	0,02	3 713	2 096	5 809	0,02	0
1916	159	0,01	3 682	2 142	5 824	0,01	0

Année	BSR (F)	F sommaire	Nombre de reproducteurs (F)	Nombre de reproducteurs (M)	Nombre de reproducteurs (les 2)	Rivière Saint- Jean	F baie de Fundy
1917	160	0,01	3 679	2 199	5 878	0,01	0
1918	161	0,01	3 688	2 260	5 948	0,01	0
1919	161	0,02	3 696	2 315	6 010	0,02	0
1920	162	0,02	3 706	2 366	6 071	0,02	0
1921	162	0,02	3 717	2 412	6 129	0,02	0
1922	162	0,02	3 729	2 452	6 182	0,02	0
1923	163	0,02	3 752	2 494	6 246	0,02	0
1924	164	0,01	3 794	2 544	6 338	0,01	0
1925	166	0,01	3 857	2 601	6 458	0,01	0
1926	169	0,01	3 926	2 657	6 583	0,01	0
1927	172	0	4 004	2 715	6 718	0	0
1928	175	0,01	4 082	2 767	6849	0,01	0
1929	178	0,01	4 161	2 817	6977	0,01	0
1930	181	0	4 235	2 851	7086	0	0,03
1931	184	0	4 309	2 881	7190	0	0
1932	188	0	4 402	2 930	7332	0	0
1933	191	0	4 495	2 978	7473	0	0
1934	195	0,01	4 571	3 013	7584	0,01	0
1935	197	0,01	4 624	3 031	7654	0,01	0
1936	199	0,01	4 673	3 046	7719	0,01	0
1937	201	0,01	4 727	3 066	7794	0,01	0
1938	204	0,01	4 787	3 091	7878	0,01	0
1939	207	0	4 851	3 119	7970	0	0
1940	210	0	4 918	3 150	8068	0	0
1941	213	0	4 986	3 183	8170	0	0
1942	216	0	5 049	3 213	8262	0	0
1943	219	0	5 108	3 240	8348	0	0
1944	221	0	5 163	3 264	8428	0	0
1945	224	0,01	5 210	3 283	8493	0,01	0
1946	225	0,01	5 242	3 293	8535	0,01	0
1947	227	0,01	5 272	3 303	8574	0,01	0
1948	229	0	5 309	3 318	8627	0	0
1949	231	0,01	5 343	3 332	8675	0,01	0
1950	233	0,01	5 376	3 347	8723	0,01	0
1951	235	0	5 412	3 365	8 777	0	0
1952	236	0,01	5 446	3 381	8 827	0,01	0
1953	238	0,01	5 466	3 389	8 855	0,01	0
1954	238	0,01	5 474	3 388	8 862	0,01	0
1955	238	0,01	5 477	3 384	8 861	0,01	0
1956	239	0,01	5 491	3 389	8 880	0,01	0
1957	240	0,01	5 509	3 395	8 904	0,01	0,01

Année	BSR (F)	F sommaire	Nombre de reproducteurs (F)	Nombre de reproducteurs (M)	Nombre de reproducteurs (les 2)	Rivière Saint- Jean	F baie de Fundy
1958	240	0,02	5 499	3 381	8 880	0,02	0,01
1959	240	0,01	5 487	3 368	8 855	0,01	0
1960	240	0,02	5 482	3 360	8 842	0,02	0,01
1961	240	0,01	5 487	3 358	8 844	0,01	0,01
1962	241	0,01	5 512	3 370	8 881	0,01	0
1963	243	0,01	5 542	3 388	8 929	0,01	0
1964	244	0	5 574	3 408	8 982	0	0
1965	245	0,01	5 601	3 422	9 023	0,01	0,01
1966	246	0,01	5 620	3 433	9 053	0,01	0
1967	248	0,01	5 647	3 451	9 098	0,01	0
1968	249	0	5 675	3 465	9 140	0	0,01
1969	248	0,02	5 663	3 454	9 117	0,03	0
1970	247	0,02	5 638	3 438	9 076	0,02	0
1971	247	0,01	5 642	3 440	9 082	0,01	0
1972	247	0,02	5 634	3 435	9 069	0,02	0
1973	246	0,01	5 624	3 428	9 052	0,01	0
1974	247	0,01	5 640	3 435	9 075	0,01	0
1975	248	0,01	5 660	3 445	9 105	0,01	0
1976	247	0,03	5 643	3 432	9 075	0,03	0
1977	247	0	5 644	3 430	9 074	0	0
1978	247	0,02	5 655	3 436	9 091	0,02	0
1979	243	0,05	5 578	3 381	8 959	0,05	0,01
1980	235	0,08	5 396	3 256	8 652	0,08	0,02
1981	227	0,04	5 235	3 145	8 380	0,04	0,02
1982	223	0,04	5 153	3 088	8 241	0,04	0,01
1983	219	0,05	5 068	3 036	8 104	0,05	0,01
1984	213	0,06	4 951	2 965	7 917	0,06	0,01
1985	206	0,06	4 797	2 861	7 658	0,06	0,05
1986	200	0,06	4 652	2 763	7 415	0,06	0,02
1987	196	0,03	4 580	2 719	7 299	0,03	0,02
1988	184	0,17	4 324	2 557	6 881	0,18	0,03
1989	164	0,19	3 885	2 289	6 175	0,2	0,02
1990	152	0,09	3 632	2 146	5 778	0,09	0,01
1991	149	0,05	3 564	2 120	5 684	0,05	0,03
1992	147	0,05	3 534	2 117	5 651	0,05	0,02
1993	147	0,03	3 533	2 132	5 666	0,03	0,03
1994	146	0,06	3 527	2 144	5 671	0,06	0,02
1995	145	0,06	3 502	2 148	5 650	0,06	0,01
1996	143	0,08	3 468	2 150	5 618	0,08	0
1997	141	0,06	3 440	2 155	5 595	0,06	0
1998	141	0,03	3 456	2 185	5 641	0,04	0,01

Année	BSR (F)	F sommaire	Nombre de reproducteurs (F)	Nombre de reproducteurs (M)	Nombre de reproducteurs (les 2)	Rivière Saint- Jean	F baie de Fundy
1999	144	0,02	3 521	2 245	5 766	0,02	0
2000	148	0,01	3 617	2 326	5 943	0,01	0
2001	150	0,05	3 672	2 376	6 048	0,05	0
2002	151	0,03	3 717	2 415	6 132	0,03	0
2003	155	0	3 822	2 492	6 314	0	0
2004	161	0	3 955	2 584	6 539	0	0
2005	167	0	4 088	2 670	6 757	0	0
2006	172	0	4 218	2 750	6 969	0	0
2007	176	0,03	4 305	2 794	7 099	0,03	0
2008	179	0,02	4 364	2 815	7 179	0,02	0
2009	180	0,04	4 398	2 816	7 214	0,05	0
2010	181	0,03	4 417	2 806	7 223	0,03	0
2011	182	0,04	4 433	2 794	7 227	0,04	0
2012	182	0,03	4 441	2 778	7 219	0,03	0
2013	182	0,06	4 426	2 748	7 174	0,06	0
2014	180	0,06	4 374	2 698	7 072	0,06	0
2015	178	0,06	4 321	2 650	6 971	0,06	0
2016	176	0,05	4 281	2 614	6 895	0,05	0
2017	174	0,06	4 239	2 582	6 821	0,06	0
2018	172	0,06	4 183	2 544	6 726	0,06	0
2019	170	0,06	4 129	2 510	6 639	0,06	0
2020	169	0,03	4 113	2 506	6 619	0,03	0

Leur nom	Description	Effet par rapport au modèle de référence
Modèle de référence	F maximale = 3; pente = 0,6; 60 % des prises de la baie de Fundy proviennent de la rivière Saint-Jean; F apicale identique entre les sexes	-
F maximale = x	Régler F maximale sur 1 ou 6	La taille du stock non exploité, la BSR _{RMD} et la taille actuelle du stock diminuent à mesure que F maximale augmente
FS (flotte par sexe)	Établir le sex-ratio historique des prises (avant 2007) à 60 % de femelles, F apicale indépendante par sexe	La taille du stock non exploité, la BSR _{RMD} et la taille actuelle du stock augmentent
Sélectivité en forme de dôme dans la rivière Saint-Jean	Estimation de la sélectivité en forme de dôme pour la pêche dans la rivière Saint-Jean	La taille du stock non exploité, la BSR _{RMD} et la taille actuelle du stock augmentent
X % de la baie de Fundy	Supposer que X % des prises dans la baie de Fundy proviennent de la rivière Saint- Jean	La taille du stock non exploité et la BSR_{RMD} demeurent inchangées, mais la taille actuelle du stock diminue à mesure que X % augmente
h du profil = x	Utiliser d'autres valeurs de la pente, où h = 0,45, 0,50,, 0,85 (tranches de 0,05)	La taille du stock non exploité demeure inchangée, mais la BSR _{RMD} diminue et la taille actuelle du stock augmente à mesure que la pente augmente

Tableau 6. Description des diverses configurations du modèle SS3 évaluées et de leurs effets sur la reconstitution historique et la BSR_{RMD} par rapport au modèle de référence.

Tableau 7. Valeurs des points de référence biologiques de la mortalité par pêche.

Point de	
référence	Valeur
F _{0,1} (FS)	0,13
F _{0,1} (dôme)	0,15
F _{0,1} (autrement)	0,10
F _{20 %} (dôme)	0,23
F _{30 %} (dôme)	0,12
F _{40 %} (dôme)	0,08
F _{50 %} (dôme)	0,05
F _{60 %} (dôme)	0,03
F _{20 %} (autrement)	0,27
F _{30 %} (autrement)	0,15
F _{40 %} (autrement)	0,09
F _{50 %} (autrement)	0,06
F _{60 %} (autrement)	0,04

Modèle	BSR₀		BSR ₂₀₂₀	BSR ₂₀₂₀ / BSR _{RMD}	F _{repère}	F _{repère} / F _{50 %}	F _{repère} / F _{0,1}	BSR ₂₀₃₀	BSR ₂₀₃₀ / BSR _{RMD}	F ₂₀₃₀	F ₂₀₃₀ / F _{50 %}	F ₂₀₃₀ / F _{0,1}
Modèle de référence	347	99	169	1,72	0,051	0,86	0,51	159	1,61	0,056	0,93	0,56
F max. = 1	415	118	242	2,05	0,036	0,59	0,36	233	1,97	0,038	0,63	0,38
F max. = 6	327	93	148	1,58	0,059	0,98	0,59	137	1,47	0,065	1,08	0,65
FS	430	132	276	2,10	0,027	0,44	0,27	263	1,99	0,035	0,58	0,35
Sélectivité en forme de dôme dans la rivière Saint-Jean	398	106	209	2,09	0,037	0,61	0,37	200	1,89	0,039	0,65	0,39
30 % baie de Fundy	349	99	186	1,88	0,047	0,78	0,47	174	1,75	0,051	0,85	0,51
90 % baie de Fundy	347	99	154	1,56	0,057	0,94	0,57	146	1,48	0,061	1,02	0,61
h du profil = 0,45	347	122	117	0,96	0,075	1,24	0,75	99	0,81	0,089	1,48	0,89
h du profil = 0,5	347	114	140	1,23	0,062	1,03	0,62	126	1,10	0,071	1,18	0,71
h du profil = 0,55	347	106	157	1,48	0,056	0,93	0,56	145	1,36	0,061	1,01	0,61
h du profil = 0,6	347	99	169	1,72	0,051	0,86	0,51	159	1,61	0,056	0,93	0,56
h du profil = 0,65	347	91	178	1,96	0,049	0,81	0,49	170	1,87	0,053	0,88	0,53
h du profil = 0,7	347	83	185	2,23	0,047	0,78	0,47	178	2,15	0,050	0,83	0,50
h du profil = 0,75	347	75	191	2,55	0,046	0,76	0,46	185	2,47	0,049	0,82	0,49
h du profil = 0,8	347	66	195	2,97	0,044	0,74	0,44	190	2,89	0,047	0,78	0,47
h du profil = 0,85	347	56	198	3,53	0,043	0,73	0,44	194	3,47	0,046	0,77	0,46

Tableau 8. Estimation de la biomasse reproductrice en 2020 et estimations du repère de la mortalité par pêche (moyenne de 2018 à 2020), ainsi que les valeurs prévues en 2030 en utilisant le TAC actuel, à partir de la série de modèles stock synthesis 3.

Modèle	F _{repère}	F _{repère} / F _{40 %}	F _{repère} / F _{50 %}	F _{repère} / F _{60 %}
Modèle de référence	0.051	0,53	0.86	1,25
F max. = 1	0,036	0,37	0,59	0,87
F max. = 6	0,059	0,61	0,98	1,44
FS	0,027	0,27	0,44	0,65
Sélectivité en forme de dôme dans la rivière		0,38		0,89
Saint-Jean	0,037		0,61	
30 % baie de Fundy	0,047	0,48	0,78	1,14
90 % baie de Fundy	0,057	0,58	0,94	1,38
h du profil = 0,45	0,075	0,77	1,24	1,82
h du profil = 0,5	0,062	0,64	1,03	1,51
h du profil = 0,55	0,056	0,57	0,93	1,36
h du profil = 0,6	0,051	0,53	0,86	1,25
h du profil = 0,65	0,049	0,50	0,81	1,19
h du profil = 0,7	0,047	0,48	0,78	1,15
h du profil = 0,75	0,046	0,47	0,76	1,11
h du profil = 0,8	0,044	0,46	0,74	1,08
h du profil = 0,85	0,043	0,45	0,73	1,07

Tableau 9. Estimations du repère de la mortalité par pêche par rapport à trois points de référence du ratio potentiel de fraie.

FIGURES



Figure 1. Débarquements historiques d'esturgeons (avant 2007, en tonnes) pour l'évaluation. Tous les débarquements effectués avant 1890 étaient supérieurs à 50 t. Les valeurs sont indiquées dans le tableau 4 de Bradford et al. (2016).



Figure 2. Composition selon la longueur des femelles récoltées (F) dans la pêche dans la rivière Saint-Jean. Les nombres dans l'angle supérieur droit de chaque graphique indiquent la taille de l'échantillon.



Figure 3. Composition selon la longueur des mâles récoltés (M) dans la pêche dans la rivière Saint-Jean. Les nombres dans l'angle supérieur droit de chaque graphique indiquent la taille de l'échantillon.



Figure 4. Composition selon la longueur utilisée pour la pêche dans la baie de Fundy, la taille de l'échantillon étant indiquée dans l'angle supérieur droit du graphique. Les valeurs ont été numérisées à partir de la figure 4 dans Dadswell et al. (2016).



Figure 5. Composition selon l'âge utilisée pour la pêche dans la baie de Fundy, la taille de l'échantillon étant indiquée dans l'angle supérieur droit du graphique. Les valeurs ont été numérisées à partir de la figure 7 dans Dadswell et al. (2016).



Figure 6. Débit d'eau horaire au barrage de Mactaquac (pieds cubes par seconde; pi³/s).



Figure 7. Diagramme de dispersion de log (CPUE) avec le logarithme du débit quotidien moyen du barrage de Mactaquac (axe des abscisses). Les couleurs catégorisent le mois de l'événement de pêche.



Figure 8. Ogives de maturité utilisées dans le modèle stock synthesis. La maturité selon la longueur a été entrée dans le modèle et le calendrier de maturité selon l'âge qui en a découlé a été calculé dans le modèle.



Figure 9. Proportion de femelles en abondance (en haut) et en poids (en bas) dans la composition selon la longueur de la pêche dans la rivière Saint-Jean.



Figure 10. Diagnostics du modèle complet pour la normalisation des CPUE en utilisant le modèle linéaire généralisé binomial négatif.



Figure 11. Comparaison des CPUE observées et normalisées. Pour permettre la comparaison, chaque série a été calculée comme une moyenne géométrique annuelle, puis redimensionnée pour donner une moyenne de 1.



Figure 12. Estimations de la BSR (en haut), du rapport BSR/BSR_{RMD} (au milieu) et de F (en bas) à partir du modèle de référence. Les valeurs sont présentées dans le tableau 5. Tous les taux de mortalité par pêche (F) des années antérieures à 1886 dépassent 0,20. La ligne verticale en pointillés indique l'année 2020. Les valeurs après 2020 sont les valeurs prévues avec la mise en œuvre du TAC actuel.



Figure 13. Estimations de la sélectivité du modèle de référence (présentées avec la maturité des femelles à des fins de comparaison). La sélectivité a été modélisée principalement comme une fonction de la longueur (en haut) et du calendrier correspondant en fonction de l'âge (en bas).



Figure 14. Composition selon la longueur observée (en noir) et prévue (en orange) des femelles (F) récoltées dans la pêche dans la rivière Saint-Jean dans le modèle de référence. Les nombres dans l'angle supérieur droit de chaque graphique indiquent la taille de l'échantillon.



Figure 15. Composition selon la longueur observée (en noir) et prévue (en orange) des mâles (M) récoltés dans la pêche dans la rivière Saint-Jean dans le modèle de référence. Les nombres dans l'angle supérieur droit de chaque graphique indiquent la taille de l'échantillon.



Figure 16. Composition selon la longueur observée (en noir) et prévue (en orange) de la pêche dans la baie de Fundy. Le nombre dans l'angle supérieur droit de chaque graphique indique la taille de l'échantillon.



Figure 17. Composition selon l'âge observée (en noir) et prévue (en orange) de la pêche dans la baie de Fundy. Le nombre dans l'angle supérieur droit de chaque graphique indique la taille de l'échantillon.

37



Figure 18. Indice prévu (en bleu) comparé aux CPUE normalisées (points blancs avec barres d'erreur) dans le modèle de référence.



Figure 19. Estimations de la BSR et du rapport BSR/BSR_{RMD} avec d'autres hypothèses de la valeur maximale de F. Le modèle de référence est représenté par F max. = 3.



Figure 20. Comparaison des estimations de la BSR entre le modèle de référence et le modèle de flotte par sexe.



Figure 21. Sex-ratio des prises historiques dans la rivière Saint-Jean (1880 à 2005) prédit par le modèle de référence.



Figure 22. Estimations de la BSR et du rapport BSR/BSR_{RMD} entre le modèle de référence (sélectivité logistique dans la pêche dans la rivière Saint-Jean) et le modèle avec sélectivité en forme de dôme dans cette pêche.



Figure 23. Estimations de la sélectivité en forme de dôme pour la pêche dans la rivière Saint-Jean.



Figure 24. Composition selon la longueur observée (en noir) et prévue (en orange) des femelles (F) récoltées dans la pêche dans la rivière Saint-Jean avec sélectivité en forme de dôme. Les nombres dans l'angle supérieur droit de chaque graphique indiquent la taille de l'échantillon.



Figure 25. Composition selon la longueur observée (en noir) et prévue (en orange) des mâles (M) récoltés dans la pêche dans la rivière Saint-Jean avec sélectivité en forme de dôme. Les nombres dans l'angle supérieur droit de chaque graphique indiquent la taille de l'échantillon.



Figure 26. Estimations de la BSR et du rapport BSR/BSR_{RMD} avec d'autres hypothèses du pourcentage de poissons de la rivière Saint-Jean (30, 60 ou 90 %) dans les prises de la baie de Fundy. Le modèle de référence est représenté par le modèle de 60 % de la baie de Fundy.



Figure 27. Profil de probabilité de la pente du modèle de référence.



Figure 28. Estimations de la BSR et du rapport BSR/BSR_{RMD} pour le profil de pente. Le modèle de référence est le modèle où h = 0,6.



Figure 29. Estimations de F pour le profil de pente. Le modèle de référence est le modèle où h = 0,6.



Figure 30. Profil de probabilité du paramètre de recrutement non exploité.



Figure 31. Analyse rétrospective du modèle de référence où des années supplémentaires de données sont retirées du modèle (de 2020 jusqu'à 2014).

ANNEXE A : MODÈLE DE MARQUAGE DE BROWNIE

Le modèle de Brownie (Brownie 1978, 1985; cité dans Hoenig *et al.* 1998) est une méthode d'estimation de la survie annuelle d'une population à partir de plusieurs années de remises à l'eau d'animaux marqués et recapturés ultérieurement. Le modèle est un cadre souple et permet des modifications pour assouplir des hypothèses strictes et les prendre en compte, comme le mélange immédiat et complet des étiquettes dans la population et la rétention complète des étiquettes (voir Hoenig *et al.* 1998 et Waterhouse et Hoenig 2011, à titre d'exemples); ces hypothèses sont généralement associées aux modèles de marquage. Les améliorations méthodologiques ont redéfini les paramètres de la survie en composantes de la mortalité par pêche et de la mortalité naturelle, augmentant ainsi son utilité pour l'évaluation des pêches (Hoenig *et al.* 1998).

L'ensemble de données de marquage de l'esturgeon noir de la rivière Saint-Jean a été traité en un ensemble de remises à l'eau et de recaptures aux fins de l'analyse. Les documents de marquage de la pêche commerciale de 2009 à 2020 ont été transformés en événements de remise à l'eau et de recapture. Chaque événement de remise à l'eau et de recapture a été défini comme un événement indépendant pour totaliser les remises à l'eau et les recaptures par année (tableau A.1). De cette façon, le nombre d'événements de remise à l'eau est plus élevé que le nombre d'étiquettes uniques relâchées dans la population si les étiquettes étaient relâchées et récupérées plusieurs fois après le lâcher initial dans la population. La plupart des poissons portent une étiquette TPI et une étiquette Floy. Dans ce cas, les événements liés aux étiquettes ont été triés par numéro de TPI et les autres enregistrements d'étiquettes ont été triés par numéro Floy (figure A.1). La plupart des étiquettes sont récupérées la même année que le lâcher (figure A.2), après quoi le nombre de recaptures se produit deux à trois années civiles après le lâcher (figure A.3).

DESCRIPTION DU MODÈLE

Dans un modèle de Brownie simple, nous avons d'abord le nombre d'étiquettes diffusées au cours de l'année $i(N_i^{rel})$. L'abondance des étiquettes N_{ij} de cette cohorte dans la population au cours de l'année j est

$$N_{i j} = \begin{cases} N_i^{\text{rel}} & i = j \\ N_{i j-1} \exp(-[F_{j-1} + M]) & i < j \end{cases}$$

où F_j est la mortalité par pêche l'année j, et M est la mortalité naturelle.

Pour l'esturgeon noir de la rivière Saint-Jean, deux modifications supplémentaires ont été apportées à l'équation de la dynamique, où

$$N_{i j} = \begin{cases} N_i^{\text{rel}} & i = j \\ N_{i j-1} \exp(-[\ell_{j-i-1}F_{j-1} + M])\phi & i < j \end{cases}$$

Tout d'abord, on pense qu'une perte chronique d'étiquettes se produit, et on a donc ajouté un scalaire supplémentaire, ϕ , la proportion d'étiquettes retenues d'une année à l'autre, dans le modèle.

Ensuite, dans la pêche dans la rivière Saint-Jean, le mélange des étiquettes, et par conséquent la disponibilité des étiquettes pour la recapture, varie par rapport à l'année de remise à l'eau. La capturabilité des recaptures en cours d'année devrait être plus élevée, car les poissons demeurent dans la rivière. Dans les années qui suivent immédiatement le marquage, la capturabilité est plus faible, car les animaux sont moins susceptibles de revenir en raison du comportement de fraie périodique. Ces effets latents sur la capturabilité ℓ_k , où k = j - i est le délai entre la remise à l'eau et la recapture en années civiles, modifient la mortalité par pêche des étiquettes après la remise à l'eau et sont modélisés comme des effets séparables sur F_j . Après 4 ans, la période moyenne entre les fraies, on peut considérer que les étiquettes sont entièrement mélangées dans la population, c.-à-d. $\ell_k = 1$ pour k = 4, 5, ...

Pour les années $i \le j$, les recaptures R_{ij} sont prédites par l'équation de Baranov,

$$R_{ij} = \frac{\ell_{j-i}F_j}{\ell_{j-i}F_j + M} \left(1 - \exp\{-[\ell_{j-i}F_j + M]\}\right) N_{ij}\lambda$$

où λ est le taux de déclaration des étiquettes. Ici, nous avons supposé un taux de déclaration de 100 % (λ = 1).

La log-vraisemblance *L* du modèle utilise une distribution multinomiale pour le devenir de la cohorte d'étiquettes *i* les années $i \le j$,

$$L = \sum_{i} \left(\sum_{i \leq j} \left[r_{i j} \log \left(\hat{p}_{i j} \right) \right] + \left(N_i^{\text{rel}} - \Sigma_i r_{i j} \right) \log \left(1 - \Sigma_i \hat{p}_{i j} \right) \right)$$

où r_{ij} est le nombre observé de recaptures, $\hat{p}_{ij} = \hat{R}_{ij} / N_i^{\text{rel}}$ est la proportion prévue d'étiquettes récupérées, l'opérateur accent circonflexe (^) indiquant une estimation, et le dernier terme de l'équation est la composante de probabilité des étiquettes qui n'ont pas été observées depuis la remise à l'eau. Les paramètres estimés étaient F_i , ϕ et ℓ_k pour k = 0 1 2 3.

Puisque ϕ et *M* ne sont pas des paramètres identifiables de façon unique (les deux décrivent la perte chronique d'étiquettes pour des causes autres que la pêche), on a estimé ϕ avec M = 0,06 et utilisé un profil de probabilité conjoint pour décrire la corrélation dans les paramètres. Le modèle de Brownie a été mis en œuvre dans Template Model Builder (TMB), un progiciel en R pour la mise en œuvre de modèles rapides et complexes (Kristensen *et al.* 2016).

RÉSULTATS

Avec M = 0,06, le modèle de Brownie a estimé les taux de mortalité par pêche entre 0,04 et 0,09 de 2009 à 2020 (tableau A.2). La tendance de F augmente constamment dans le temps (figure A.4), passant de F = 0,04 à 0,07 entre 2009 et 2019. En 2020, F était plus faible en raison de la diminution du nombre de recaptures par rapport aux années précédentes. En 2016, F a culminé à 0,09 en raison d'un nombre élevé de recaptures de la cohorte des étiquettes de 2016.

L'ajustement du modèle est dominé par les recaptures en cours d'année (figures A.5 à 7) et l'effet latent estimé pour les recaptures en cours d'année indiquait une probabilité de capture beaucoup plus élevée (6,41x). Entre un et trois ans après la remise à l'eau, la capturabibilité relative est plus faible (< 1) et augmente graduellement.

Avec une valeur fixe de M = 0,06, le taux estimé de rétention des étiquettes était de 0,81. Le profil de probabilité conjoint de M et la rétention des étiquettes indiquaient une très forte corrélation entre les deux paramètres (figure A.8), montrant que les deux paramètres ne peuvent pas être estimés simultanément.

L'estimation de F dans le modèle de Brownie correspondait étroitement à celles du modèle SS3 pour la tendance, malgré l'utilisation de données différentes. Dans les deux cas, F a augmenté depuis 2009, bien que très lentement, puis a diminué de façon plus prononcée au cours de l'année terminale (tableau A.2). Les estimations de F dans le modèle de Brownie sont également de même ampleur pour la plupart des configurations SS3.

RÉFÉRENCES

- Brownie, C., Anderson, D.R., Burnham, K.P., and Robson, D.S. 1978. Statistical inference from band recovery data a handbook. U.S. Fish Wildl. Serv. Resour. Publ. No. 131.
- Brownie, C., Anderson, D.R., Burnham, K.P., and Robson, D.S. 1985. Statistical inference from band recovery data: a handbook. 2nd ed. U.S. Fish Wildl. Serv. Resour. Publ. No. 156.
- Hoenig, J.M., Barrowman, N.J., Pollock, K.H., Brooks, E.N., Hearn, W.S., and Polacheck T.
 1998. Models for tagging data that allow for incomplete mixing of newly tagged animals Can.
 J. Fish. Aquat. Sci. 55: 1477-1483.
- Kristensen, K., Nielsen, A., Berg, C.W., Skaug, H., and Bell, B.M. 2016. TMB: Automatic Differentiation and Laplace Approximation. J. Stat. Soft. 70. doi:10.18637/jss.v070.i05
- Waterhouse, L., and Hoenig, J.M. 2011. Instantaneous-Rates Tagging Models Allowing for Delayed Mixing of Newly Tagged Cohorts: Partial Year Tabulation of Recaptures. N. Am. J. Fish. Manage. 31: 995-1004.

TABLEAUX

Année de la remise à l'eau	Remises à l'eau	Recaptures 2009	Recaptures 2010	Recaptures 2011	Recaptures 2012	Recaptures 2013	Recaptures 2014	Recaptures 2015	Recaptures 2016	Recaptures 2017	Recaptures 2018	Recaptures 2019	Recaptures 2020
2009	339	68	18	5	2	1	4	3	2	2	1	2	3
2010	283	-	71	2	3	4	4	6	0	2	3	1	0
2011	231	-	-	57	0	3	2	1	1	2	0	3	0
2012	158	-	-	-	48	0	7	4	11	4	3	3	0
2013	209	-	-	-	-	58	1	5	4	8	5	5	1
2014	218	-	-	-	-	-	67	1	9	5	9	3	3
2015	126	-	-	-	-	-	-	36	3	2	6	4	3
2016	310	-	-	-	-	-	-	-	135	0	10	18	4
2017	90	-	-	-	-	-	-	-	-	17	1	1	0
2018	71	-	-	-	-	-	-	-	-	-	16	0	0
2019	70	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	16	1
2020	57	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	12

Tableau A.1. Événements de remise à l'eau et de recapture d'étiquettes comptabilisés pour le modèle de Brownie.

Paramètre	Estimation	Écart-type	CV
F_2009	0,04	0,01	0,29
F_2010	0,05	0,02	0,28
F_2011	0,04	0,01	0,29
F_2012	0,05	0,02	0,3
F_2013	0,04	0,01	0,28
F_2014	0,06	0,02	0,27
F_2015	0,05	0,01	0,28
F_2016	0,09	0,02	0,27
F_2017	0,04	0,01	0,3
F_2018	0,06	0,02	0,29
F_2019	0,07	0,02	0,3
F_2020	0,04	0,01	0,33
chronic_tag_retain	0,81	0,04	0,05
latent_0	6,41	1,7	0,27
latent_1	0,26	0,08	0,32
latent_2	0,56	0,15	0,26
latent_3	0,76	0,17	0,23

Tableau A.2. Estimations des paramètres du modèle de Brownie. CV est le coefficient de variation.

FIGURES



Figure A.1. Recaptures annuelles des étiquettes par cohorte de remise à l'eau. Le type d'étiquette indique comment les événements de marquage ont été identifiés dans la base de données des journaux de bord. La plupart des animaux portent deux étiquettes et ont d'abord été identifiés par un numéro de TPI. Les autres dossiers ont ensuite été identifiés par un numéro Floy.



Figure A.2. Recaptures d'étiquettes par rapport au temps libre en années civiles entières.



Figure A.3. Recaptures d'étiquettes par rapport au temps libre en années civiles entières, à l'exclusion des recaptures au cours de l'année de la remise à l'eau.



Figure A.4. Série chronologique des estimations de F dans le modèle de Brownie, avec des barres d'erreur définissant l'intervalle de confiance à 95 % des estimations.



Figure A.5. Recaptures d'étiquettes observées (points noirs) et prévues par le modèle de Brownie (lignes rouges). Les lignes verticales pointillées indiquent l'année de remise à l'eau pour la cohorte de l'étiquette.



Figure A.6. Recaptures d'étiquettes observées (points noirs) et prévues par le modèle de Brownie (lignes rouges). La figure agrandie exclut les recaptures au cours de l'année. Les lignes verticales pointillées indiquent l'année de remise à l'eau pour la cohorte de l'étiquette.



Figure A.7. Résiduels de Pearson des recaptures d'étiquettes observées et prévues. La ligne diagonale en pointillés est la ligne 1-1 qui indique les recaptures au cours de l'année (l'année de la recapture est l'année de remise à l'eau).



Figure A.8. Profil de probabilité de M (mortalité naturelle) et ϕ (taux de rétention chronique des étiquettes) dans le modèle de Brownie. Le tracé de contour cartographie les régions de la surface de vraisemblance et montre la variation du log-vraisemblance négatif (NLL) par rapport au minimum observé dans le profil. Le profil met en évidence la crête en bandes où la différence entre le NLL < 2 par rapport au minimum, ce qui indique que M et phi ne sont pas des paramètres identifiables de façon unique.

ANNEXE B : FACTEURS À PRENDRE EN CONSIDÉRATION POUR LE COSEPAC

En prévision de l'évaluation de l'esturgeon noir de la rivière Saint-Jean par le COSEPAC, nous présentons l'extrant du modèle stock synthesis (SS3) qui serait pertinent pour le paramètre A du COSEPAC, qui calcule les variations historiques de l'abondance au cours des trois dernières générations. À partir du calendrier de maturité selon l'âge et de la mortalité naturelle, la durée moyenne de génération (MGT) a été calculée comme suit :

$$MGT = \frac{1}{M} + a_{50}$$

où les paramètres des femelles pour la mortalité naturelle (M) et l'âge à 50 % de maturité (a_{50}) ont été utilisés. Une valeur de a_{50} = 23 ans a été utilisée, interpolée à partir de la maturité selon l'âge calculée en interne dans SS3 à partir de la maturité selon la longueur et de la longueur selon l'âge, pour obtenir une durée de génération de 43 ans.

Il est important de rappeler qu'aucun calendrier de maturité n'a été estimé pour le stock et que les paramètres de maturité pour le modèle SS3 ont été calculés par examen visuel de la composition selon la longueur comme substitut de la maturité. La durée moyenne de génération utilisée ici est également plus élevée que dans l'évaluation du potentiel de rétablissement de 2013 (MPO 2013), où l'âge de la première maturité a été utilisé.

D'après la maturité selon le sexe et l'âge, les nombres de reproducteurs (SSN) provenaient des estimations de l'abondance selon l'âge pour les femelles et les mâles. La variation de l'abondance sur trois générations a été calculée comme le rapport du nombre de reproducteurs en 2020 par rapport à celui de 1891 dans chaque configuration et analyse de sensibilité du modèle. Les incertitudes associées aux diverses configurations SS3, ainsi que l'absence d'un système officiel de pondération du modèle, ont empêché de calculer une probabilité associée à ces variations de l'abondance.

En 1891, le stock était proche de son plus bas niveau après les prises élevées des années 1880. Il est plus abondant aujourd'hui, ce qui donne des ratios d'épuisement > 1 (tableau B.1). Ce ratio augmente lorsque la pente, la valeur maximale de F ou le pourcentage des prises dans la baie de Fundy provenant de la rivière Saint-Jean augmente.

Modèle	Femelle SSN ₂₀₂₀	Femelle SSN ₁₈₉₁	Femelle Ratio	Mâles SSN ₂₀₂₀	Mâles SSN ₁₈₉₁	Mâles Ratio	Total SSN ₂₀₂₀	Total SSN ₁₈₉₁	Total Ratio
Modèle de référence	4 113	1 815	2,27	2 506	1 385	1,81	6 619	3 200	2,07
F max. = 1	5 751	3 370	1,71	3 487	2 353	1,48	9 238	5 724	1,61
F max. = 6	3 622	1 395	2,60	2 205	1 116	1,98	5 827	2 511	2,32
FS Sélectivité en forme de dôme dans la	6 472	4 434	1,46	3 579	1 785	2,01	10 051	6 219	1,62
	4 997	2 450	2,04	3 205	10/0	1,71	0 202	4 320	1,90
30 % baie de Fundy	5 751	3 370	1,71	3 487	2 353	1,48	9 238	5724	1,61
90 % baie de Fundy	3 622	1 395	2,60	2 205	1 116	1,98	5 827	2 511	2,32
h du profil = 0,45	2 889	1 824	1,58	1 678	1 387	1,21	4 567	3 211	1,42
h du profil = 0,5	3 433	1 819	1,89	2 043	1 385	1,48	5 476	3 204	1,71
h du profil = 0,55	3 826	1 816	2,11	2 309	1 385	1,67	6 135	3 201	1,92
h du profil = 0,65	4 327	1 815	2,38	2 655	1 386	1,92	6 982	3 201	2,18
h du profil = 0,7	4 490	1 815	2,47	2 771	1 386	2,00	7 262	3 201	2,27
h du profil = 0,75	4 618	1 815	2,54	2 864	1 387	2,06	7 482	3 202	2,34
h du profil = 0,8	4 721	1 815	2,60	2 940	1 388	2,12	7 661	3 203	2,39
h du profil = 0,85	4 804	1 815	2,65	3 004	1 389	2,16	7 808	3 204	2,44

Tableau B.1. Estimations des nombres historiques (en 1891) et actuels (en 2020) de reproducteurs (femelles, mâles et les deux) à partir de la série de modèles stock synthesis.