



Pêches et Océans  
Canada

Fisheries and Oceans  
Canada

Sciences des écosystèmes  
et des océans

Ecosystems and  
Oceans Science

**Secrétariat canadien de consultation scientifique (SCCS)**

---

**Document de recherche 2021/025**

**Région du Centre et de l'Arctique**

**Modélisation du potentiel de rétablissement de l'esturgeon jaune  
(*Acipenser fulvescens*) au Canada**

Adam S. van der Lee et Marten A. Koops

Pêches et Océans Canada  
Laboratoire des Grands Lacs pour les pêches et les sciences aquatiques  
867 Lake Shore Rd.  
Burlington ON L7S 1A1 Canada

---

## Avant-propos

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

### Publié par :

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

[http://www.dfo-mpo.gc.ca/csas-sccs/  
csas-sccs@dfo-mpo.gc.ca](http://www.dfo-mpo.gc.ca/csas-sccs/csas-sccs@dfo-mpo.gc.ca)



© Sa Majesté la Reine du chef du Canada, 2021

ISSN 2292-4272

ISBN 978-0-660-38948-6 N° cat. Fs70-7/2021-025F-PDF

### La présente publication doit être citée comme suit :

van der Lee, A.S., et Koops, M.A. 2021. Modélisation du potentiel de rétablissement de l'esturgeon jaune (*Acipenser fulvescens*) au Canada. Secr. can. de consult. sci. du MPO. Doc. de rech. 2021/025. iv + 53 p.

### **Also available in English :**

van der Lee, A.S. and Koops, M.A. 2021. Recovery Potential Modelling of Lake Sturgeon (*Acipenser fulvescens*) in Canada. DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2021/025. iv + 48 p.

---

---

## TABLE DES MATIÈRES

RÉSUMÉ .....	iv
INTRODUCTION .....	1
MÉTHODES .....	2
SOURCES .....	2
LE MODÈLE .....	2
ESTIMATIONS DES PARAMÈTRES .....	4
Croissance .....	4
Reproduction .....	8
Mortalité .....	9
TAUX DÉMOGRAPHIQUES PAR STADE .....	12
STOCHASTICITÉ .....	12
Longueur .....	12
Mortalité .....	13
Corrélation .....	15
ANALYSE DE SENSIBILITÉ .....	16
DOMMAGES ADMISSIBLES .....	16
OBJECTIFS DE RÉTABLISSEMENT .....	17
Abondance : Population minimale viable (PMV) .....	17
Habitat essentiel : Superficie minimale pour une population viable (SMPV) .....	18
TEMPS DE RÉTABLISSEMENT .....	20
RÉSULTATS .....	21
ANALYSE DE SENSIBILITÉ .....	21
DOMMAGES ADMISSIBLES .....	25
Effort de rétablissement et dommages chroniques admissibles .....	25
Dommages temporaires admissibles .....	30
OBJECTIFS DE RÉTABLISSEMENT .....	32
Abondance : Population minimale viable (PMV) .....	32
Habitat essentiel : Superficie minimale pour une population viable (SMPV) .....	35
TEMPS DE RÉTABLISSEMENT .....	38
DISCUSSION .....	40
ÉLÉMENTS .....	40
INCERTITUDES .....	43
RÉFÉRENCES CITÉES .....	45
ANNEXE. TABLEAUX DE DONNÉES .....	49

---

## RÉSUMÉ

Le Comité sur la situation des espèces en péril au Canada (COSEPAC) a évalué que l'esturgeon jaune (*Acipenser fulvescens*) de quatre unités désignables (UD) était une espèce en voie de disparition dans les UD 1 et 2, menacée dans l'UD 4, et préoccupante dans l'UD 3. Dans le présent document, la modélisation de la population, réalisée à l'aide d'un modèle matriciel des femelles uniquement, est présentée pour déterminer les cibles de rétablissement fondées sur la population, évaluer l'incidence des dommages anthropiques, et effectuer des projections à long terme du rétablissement de la population à l'appui d'une évaluation du potentiel de rétablissement (EPR) pour les populations d'esturgeon jaune au Canada. Des simulations ont été effectuées pour des populations ayant cinq profils de croissance distincts caractérisés par leur taux de croissance et leur taille maximale afin d'intégrer la diversité des caractéristiques du cycle biologique prévue dans l'ensemble du Canada. On a estimé que les populations dont la croissance est plus lente présentaient des taux de survie plus élevés chez les adultes (~ 95 %) et des durées de génération plus longues (> 50 ans) comparativement aux populations d'esturgeons dont la croissance est plus rapide (~ 92 % et ~ 30 ans). Les tendances des estimations de l'élasticité étaient semblables pour tous les types de croissance. Dans la plupart des scénarios, le taux de croissance de la population ( $\lambda$ ) était le plus sensible aux variations de la survie des jeunes adultes (âges 26 à 62). Les populations dont le taux de survie chez les adultes a continué de diminuer (ce qui a entraîné un déclin de la population), qui étaient les plus sensibles aux changements du taux de survie des juvéniles plus avancés (âges 13 à 25), faisaient exception à cette règle. Cela indique l'importance de comprendre les stress actuels et la répartition selon l'âge d'une population au moment de déterminer les dommages ou les mesures de rétablissement à prendre. En vue d'assurer la durabilité démographique (c.-à-d. une population autosuffisante à long terme) dans des conditions avec une probabilité de catastrophe de 0,15 par génération, un seuil de quasi-disparition de 25 femelles adultes à une probabilité d'extinction de 1 % sur 250 ans, l'abondance de la population devait varier de 1 255 à 4 840 poissons femelles. Les populations dont la croissance est plus rapide ont besoin que la taille de leur population soit plus importante (~ 5 000) pour atteindre la durabilité démographique, car les périodes de faible génération ont entraîné une augmentation de la fréquence du déclin catastrophique de la population (une diminution de 50 % tous les 200 à 250 ans comparativement à 340 à 360 ans pour l'esturgeon jaune à croissance lente). La taille de la population minimale viable nécessitait entre 550 et plus de 13 000 ha d'habitat lacustre et entre 162 et 3 800 ha d'habitat fluvial (incluant les deux sexes et toutes les classes d'âge). Les temps de rétablissement sont variables, selon la taille initiale de la population et son taux de croissance.

---

## INTRODUCTION

La situation de l'esturgeon jaune (*Acipenser fulvescens*) au Canada a déjà été évaluée par le Comité sur la situation des espèces en péril au Canada (COSEPAC) en 2006. À l'époque, les populations d'esturgeon jaune étaient divisées en huit unités désignables (UD). Les populations de cinq UD ont été évaluées comme étant en voie de disparition, l'une d'elles comme menacée et deux comme préoccupantes (COSEPAC 2006). Des recherches subséquentes ont abouti à la reclassification des UD 2 à 5 en tant qu'UD unique. L'esturgeon jaune au Canada est maintenant considéré comme étant présent dans quatre UD délimitées par les zones biogéographiques nationales d'eau douce suivantes : UD 1 – ouest de la baie d'Hudson; UD 2 – rivière Saskatchewan-fleuve Nelson; UD 3 – sud de la baie d'Hudson-baie James; UD 4 – Grands Lacs-Saint-Laurent supérieur. Après une réévaluation de la situation de la population d'esturgeons jaunes en 2017, le COSEPAC a déterminé que les populations des UD 1 et 2 étaient en voie de disparition, que celles de l'UD 3 étaient préoccupantes, et que celles de l'UD 4 étaient menacées (COSEPAC 2017).

Conformément à la *Loi sur les espèces en péril* (LEP), qui prévoit l'élaboration de programmes de protection et de rétablissement des espèces menacées d'extinction ou de disparition au Canada, Pêches et Océans Canada (MPO) a préparé la présente évaluation du potentiel de rétablissement (EPR; MPO 2007a, b) comme moyen de fournir de l'information et un avis scientifique. Chaque EPR compte trois composantes – une évaluation de la situation de l'espèce, la portée du rétablissement, et les scénarios des mesures d'atténuation et des solutions de rechange – qui sont ensuite subdivisées en 22 éléments. Le présent rapport contribue aux composantes deux et trois, ainsi qu'aux éléments 3, 12, 13, 14, 15, 19, 20, 21 et 22 en établissant des objectifs de rétablissement, en évaluant les répercussions des dommages anthropiques, en prévoyant les délais de rétablissement et en déterminant des stratégies d'atténuation ainsi que l'incertitude associée pour les populations canadiennes d'esturgeon jaune.

Un modèle d'EPR avait déjà été réalisé pour l'esturgeon jaune en 2008, à la suite de son évaluation par le COSEPAC (Vélez-Espino et Koops 2008). L'analyse précédente estimait des objectifs de rétablissement quant à l'abondance au moyen d'une relation prédictive (Reed *et al.* 2003 b), fondés sur le taux maximal de croissance de la population, qui donnait une estimation du nombre de femelles reproductrices nécessaire pour fournir une probabilité de persistance de 99 % sur 40 générations (~ 1 164 à 1 616 ans). Cela a permis d'obtenir une taille moyenne de population minimale viable (PMV) de 1 188 femelles frayant chaque année. L'analyse des dommages a révélé que le stade de jeune adulte (âge ~ 14 à 30) était le plus vulnérable aux dommages, la population devenant vulnérable au déclin avec une augmentation du taux de mortalité de seulement 3 %.

Le présent document comprend une mise à jour de l'EPR antérieure en utilisant de nouvelles approches méthodologiques pour estimer les objectifs de rétablissement et les dommages admissibles, ainsi qu'en intégrant de nouvelles données recueillies depuis l'évaluation précédente. Ces travaux sont fondés sur une approche démographique élaborée par Vélez-Espino et Koops (2009, 2012) et Vélez-Espino *et al.* (2010), qui définit une cible de rétablissement fondée sur la population en fonction de projections démographiques à long terme.

---

## MÉTHODES

L'analyse comportait cinq volets :

1. Les données sur les taux démographiques ont été compilées afin d'élaborer des matrices de projection intégrant la variabilité dans les simulations stochastiques.
2. Avec ces matrices de projection :
3. La sensibilité stochastique du taux de croissance de la population aux perturbations des taux démographiques a été établie et utilisée pour estimer les efforts de rétablissement et les répercussions des dommages anthropiques chroniques en suivant la démarche adoptée par Vélez-Espino et Koops (2009).
4. Des analyses par simulation ont été effectuées pour estimer les répercussions des dommages chroniques (permanents) et temporaires (prélèvement ponctuel de poissons aux différents stades biologiques) sur la croissance de la population.
5. Une analyse de la viabilité des populations (AVP) a été menée pour estimer la population minimale viable (PMV) et la superficie minimale pour une population viable (SMPV; c'est-à-dire la superficie d'habitat approprié assurant une population minimale viable).
6. En utilisant la PMV comme objectif de rétablissement, on a effectué des simulations pour estimer le temps probable de rétablissement en fonction de divers scénarios de rétablissement.

## SOURCES

L'esturgeon jaune est une espèce bien étudiée au Canada. Les données et les relations tirées de la littérature primaire ont été utilisées pour éclairer les estimations de la croissance, de la survie, de la reproduction et de l'abondance. Toutes les analyses et simulations ont été effectuées à partir du programme statistique R 3.3.2 (R Core Team 2016).

## LE MODÈLE

Le cycle de vie de l'esturgeon jaune a été modélisé à l'aide d'un modèle matriciel des femelles uniquement, structuré en fonction du stade biologique, du rythme des naissances, après la reproduction, avec des intervalles de projection annuelle et cinq stades biologiques (Caswell 2001). Les cinq stades biologiques représentaient les jeunes de l'année (âge 0), les jeunes juvéniles (âges 1 à 12), les juvéniles avancés (âges 13 à 25), les jeunes adultes (âges 26 à 62) et les adultes avancés (âges 63 à 100; Figure 1). Le fait d'isoler le stade de jeunes de l'année permet d'intégrer une courbe de survie de type III avec des taux de mortalité élevés en début de vie. Les stades de juvéniles et d'adultes ont été divisés en sous-stades « jeune » et « avancé » en raison de leur durée prolongée et pour permettre l'inclusion d'une plus grande variabilité des taux de mortalité et de fécondité. Le stade juvénile a été divisé à la médiane entre l'âge 1 et l'âge à 50 % de maturité (26 ans;  $t_{mat}$ ) et le stade adulte a été divisé à la médiane entre l'âge à maturité et la longévité maximale (100 ans;  $t_{max}$ ). La durée des stades a une incidence sur les résultats du modèle, tels que les estimations de l'élasticité propre au stade et la distribution du stade stable. Il est donc nécessaire que les stades aient une certaine pertinence biologique ou de gestion et leurs définitions doivent être gardées à l'esprit lors de l'interprétation des résultats. L'utilisation d'un modèle matriciel structuré en fonction du stade biologique a été nécessaire pour l'esturgeon jaune en raison du temps informatique accru nécessaire pour exécuter des simulations stochastiques sur de grandes matrices. L'utilisation d'une matrice structurée par l'âge aurait probablement apporté une amélioration limitée aux résultats des simulations (Vélez-

Espino *et al.* 2006; Vélez-Espino et Koops 2009). Comme le modèle représente uniquement les femelles, tous les résultats du modèle et les estimations de la population, sauf indication contraire, ne représentent que la partie femelle de la population. Un modèle représentant uniquement les femelles suppose que le succès de la reproduction est indépendant du nombre de mâles présents dans la population (Caswell 2001).

Les modèles matriciels de population se servent d'estimations des taux démographiques (croissance, survie et fécondité) pour prévoir les tailles de population par âge ou stade. La valeur propre dominante de la matrice représente le taux de croissance de la population ( $\lambda$ ) et indique le statut à long terme de la population selon les conditions actuelles (Caswell 2001). Une valeur  $\lambda > 1$  indique que la population augmente de manière exponentielle, une valeur  $\lambda = 1$  indique une population qui est stable, et une valeur  $\lambda < 1$  indique une population qui diminue vers 0. Le vecteur propre droit dominant de la matrice représente la structure du stade stable de la population et indique la répartition proportionnelle des individus parmi les stades biologiques ou âges. On peut se servir de cette information pour estimer le nombre d'individus dans tous les autres stades ou âges, si l'on connaît l'une de ces données.

Les éléments incorporés dans une matrice structurée en fonction du stade biologique comprennent  $P_i$ , la probabilité de survivre et de rester au stade  $i$ ,  $G_i$ , la probabilité de survivre et de passer au stade  $i + 1$ , et  $F_i$ , le taux de fécondité ou le nombre moyen de descendants femelles produits annuellement par individu au stade  $i$ .  $P_i$  et  $G_i$  sont calculés à partir de la probabilité de survie annuelle,  $\sigma_i$ , et de la probabilité de transition,  $\gamma_i$ , qui quantifie la probabilité de passer d'un stade à l'autre, avec  $P_i = \sigma_i(1 - \gamma_i)$  et  $G_i = \sigma_i\gamma_i$ . La probabilité de transition,  $\gamma_i$ , a été estimée en supposant une durée de stade fixe,  $D_i$ , et la probabilité de passer d'un stade à l'autre selon la répartition moyenne selon l'âge au sein de chaque stade, de sorte que (Caswell 2001) :

$$\gamma_i = \frac{(\sigma_i/\lambda)^{D_i} - (\sigma_i/\lambda)^{D_i-1}}{(\sigma_i/\lambda)^{D_i-1}} \quad (1)$$

L'utilisation de cette formule implique que les stades, tels qu'ils sont inclus dans la matrice, sont simplement des groupes de classes d'âge plutôt que des stades biologiques distincts et importants (Caswell 2001). Cette définition est appropriée pour la façon dont les stades ont été définis dans la matrice de l'esturgeon jaune.

Le coefficient de fécondité tient compte de la fécondité moyenne propre au stade ( $f_i$ ), de la proportion de la progéniture qui est femelle ( $\varphi$ ); de la proportion d'individus au stade  $i$  qui sont matures ( $\rho_i$ ), et de la périodicité de la fraie ( $T$ ) ou du nombre d'années entre les périodes de fraie. Comme nous utilisons une structure matricielle après la reproduction, le coefficient de fécondité du stade  $i$  doit également intégrer la probabilité de survie et de maintien au stade  $i$  ( $P_i$ ), ainsi que les œufs produits par les individus qui survivent et passent au stade  $i + 1$ . La fécondité propre au stade est calculée comme suit :

$$F_i = \frac{\varphi\rho_i f_i}{T} \sigma_i(1 - \gamma_i) + \frac{\varphi\rho_{i+1} f_{i+1}}{T} \sigma_i\gamma_i \quad (2)$$

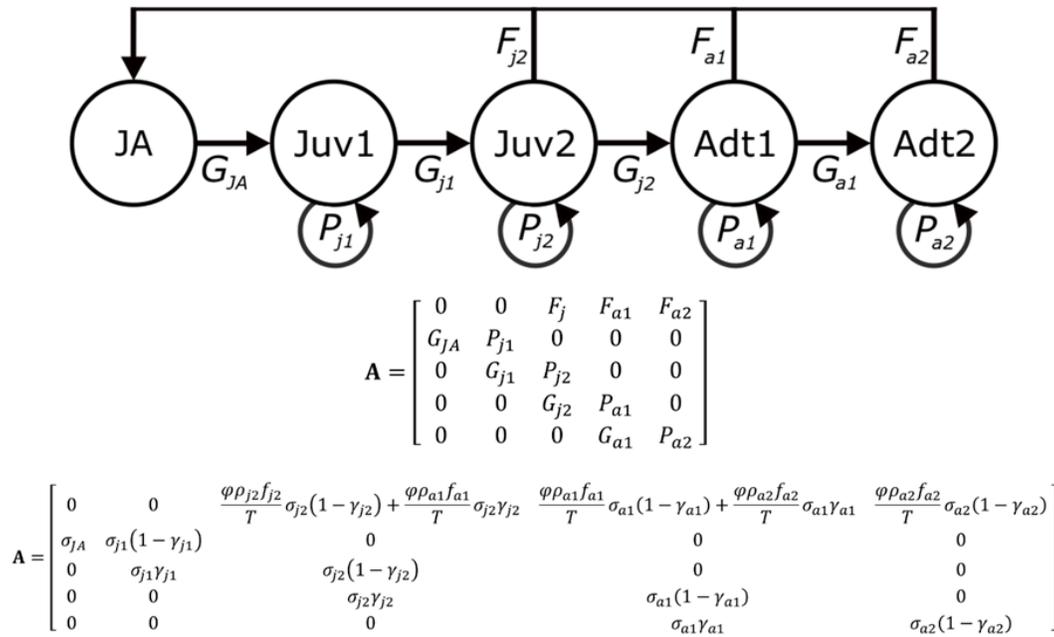


Figure 1. Cycle de vie généralisé et structure matricielle utilisés pour modéliser la dynamique des populations d'esturgeon jaune.  $F_i$  représente la fécondité annuelle propre au stade biologique,  $P_i$  représente la probabilité de survivre et de rester au stade  $i$ , et  $G_i$  représente la probabilité de survivre et de passer au stade  $i + 1$ .

## ESTIMATIONS DES PARAMÈTRES

### Croissance

La croissance de l'esturgeon jaune est bien décrite grâce à l'utilisation du modèle de croissance de Von Bertalanffy :

$$L_t = L_\infty(1 - e^{-k(t-t_0)}) \quad (3)$$

où  $L_t$  est la longueur totale (LT) en millimètres à l'âge  $t$ ,  $t_0$  est l'âge hypothétique auquel le poisson aurait une longueur de 0,  $L_\infty$  est la taille asymptotique et  $k$  est un paramètre de croissance.

Les courbes de croissance de l'esturgeon jaune n'étaient pas disponibles à l'échelle de l'UD; toutefois, la taille selon l'âge de l'esturgeon jaune était auparavant liée à l'emplacement géographique (Fortin *et al.* 1996; Power et McKinley 1997; Noakes *et al.* 1999). Fortin *et al.* (1996) ont constaté que la longueur de l'esturgeon jaune entre l'âge 23 et 27 était mieux décrite comme une fonction linéaire de la latitude et de la longitude :  $TL_{23-27} = 2569.6 - 49.1LAT + 11.4LON$ . Power et McKinley (1997) ont également constaté une diminution de la longueur selon l'âge 25 ( $L_{25}$ ) avec la latitude. À partir de ces relations antérieures, les données de chaque étude ont été compilées, ainsi que des données supplémentaires sur la longueur selon l'âge 25 qui n'ont pas été utilisées pour ajuster les relations initiales et pour ajuster une nouvelle relation afin de prédire  $L_{25}$  (Tableau A1 de l'annexe). Au total, l'ensemble de données comportait 56 observations de  $L_{25}$ , dont 18 n'étaient pas incluses dans Fortin *et al.* (1996) ou Power et McKinley (1997). Les femelles et les mâles de l'esturgeon jaune croissent probablement à des rythmes différents et atteignent des tailles maximales différentes (Bruch

2008); cependant, les données par sexe sur la longueur selon l'âge n'étaient pas disponibles dans la plupart des cas et, par conséquent, les données des deux sexes ont été utilisées pour estimer la croissance et intégrées à notre modèle de population composé uniquement de femelles. De plus, les estimations de l'âge n'ont pas été ajustées pour tenir compte des biais potentiels des méthodologies de vieillissement (Bruch *et al.* 2009). La relation a été ajustée à l'aide d'un modèle linéaire et en centrant la latitude et la longitude pour réduire la multicollinéarité (c.-à-d. que les moyennes ont été soustraites de chaque variable prédictive; latitude : 47° 91' N., longitude : 83° 59' O. Le meilleur ajustement du modèle basé sur le critère d'information d'Akaike comprenait la latitude et la longitude ainsi qu'un terme d'interaction (Tableau 1, Figure 2,  $R^2 = 0,5$ ). Comme dans les résultats précédents, la longueur selon l'âge diminuait considérablement avec la latitude et augmentait avec la longitude, mais dans une moindre mesure. Le terme d'interaction indique une plus grande taille selon l'âge à des latitudes équivalentes à mesure que la longitude augmente.

Tableau 1. Résultats de l'analyse de régression prévoyant la longueur selon l'âge – 25 ( $L_{25}$ ) à partir de la latitude centrée (Latc) et de la longitude centrée (Lonc).

Coefficient	Estimation	ET	Valeur p
Intersection	1138,0	21,97	< 0,000 1
Latc	-53,34	7,51	< 0,000 1
Lonc	5,10	2,57	0,052
Latc:Lonc	2,24	0,72	0,003 2

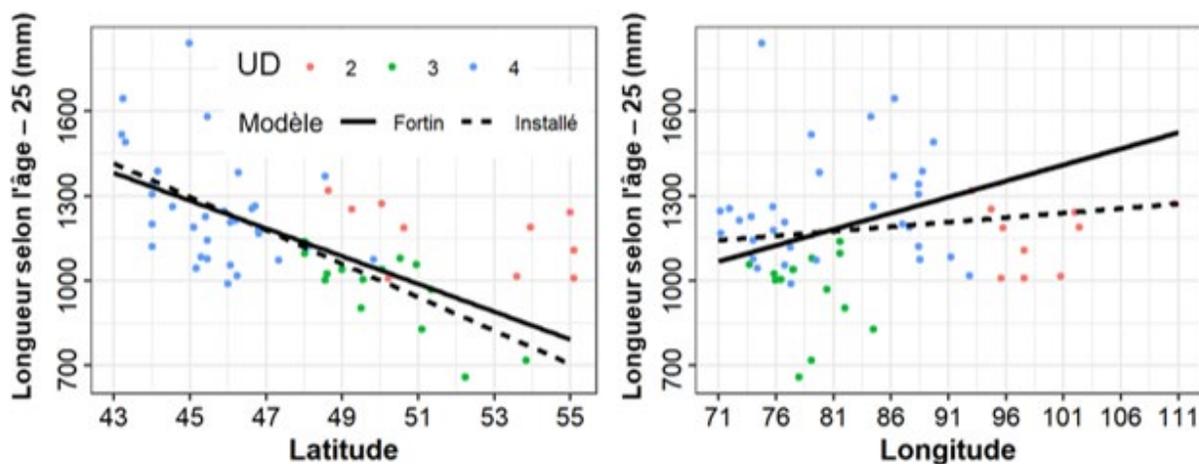


Figure 2. Les données sur la longueur selon l'âge – 25 de l'esturgeon jaune ont été tracées en fonction de l'emplacement (graphique de gauche : latitude [° N.]; graphique de droite : longitude [° O.]) par UD. Les lignes représentent le nouvel ajustement du modèle (Tableau 1; pleine) et le modèle antérieur (Fortin et al. 1996; pointillée). Les lignes ont été prédites en utilisant la longitude médiane (81° O., à gauche) et la latitude (47° N., à droite).

La prévision de la  $L_{25}$  a été utilisée pour résoudre le  $L_{\infty}$  grâce à l'optimisation de l'équation 3. Pour ce faire, une estimation de  $k$  et  $t_0$  était nécessaire. Pour  $t_0$ , on a supposé une taille à l'éclosion constante de 10,25 mm pour l'esturgeon jaune (COSEPAC 2017). La valeur de  $k$  peut être prédite à partir de  $L_{\infty}$  (Beverton et Holt 1959). À l'aide de l'ensemble de données compilées des paramètres du modèle de croissance de Von Bertalanffy ( $n = 36$ , Tableau A1 de l'annexe), une relation était ajustée pour prédire  $k$ . La relation optimale comprenait le  $\log(L_{\infty})$  et le  $\log(L_{25})$  (Figure 3,  $R^2 = 0,87$ ) :

$$k = 0.232 - 0.172\log(L_{\infty}) + 0,154\log(L_{25}) \quad (4)$$

Des modèles de population ont été créés pour l'esturgeon jaune avec des courbes de croissance différentes. L'emplacement parmi la répartition canadienne de l'esturgeon jaune a été choisi et le modèle de croissance de Von Bertalanffy a été prédit. Pour ce faire, on a prédit la longueur selon l'âge – 25 (Tableau 1), on a inséré l'équation 4 dans l'équation 3 pour déterminer  $L_{\infty}$ , puis on a utilisé l'équation 4 pour prédire  $k$ . Les courbes de croissance résultantes (Tableau 2, Figure 4) différaient quant au taux de croissance (rapide/lent) et à la taille maximale (gros/moyen/petit). Cinq courbes de croissance distinctes ont été conservées et un modèle a été créé pour chacune d'entre elles afin de l'utiliser dans l'analyse de simulation. Comme il y avait une variance résiduelle importante dans les relations utilisées pour ajuster le modèle de croissance de Von Bertalanffy (c.-à-d. Figure 2), il est probable que la croissance à un emplacement précis puisse différer de celle prévue. Toutefois, compte tenu de la diversité des courbes de croissance incluses dans l'analyse, on s'attend à ce que la plupart des populations d'esturgeon jaune au Canada aient été saisies dans la fourchette des résultats présentés dans le cadre de ces analyses.

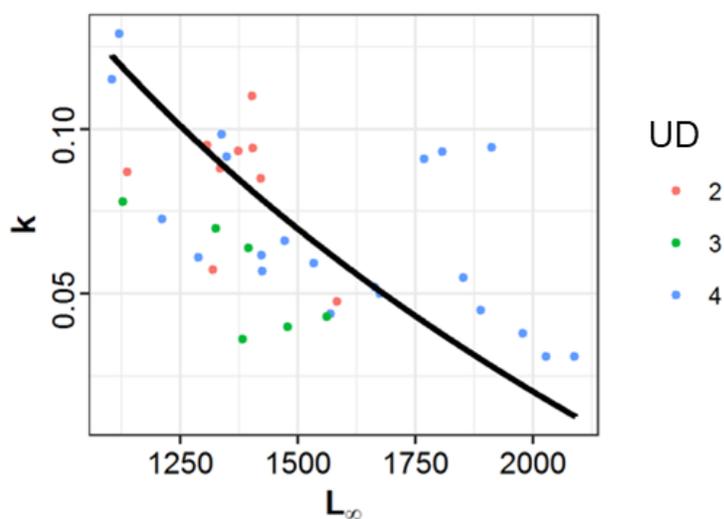


Figure 3. Relation entre la longueur asymptotique ( $L_{\infty}$ ) et le coefficient de croissance ( $k$ ) des paramètres du modèle de croissance de Von Bertalanffy pour l'esturgeon jaune. La ligne pleine représente les valeurs prédites (équation 4) en utilisant la valeur moyenne de  $L_{25}$  (1 194,6 mm).

Tableau 2. Valeurs estimées des paramètres du modèle de croissance de Von Bertalanffy pour les populations d'esturgeon jaune. Divers emplacements dans l'aire de répartition canadienne de l'esturgeon jaune ont été choisis pour fournir une diversité de profils de croissance pour les simulations. Les profils de croissance sont définis par le taux de croissance relatif et la taille maximale.

Profil de croissance	Lat.	Lon.	$TL_{25}$	$L_{\infty}$	$k$	$t_0$
Rapides/Gros	42,5	-82,7	1 432,8	1 639,4	0,083	-0,076
Rapides/Moyens	45,4	-73,9	1 276,9	1 437,5	0,087	-0,082
Rapides/Petits	57,3	-102,0	1 117,7	1 240,8	0,092	-0,090
Lents/Gros	49,1	-95,0	1 163,1	1 666,0	0,048	-0,129
Lents/Petits	50,5	-79,1	950,9	1 419,9	0,044	-0,164

De multiples relations longueur-poids ( $n = 35$ ) étaient disponibles pour la population d'esturgeon jaune dans toute sa répartition. Il n'y avait aucune indication de l'emplacement ou des différences d'habitat dans les relations. Par conséquent, une relation longueur-poids a été

utilisée et appliquée à tous les modèles; toutefois, la variabilité de la longueur selon l'âge entre les UD a entraîné une variabilité du poids moyen prévu selon l'âge (Figure 4). Il existe une corrélation de longue date entre la pente et les paramètres d'intersection à partir des régressions longueur-poids (Peters 1983). Un rapport entre la pente (b) et le point d'intersection avec l'axe (a) a été établi :  $a = 451.9b^{-22.75}$  (Figure 5,  $R^2 = 0,99$ ) et la relation moyenne estimée en prenant la moyenne arithmétique des valeurs de pente et en prédisant l'intersection, donnant :

$$W_t = 1.32 \times 10^{-9} L_t^{3.21} \quad (5)$$

où  $W$  est le poids corporel en kg et  $L$ , la longueur totale en mm.

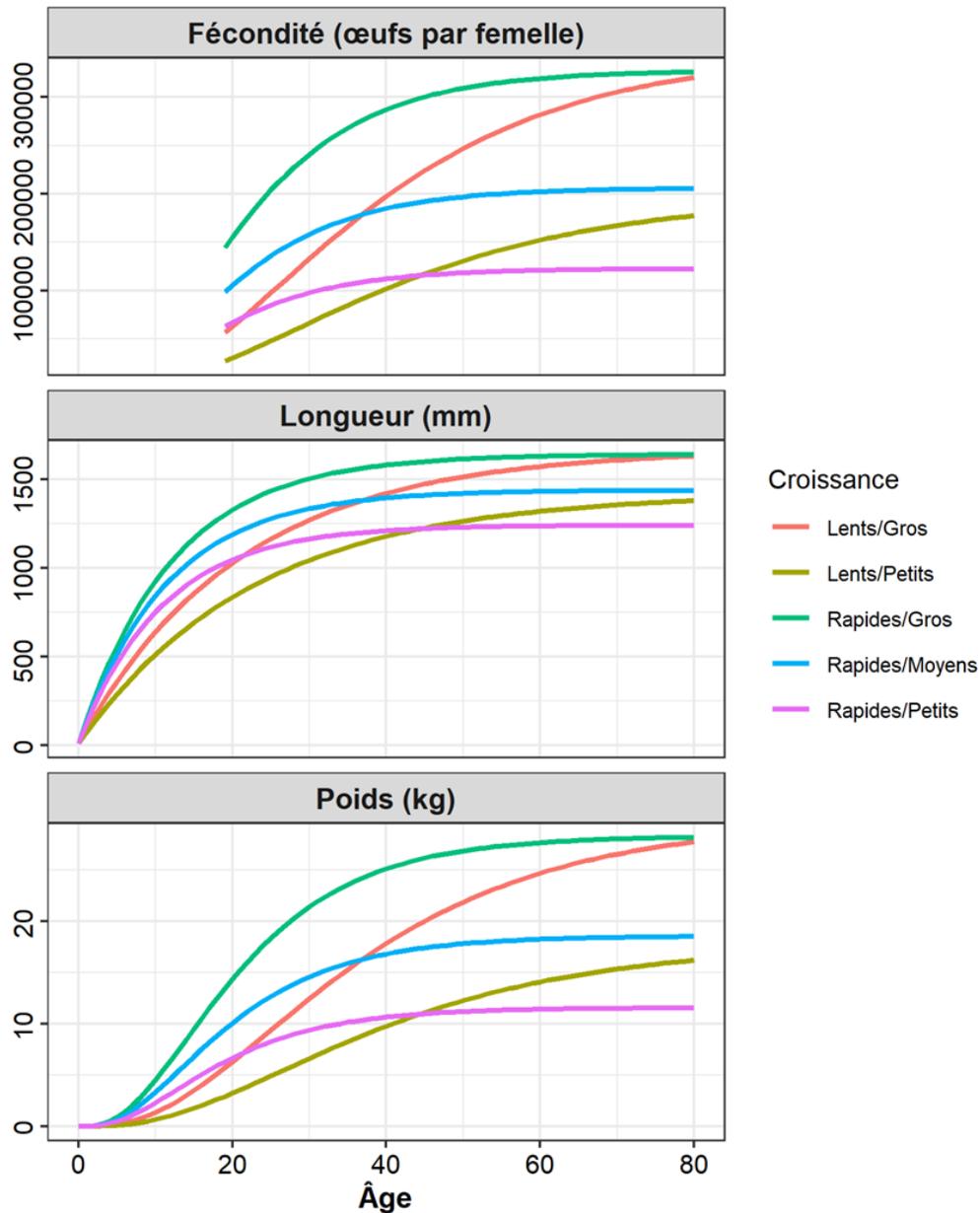


Figure 4. Longueur selon l'âge (mm), poids selon l'âge (kg) et fécondité selon l'âge (œufs/femelles) prévus pour les populations d'esturgeon jaune ayant des profils de croissance variés (définis au Tableau 2).

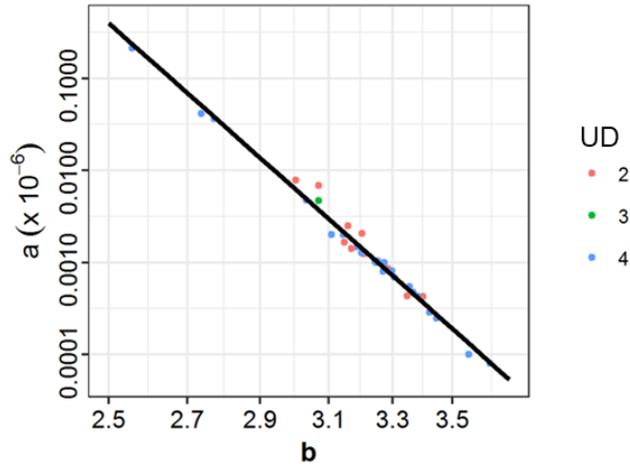


Figure 5. Relation entre la pente ( $b$ ) et le point d'intersection avec l'axe ( $a$ ) des relations longueur-poids de l'esturgeon jaune.

## Reproduction

La fraie de l'esturgeon jaune se produit habituellement de mai à la fin juin (Scott et Crossman 1973). L'esturgeon jaune est très fertile avec de grandes femelles capables de déposer plus de 1 000 000 d'œufs (Scott et Crossman 1973; COSEPAC 2006). La meilleure façon de prédire la fécondité de l'esturgeon jaune est en fonction du poids (kg; Bruch 2008). Une synthèse des données sur la fécondité de l'esturgeon jaune (Harkness et Dymond 1961; Fortin *et al.* 1992; Moore *et al.* 2006) a produit la relation (COSEPAC 2017) :

$$f_t = 8379W_t^{1.097} \quad (6)$$

qui a été utilisée pour prédire la fécondité propre à l'âge (Figure 4)

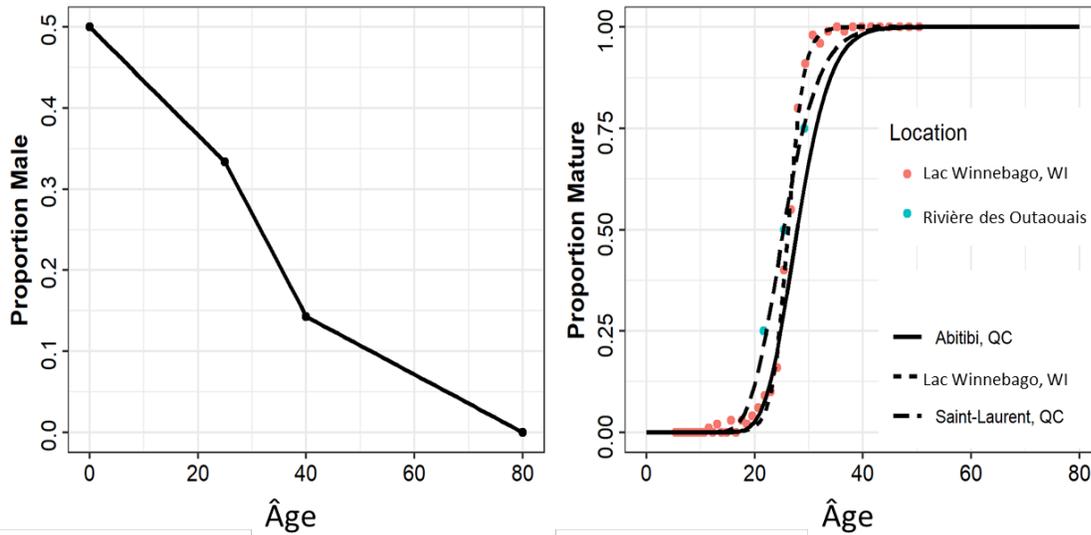


Figure 6. La proportion de mâles dans une population d'esturgeon jaune selon l'âge. D'après des données du sud du Québec (Fortin *et al.* 1993)

Figure 7. Proportion de femelles matures selon l'âge. D'après les données du lac Winnebago (Wisconsin) (Bruch 2008), emplacements au Québec (Fortin *et al.* 1992) et la rivière des Outaouais (Haxton 2008)

L'esturgeon jaune femelle pond une fois tous les 2 à 7 ans (COSEPAC 2017). Le point médian, 4,5 ans, a été utilisé comme valeur de périodicité constante,  $T$ . Le rapport des sexes est de 1:1 à la naissance, mais il est biaisé en faveur des femelles avec l'âge (Fortin *et al.* 1993). Dans le sud du Québec, à l'âge de la maturité, le rapport des sexes s'approche de 2:1, de 6:1 à 40 ans et de 1:0 à 80 ans (Figure 6; Fortin *et al.* 1993). Étant donné que le modèle représente uniquement les femelles et que  $\phi$  représente la proportion de la progéniture qui est femelle,  $\phi$  a donc été fixée à 0,5. Le rapport des sexes, plus tard dans la vie, ne devient un facteur que lorsqu'on estime la taille de la population mâle.

L'esturgeon jaune femelle arrive habituellement à maturité plus tard que le mâle, entre 15 et 30 ans (COSEPAC 2017). Les données sur la maturité selon l'âge provenaient de plusieurs sources (Figure 7). L'âge à 50 % de la maturité ( $t_{mat}$ ) variait de 25 à 28 ans pour les populations de la rivière des Outaouais et du Québec (Fortin *et al.* 1993; Haxton 2008) et 26 au lac Winnebago (Wisconsin) (Bruch 2008). L'âge 26 a été utilisé pour représenter l'âge à la maturité qui est demeuré constant dans les modèles de population.

## Mortalité

Des estimations de la mortalité instantanée annuelle,  $M$ , étaient disponibles pour les populations d'esturgeon jaune dans l'UD 2 et l'UD 4, avec une seule estimation de l'UD 3 provenant de l'analyse de la courbe de marquage-recapture et de la courbe des prises. L'analyse de la courbe des prises a généralement produit des estimations  $M$  plus faibles que les études de marquage-recapture (courbe des prises : moyenne = 0,070, et écart-type = 0,017; marquage-recapture : moyenne = 0,12, et écart-type = 0,079). Les estimations de la mortalité instantanée chez les adultes,  $M_a$  ( $n = 18$ ), allaient de 0,020 à 0,236, ce qui correspond aux taux de survie annuels,  $\sigma_a$ , de 98 % et 79 %. On a supposé un taux constant de mortalité chez les adultes (âge  $\geq t_{mat}$ ). On a estimé la  $M_a$  à l'aide d'un modèle empirique tiré de la littérature afin de fournir une estimation précise du profil de croissance. Les estimations de la  $M_a$  (Tableau 3, Figure 8) étaient fondées sur les paramètres du modèle de croissance de Von Bertalanffy (Tableau 2) qui se rapportaient auparavant à la  $M$  adulte (Beverton et Holt 1959; Pauly 1980; Then *et al.* 2015); utilisant la relation (Then *et al.* 2015) :

$$M_a = 4.118k^{0.73}L_{\infty}^{-0.33} \quad (7)$$

Cela donne des estimations de la  $M_a$  (Tableau 3, Figure 8) qui varient entre 0,053 et 0,091, ce qui correspond à des valeurs  $\sigma_a$  de 94,9 % et 91,3 %. Les populations dont la croissance est plus rapide (plus grand  $k$ ) devraient connaître une mortalité plus élevée que les populations dont la croissance est lente.

Tableau 3. Taux de survie par stade pour les populations d'esturgeon jaune ayant des profils de croissance différents (Tableau 2) donnant des taux de croissance moyens différents ( $\lambda_1$  – stable;  $\lambda_{moy}$  – en croissance;  $\lambda_{max}$  – en expansion). Les taux de survie des jeunes de l'année sont propres à chaque  $\lambda$ , tandis que les taux pour les juvéniles et les adultes s'appliquent à tous les  $\lambda$ .

Profil de croissance	Jeune de l'année			Juvénile		Adulte	
	$\lambda_1$	$\lambda_{moy}$	$\lambda_{max}$	Jeune	Avancé	Jeune	Avancé
Rapides/Gros	0,000 015	0,000 080	0,000 62	0,810	0,916	0,925	0,925
Rapides/ Moyens	0,000 039	0,000 207	0,002 21	0,802	0,911	0,919	0,919
Rapides/ Petits	0,000 119	0,000 562	0,009 26	0,793	0,904	0,913	0,913
Lents/Gros	0,000 005	0,000 038	0,000 87	0,835	0,939	0,949	0,949
Lents/Petits	0,000 013	0,000 097	0,005 45	0,833	0,939	0,949	0,949

La mortalité juvénile devrait être supérieure à celle des adultes (Figure 8; Trested et Isely 2011; Pratt *et al.* 2014). La mortalité juvénile selon l'âge a été calculée rétrospectivement à partir de la mortalité des adultes en supposant que la mortalité diminue comme fonction inverse de la longueur (Lorenzen 2000) :

$$M_t = m_0 L_t^{-1} \quad (8)$$

où  $m_0$  est la mortalité à une seule unité de longueur. Si la valeur  $L_t$  est décrite par la courbe de croissance de Von Bertalanffy (équation 3), la survie de l'âge- $t$  à  $t_1$  peut être calculée en combinant les équations 3 et 8, et en les intégrant (voir l'annexe A de van der Lee et Koops 2016); ce qui donne :

$$\sigma_t = \left[ \frac{L_t e^{-k}}{L_{t+1}} \right]^{m_0 / k L_\infty} \quad (9)$$

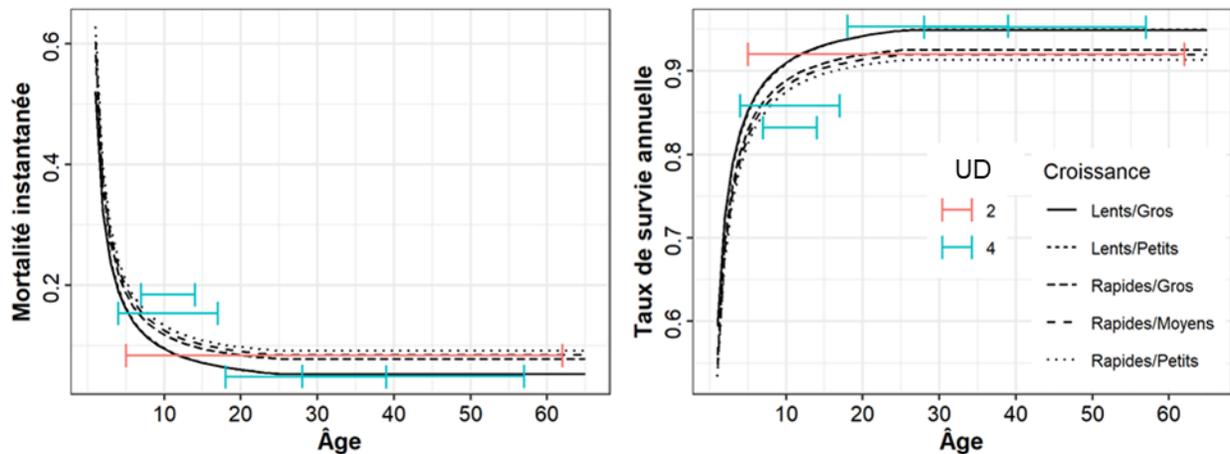


Figure 8. Taux de mortalité (à gauche) et taux de survie (à droite) pour les populations d'esturgeon jaune ayant des profils de croissance variés. Les lignes représentent les taux prévus et les lignes pointillées représentent les taux moyens observés sur une tranche d'âge.

L'équation 9 fournit habituellement des estimations raisonnables du taux de survie des juvéniles, mais elle surestime souvent la survie des jeunes poissons de l'année. Pour déterminer la survie des jeunes de l'année sur 12 mois,  $\sigma_0$ , une procédure d'optimisation a été utilisée pour déterminer la valeur de  $\sigma_0$ . Dans les simulations stochastiques (voir ci-dessous), la valeur  $\sigma_0$  moyenne qui a donné une valeur  $\lambda$  moyenne prédéterminée (la valeur  $\lambda$  moyenne sur 1 000 répétitions de simulations de 100 ans) a été déterminée. Cela a été fait pour chaque modèle de profil de croissance pour trois valeurs  $\lambda$ ,  $\lambda_1$ ,  $\lambda_{\text{moy}}$ , et  $\lambda_{\text{max}}$  (Tableau 4). Une valeur  $\lambda = \lambda_1$  indique une population stable dans le temps avec une valeur de 1,  $\lambda_{\text{moy}}$  représente une population croissante avec un taux de croissance démographique qui peut être durable sur une longue période, et  $\lambda_{\text{max}}$  représente une population en expansion ou le taux moyen maximal de croissance démographique pouvant être atteint par une population d'esturgeons jaunes, ce taux ne serait possible qu'à de faibles densités de population lorsqu'un surplus de ressources est disponible.

Il existe peu d'estimations de la mortalité des jeunes esturgeons jaunes de l'année sur 12 mois. Caroffino *et al.* (2010) ont quantifié la mortalité au début de la vie sur deux ans dans la rivière Peshtigo (Wisconsin). La mortalité instantanée totale,  $M$ , de l'œuf au stade de l'âge 0 (~ 3 mois) était de 8,5 et 7,3 équivalents à des taux de survie de 0,02 % et 0,07 % (Caroffino *et al.* 2010). Crossman *et al.* (2009) ont estimé que le taux de survie hivernale des jeunes esturgeons jaunes de l'année (~ 6 mois) ensemencés dans le lac Black (Wisconsin) était de 40 %. Les valeurs

résolues pour les estimations de la survie des jeunes de l'année sur 12 mois (Tableau 3) étaient les plus élevées lorsque  $\lambda = \lambda_{\max}$  et les moins élevées lorsque  $\lambda = \lambda_1$ . La mortalité instantanée annuelle des jeunes de l'année,  $M_0$ , variait de 9,0 à 12,2 lorsque  $\lambda = \lambda_1$ , de 7,4 à 10,2 lorsque  $\lambda = \lambda_{\text{moy}}$ , et de 4,7 à 7,4 lorsque  $\lambda = \lambda_{\max}$ .

En estimant différentes valeurs  $\sigma_0$  pour déterminer divers taux de croissance de la population (avec  $\lambda \geq 1$ ), ce modèle supposait implicitement que la croissance de la population est régulée par la dépendance à la densité agissant principalement sur les jeunes de l'année; toutefois, la dépendance à la densité n'est pas explicitement intégrée dans le modèle.

La valeur de  $\lambda_{\text{moy}}$  était fondée sur la moyenne géométrique d'une série chronologique des taux estimés de croissance de la population du cours inférieur de la rivière Kettle (Minnesota), entre 1992 et 2007 ( $n = 10$ ; Dieterman *et al.* 2010). Les valeurs annuelles étaient variables (fourchette : 0,47–2,07); cependant, il y a eu une croissance démographique au cours de la période de l'échantillon avec une moyenne géométrique de 1,035. Cette valeur a été utilisée pour les profils de croissance afin de représenter la croissance démographique moyenne. Cette valeur n'est pas censée représenter la seule valeur  $\lambda$  possible pour une population en croissance, mais plutôt une représentation d'un niveau raisonnable de croissance soutenue. D'autres valeurs moyennes de  $\lambda_{\text{moy}}$  sont possibles et susceptibles de se produire; toutefois, les valeurs d'élasticité et de dommages admissibles seraient d'une ampleur semblable.

Tableau 4. État de la population, durée de génération et taux de croissance de la population de référence ( $\lambda$ ) pour chaque profil de croissance.

Profil de croissance	Durée de génération	$\lambda_{\min}$	$\lambda_{\text{moyenne}}$	$\lambda_{\max}$
Rapides/Gros	37,1	0,95	1,035	1,088
Rapides/Moyens	33,1	0,95	1,035	1 100
Rapides/Petits	29,5	0,95	1,035	1,118
Lents/Gros	53,9	0,95	1,035	1,111
Lents/Petits	51,3	0,95	1,035	1,141

Nous avons estimé le taux maximal à partir d'une relation allométrique (Randall et Minns 2000) :

$$\lambda_{\max} = e^{2.64W^{-0.35}} \quad (10)$$

où  $W$  représente le poids à l'âge de la maturité. Selon les profils de croissance, le  $\lambda_{\max}$  estimé se situait entre 1,088 et 1,141 (Tableau 4). Ces valeurs correspondaient bien aux taux de croissance maximaux estimés des populations d'esturgeon jaune des Grands Lacs, qui variaient de 1,088 à 1,174 (Haxton *et al.* 2014).

Le COSEPAC utilise les déclin sur une période de 10 ans ou de 3 générations, selon la plus longue des deux périodes, comme l'une des définitions quantitatives de la situation de l'espèce. Les espèces en voie de disparition et menacées sont définies comme des espèces qui ont connu un déclin de 70 % et de 50 % au cours de cette période où la cause du déclin a cessé ou une réduction de 50 % et de 30 % si le déclin se poursuit. Il n'y a pas de critère quantitatif de déclin pour une espèce préoccupante. L'esturgeon jaune a de longues durées de génération (Tableau 4) et a connu des déclin importants de la taille de la population au cours des trois générations précédentes en raison de la surpêche, de la modification de l'habitat et d'autres facteurs (COSEPAC 2017). Au cours des trois générations précédentes, les populations ont connu des déclin de 98 % dans l'UD 1, de 90 % dans l'UD 2 et de 99 % dans l'UD 4. Le plus fort déclin déduit (99 % sur 3 générations) a été utilisé comme valeur du taux de croissance annuel minimal (0,95, Tableau 4) dans tous les modèles.

Quatre matrices ont été construites avec  $\lambda = \lambda_{\min}$  pour chaque modèle. Les taux démographiques de la matrice avec  $\lambda = \lambda_1$  ont été utilisés et un multiplicateur qui réduirait la valeur  $\lambda$  à  $\lambda_{\min}$  a été résolu. Pour ce faire, on a réduit le taux de survie des jeunes de l'année ( $\sigma_0$ ), le taux de survie des juvéniles ( $\sigma_{j1}$  et  $\sigma_{j2}$ ), le taux de survie des adultes ( $\sigma_{a1}$  et  $\sigma_{a2}$ ) et le taux de fécondité ( $F_j$ ,  $F_{a1}$ , et  $F_{a2}$ ). En général, il fallait réduire considérablement la survie et la fécondité des jeunes de l'année pour atteindre  $\lambda_{\min}$ , tandis qu'il fallait réduire de façon moins importante la survie des juvéniles et des adultes (Tableau 5).

Tableau 5. Facteur de pondération utilisé pour réduire les taux démographiques individuels afin de donner des taux de croissance moyens de la population ( $\lambda$ ) de  $\lambda_{\min}$  (Tableau 4).

Profil de croissance	Survie			Fécondité
	Jeune de l'année	Juvenile	Adulte	
Rapides/Gros	0,10	0,78	0,70	0,10
Rapides/Moyens	0,11	0,79	0,68	0,11
Rapides/Petits	0,12	0,79	0,65	0,12
Lents/Gros	0,06	0,73	0,80	0,06
Lents/Petits	0,06	0,73	0,80	0,06

## TAUX DÉMOGRAPHIQUES PAR STADE

Les valeurs des taux démographiques par stade ont été estimées en combinant des estimations selon l'âge. La fécondité propre à chaque stade a été calculée comme la moyenne pondérée de la valeur de fécondité selon l'âge. Les poids étaient fondés sur le Tableau de taux survie moyens (Figure 8, équation 9) de sorte que l'influence de la fécondité selon l'âge sur la moyenne du stade était liée à la distribution moyenne stable selon l'âge (proportion des individus selon l'âge).

Les taux de survie propres à chaque stade ont été calculés à partir de la moyenne des taux de mortalité instantanée annuels selon l'âge du stade :

$$\sigma_i = e^{-\frac{\sum_{x=t_{\min,i}}^{t_{\max,i}} M_x}{t_{\max,i} - t_{\min,i}}} \quad (11)$$

où  $t_{\max, i}$  et  $t_{\min, i}$  représentent les âges minimum et maximum au stade  $i$ .

## STOCHASTICITÉ

Nous avons intégré aux simulations une variabilité interannuelle aléatoire pour tenir compte de la stochasticité environnementale caractéristique des populations d'esturgeon jaune. La variabilité a été intégrée à la croissance (longueur) et à la mortalité selon l'âge (Figure 9). La variabilité n'a pas été appliquée directement à la fécondité; toutefois, les valeurs de fécondité stochastiques résultaient de l'inclusion de la croissance stochastique. De plus, une corrélation intra-annuelle, au sein des taux démographiques, a été intégrée pour tenir compte des répercussions des « bonnes » ou « mauvaises » années sur la croissance ou la mortalité agissant sur l'ensemble de la population.

### Longueur

Nous avons simulé la croissance stochastique en appliquant la variabilité de l'accroissement interannuel de la longueur ( $L_i$ ) entre les années. Nous avons calculé le  $L_i$  moyen en soustrayant  $L_{t-1}$  de  $L_t$  à l'aide de la courbe de croissance de Von Bertalanffy (équation 3,

---

Tableau 2). Nous avons varié les paliers de la croissance selon l'âge en prenant une distribution bêta majorée (redimensionnée pour s'étendre en dehors de l'intervalle 0-1; Morris et Doak 2002). Avec une distribution bêta majorée, le paramètre peut varier avec la forme de distribution appropriée, pendant qu'on tronque cette répartition pour que la simulation ne soit pas touchée par les valeurs extrêmes des queues d'une distribution type (normale, par exemple), tout en gardant des valeurs appropriées de moyenne et d'écart-type (Morris et Doak 2002). La variation interannuelle de l'augmentation de la croissance au sein d'une population d'esturgeon jaune était inconnue. Lorenzen (2016) a déterminé que la variation temporelle médiane de la longueur selon l'âge des stocks de poissons sauvages était d'environ 15 %. La variabilité a été intégrée de sorte que les paliers de croissance aléatoires avaient une distribution à peu près normale avec un coefficient de variation de 0,15. Nous avons alors ajouté la valeur  $L_{i,t}$  aléatoire à  $L_{t-1}$  de l'itération précédente pour dégager le  $L_t$ , actuel selon les probabilités de longueur par âge. Les valeurs initiales  $L_t$  ont été générées aléatoirement à partir de la courbe de croissance moyenne de Von Bertalanffy.

### **Mortalité**

La mortalité instantanée selon l'âge a également varié à la suite d'une distribution bêta majorée (Morris et Doak 2002). Nous ignorions quelle était la variabilité interannuelle de la mortalité des esturgeons jaunes. Bradford (1992) a constaté que la variance du taux de mortalité augmente proportionnellement à la valeur  $M$  chez toutes les espèces et tous les stades biologiques ( $sd(M) = 0.39M^{1.12}$ ). Mertz et Meyers (1995) ont déterminé que cette variance estimative était sans doute gonflée en raison de l'erreur entachant les estimations de terrain de  $M$ . Ils ont proposé de représenter la variabilité interannuelle de  $M$  par un coefficient de variation (CV) constant de 0,2. Pour les distributions stochastiques de  $M$ , nous avons pris une distribution normale avec une moyenne convertie de l'équation 9 et un coefficient de variation de 0,2 pour toutes les classes d'âge. Nous avons transformé la distribution normale de chaque valeur de mortalité selon l'âge en distribution bêta majorée avec intervalles et formes uniques de répartition (Figure 9). Si le régime moyen de mortalité dépendait de la longueur, les valeurs de mortalité stochastique étaient indépendantes de la longueur stochastique selon l'âge. Nous avons gardé à cette fin le régime moyen de mortalité constant au fil des ans et les itérations présentaient une variabilité aléatoire autour de la tendance moyenne au lieu d'une variation interannuelle du régime même de mortalité.

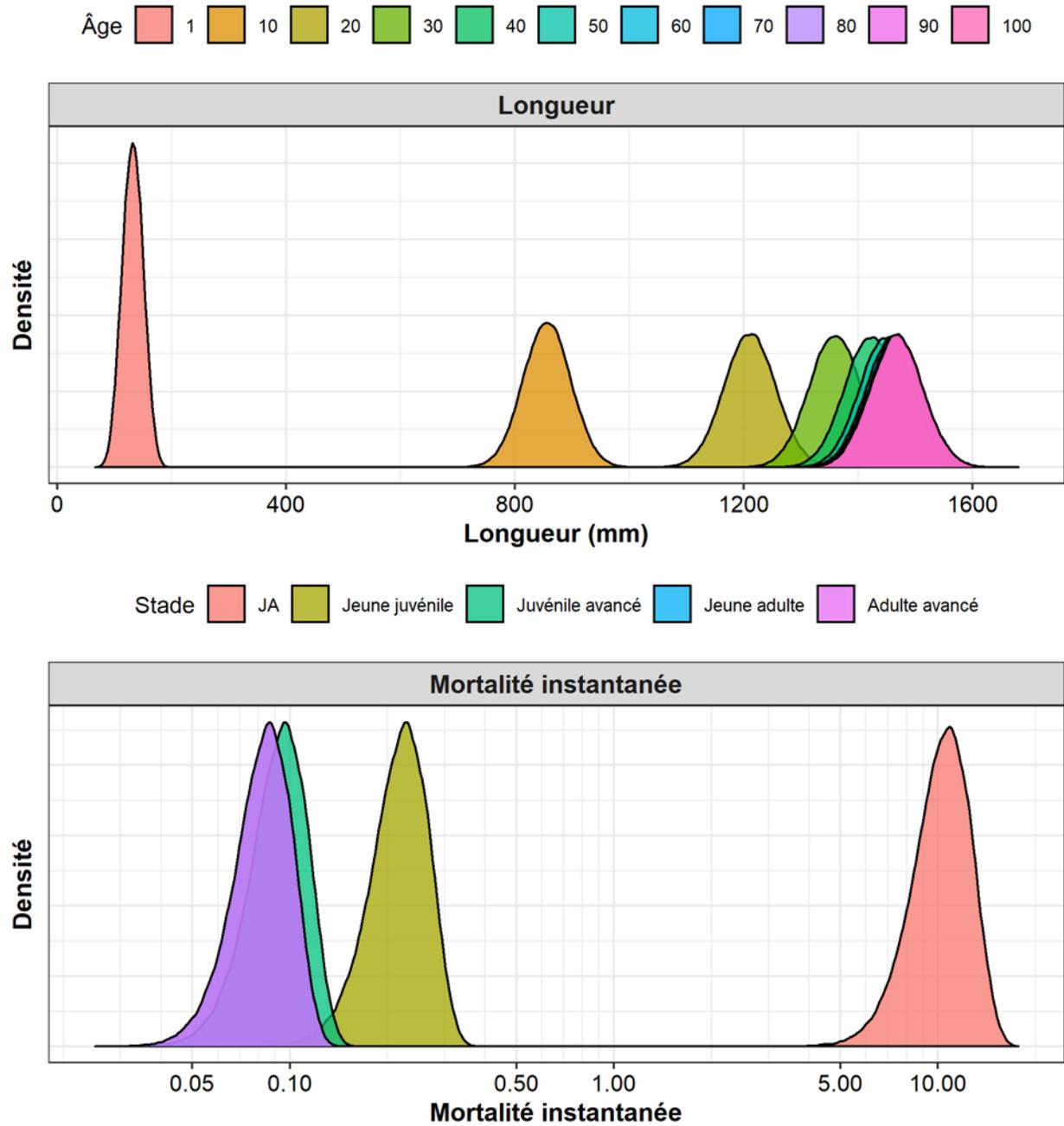


Figure 9. Exemple des fonctions de densité de probabilité des paramètres stochastiques (longueur et mortalité) intégrés dans les simulations. Les valeurs sont représentatives du modèle de croissance rapides/petits. REMARQUE : L'âge augmente le long de l'axe des x de gauche à droite pour la longueur, mais diminue de gauche à droite pour la mortalité, et une transformation  $\log_{10}$  a été appliquée à l'échelle de l'axe de la mortalité instantanée.

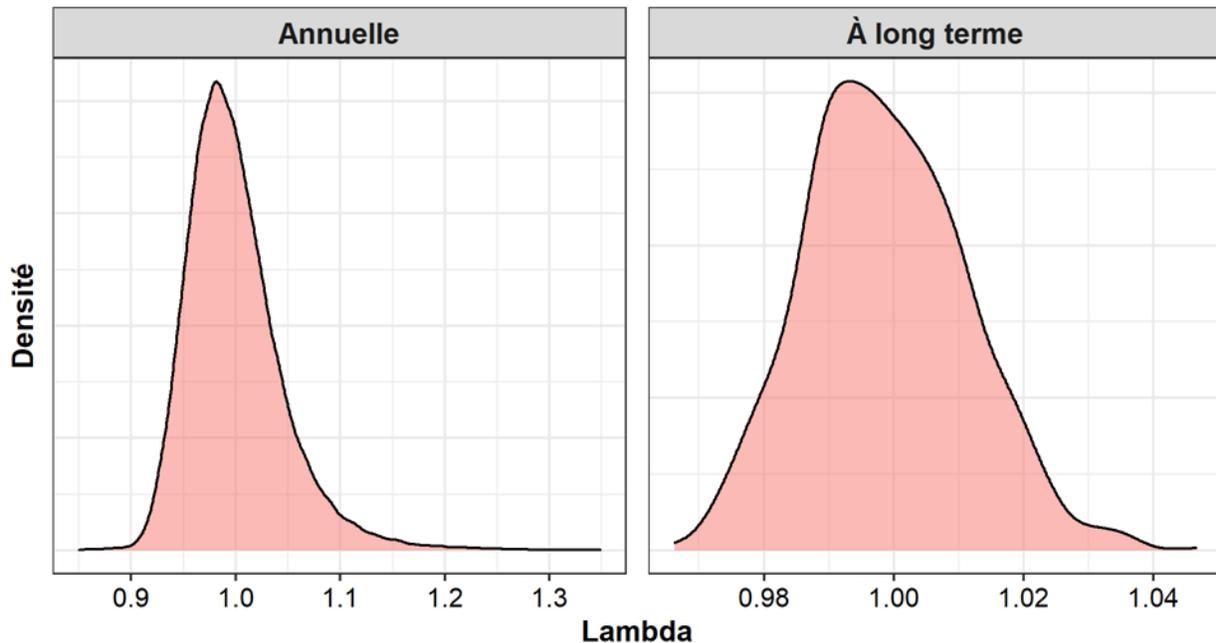


Figure 10. Fonction de densité de probabilité du taux de croissance de la population ( $\lambda$ ) résultant de l'intégration des taux démographiques stochastiques pour les simulations annuelles et à long terme (100 ans).

## Corrélation

Des structures de corrélation intra-annuelles distinctes ont été appliquées à la croissance et à la mortalité de sorte que les variables selon l'âge étaient liées les unes aux autres selon l'ampleur du coefficient de corrélation  $r$ . Un coefficient de corrélation de 1,0 a été utilisé de sorte que les taux démographiques propres à l'âge étaient entièrement corrélés au cours des années, sauf pour la survie des jeunes de l'année, qui a pu varier indépendamment des autres classes d'âge avec  $r = 0$ . Cela suppose que des facteurs différents influent sur la survie au cours de la première année par rapport à d'autres âges ou que des éléments stochastiques agissant sur de courtes périodes peuvent avoir une forte influence sur la survie des jeunes de l'année, c.-à-d. la période larvaire (Ludsin *et al.* 2014) et la période d'hivernage (Hurst 2007), tandis que la même période pourrait ne pas avoir d'incidence aux stades ultérieurs de la vie.

L'intégration de la stochasticité interannuelle et des corrélations intra-annuelles des taux démographiques dans les matrices de projection donne une distribution de probabilité des valeurs  $\lambda$ . Comme la croissance démographique est un processus multiplicatif, la distribution des taux annuels de croissance de la population est log-normale (Figure 10, graphique de gauche) avec  $\log_e(sd) = 0.05$ . Le taux de croissance démographique moyen à long terme (moyenne géométrique sur 100 ans) a une distribution à peu près normale (Figure 10, graphique de droite) avec un écart-type de 0,013 et des intervalles de confiance d'environ 99 % de 0,974 à 1,039. Par conséquent, bien que la population ait un taux de croissance moyen de 1, la variable environnementale stochastique sur une période allant jusqu'à cent ans, il y a 1 % de chances que les populations individuelles puissent chuter jusqu'à 3 % ou augmenter jusqu'à 4 %.

---

## ANALYSE DE SENSIBILITÉ

L'analyse de sensibilité sur les modèles matriciels de la population permet d'établir l'impact des changements dans les taux démographiques et les paramètres de niveau inférieur sur le taux de croissance annuel de la population ( $\lambda$ ). Nous avons quantifié la sensibilité en estimant des valeurs d'élasticités ( $\varepsilon_v$ ) décrivant la variation proportionnelle de  $\lambda$  après une perturbation proportionnelle d'un taux démographique ( $v$ ). Par exemple, une valeur d'élasticité de 0,2 pour la survie adulte ( $\varepsilon_a$ ) indiquerait qu'une augmentation de 20 % de la survie adulte se traduirait par une augmentation de 4 % ( $20 \% \times 0.2 = 4 \%$ ) de la valeur  $\lambda$  (c'est-à-dire qu'une valeur  $\lambda$  de 1,5 passerait à 1,56 [ $1.5 \times (1 + 0.04) = 1.56$ ]). Les élasticités sont calculées en prenant les dérivés partiels réduits de la valeur  $\lambda$  par rapport aux taux démographiques :

$$\varepsilon_v = \frac{v}{\lambda} \sum_{i,j} \frac{\partial \lambda}{\partial a_{i,j}} \frac{\partial a_{i,j}}{\partial v} \quad (12)$$

où  $a_{ij}$  est l'élément de la matrice de projection à la ligne  $i$  et dans la colonne  $j$ . Les élasticités sont additives; par conséquent, les effets des perturbations qui agissent sur différents taux démographiques peuvent être évalués en additionnant les élasticités des taux démographiques concernés.

Nous avons tenu compte de la variation des paramètres du modèle pour juger des effets sur la population en réaction aux perturbations démographiques (voir Vélez-Espino et Koops 2007). Des simulations par ordinateur ont été utilisées pour :

1. générer 50 000 matrices avec des paramètres stochastiques ( $L_t$ , et  $\sigma_t$ ) tirés des distributions décrites ci-dessus;
2. calculer l'équivalent  $\varepsilon_v$  de la valeur  $\lambda$  par rapport à  $\sigma_t$  et  $f_t$  pour chaque matrice;
3. estimer les élasticités stochastiques moyennes et leurs intervalles de confiance de 95 %;
4. reprendre les étapes i à iii pour les matrices avec  $\lambda$  à  $\lambda_{\min}$ ,  $\lambda_1$ ,  $\lambda_{\text{moy}}$ , et  $\lambda_{\max}$ .

## DOMMAGES ADMISSIBLES

Les dommages admissibles définissent les dommages maximaux à une population (diminution du taux démographique) qui n'empêcheront pas le rétablissement de cette population. Les dommages admissibles s'appliquent lorsqu'une population a un  $\lambda$  initial  $> 1$ . Lorsqu'une population connaît une croissance négative,  $\lambda < 1$ , il n'y a aucune possibilité de dommage; cependant, l'effort de rétablissement peut être estimé, défini comme étant les changements minimaux aux taux démographiques requis pour permettre le début du rétablissement. Nous présentons des estimations de dommages chroniques et temporaires admissibles. Il y a des dommages chroniques en cas de dégradation permanente d'un taux démographique et des dommages temporaires lorsqu'un épisode circonscrit (temporaire) de mortalité influe sur un ou plusieurs stades biologiques.

Les dommages chroniques admissibles et l'effort de rétablissement peuvent être estimés avec un cadre démographique emprunté à Vélez-Espino et Koops (2009).

$$\psi_v \text{ or } \tau_v = \left( \frac{1}{\varepsilon_v} \right) \left( \frac{\lambda_T - \lambda}{\lambda} \right) \quad (13)$$

où  $\varepsilon_v$  est l'élasticité du taux démographique  $v$ ,  $\lambda_T$  est le lambda cible et  $\lambda$  est le taux initial de croissance de la population. Le dommage admissible et l'effort de rétablissement sont estimés avec  $\lambda_T = 1$ . Si l'effort de rétablissement ou les dommages ont une incidence sur plus d'un taux

---

démographique, on le calcule en additionnant les valeurs d'élasticité ( $\epsilon_v$ ) de chaque taux démographiques avant l'intégration à l'équation 13.

De plus, l'analyse par simulation a été utilisée pour déterminer le risque associé à divers niveaux de dommages chroniques pour le rétablissement de la population, comme suit :

1. générer 50 000 matrices avec des paramètres stochastiques ( $L_t$ , et  $\sigma_t$ ) tirés des distributions décrites ci-dessus avec un  $\lambda$  initial =  $\lambda_{moy}$ ;
2. les dommages chroniques, sous forme de mortalité, ont été appliqués comme des décès pour 100 individus variant de 0 à 99;
3. estimer la moyenne de  $\lambda$  après l'application du dommage sur diverses périodes (1 an et 100 ans);
4. calculer la proportion de répétitions où  $\lambda < 1$  pour évaluer le risque de déclin de la population pour chaque niveau de dommage;
5. répéter les étapes ii à iv pour les taux démographiques  $\sigma_{JA}$ ,  $\sigma_j$ ,  $\sigma_a$ ,  $\sigma_{1+}$ ,  $\sigma$ .

Les effets des dommages temporaires ont été estimés de la même façon :

1. générer 50 000 matrices avec des paramètres stochastiques ( $L_t$ , et  $\sigma_t$ ) tirés des distributions décrites ci-dessus avec un  $\lambda$  initial =  $\lambda_{moy}$ ;
2. organiser les matrices en 5 000 répétitions de simulations de 10 ans;
3. Les dommages temporaires, sous forme de mortalité, ont été appliqués comme des décès pour 100 individus variant de 0 à 99 à la première matrice de projection, simulant un retrait ponctuel des individus;
4. estimer le  $\lambda$  moyen après l'application d'un dommage temporaire;
5. calculer la proportion de répétitions où  $\lambda < 1$  pour évaluer le risque de déclin de la population pour chaque niveau de dommage;
6. répéter les étapes iii à v pour les taux démographiques  $\sigma_{JA}$ ,  $\sigma_j$ ,  $\sigma_a$ ,  $\sigma_{1+}$ ,  $\sigma$ .

## OBJECTIFS DE RÉTABLISSEMENT

### Abondance : Population minimale viable (PMV)

Pour déterminer les cibles potentielles de rétablissement de la population d'esturgeon jaune, on a appliqué le concept de durabilité démographique simulé avec une analyse de la viabilité de la population (AVP; Morris et Doak 2002). La population minimale viable (PMV) découle de cette analyse (Shaffer 1981). La PMV est définie comme la taille minimale de la population des femelles adultes qui donne la probabilité souhaitée de persistance sur une période définie. Comme la croissance de la population ne peut pas être maintenue à long terme, la probabilité de persistance a été simulée pour une population stable à long terme,  $\lambda_1$ .

Voici d'importants éléments intégrés à l'analyse de la viabilité de population : choix de la période de calcul de la persistance, gravité et probabilité d'un événement catastrophique, et seuil de quasi-extinction en deçà duquel une population est jugée non viable. Le choix de la durée est arbitraire. Elle doit être assez longue pour représenter une période biologique importante pour l'espèce en question, mais aussi offrir un laps de temps raisonnable pour prendre des décisions de gestion. Les périodes typiques comme 100 ans (Shaffer 1981) ou 40 générations (Reed 2003b) n'étaient pas appropriées, car 100 ans, ce n'est pas beaucoup de temps biologique pour l'esturgeon jaune (seulement 2,5 à 4 générations) et 40 générations représentent entre 1 000 et 1 600 ans, ce qui est déraisonnable sur le plan de la gestion. Par

---

conséquent, les résultats sont présentés pour des périodes de 250 ans (PMV) et jusqu'à 500 ans (probabilités de persistance).

Nous ignorons la fréquence et la gravité des événements catastrophiques dont peuvent être victimes les populations d'esturgeon jaune. Reed *et al.* (2003 a) ont estimé que, parmi les populations de vertébrés, les événements catastrophiques qui faisaient au moins baisser de moitié la taille de la population en un an étaient d'une fréquence de 14 % par génération en moyenne. Un taux de 0,15 par génération a été incorporé dans l'AVP.

La quasi-extinction est due aux facteurs conjugués des effets Allee, de la stochasticité démographique et de la dépression de consanguinité (Lande 1988; Morris et Doak 2002), lesquels mènent une population à l'extinction une fois le seuil franchi. La quasi-extinction est une hypothèse simplificatrice qui permet de tenir compte des effets en question sans avoir à les paramétrer expressément dans le modèle de simulation, ce qui exigerait un certain nombre d'hypothèses invérifiables et des temps multipliés de calcul (Morris et Doak 2002). L'utilisation d'un seuil de quasi-extinction, plutôt que l'extinction complète de la population, améliore la précision du modèle. Au lieu d'essayer de prédire les circonstances entourant le décès du dernier individu d'une population, les prévisions sont faites en fonction du moment où une population devient suffisamment petite pour que les complications génétiques et écologiques susmentionnées augmentent davantage la probabilité d'extinction complète (Morris et Doak 2002). Il n'est pas possible de mesurer empiriquement la valeur du seuil de quasi-extinction; par conséquent, nous avons utilisé 25 femelles adultes comme approximation raisonnable (Morris et Doak 2002).

Nous avons estimé les objectifs de rétablissement de la manière suivante :

1. Des matrices aléatoires ont été générées avec des paramètres stochastiques ( $L_t$ , et  $\sigma_t$ ) tirés des distributions décrites ci-dessus avec un  $\lambda$  initial =  $\lambda_1$ ;
2. La taille de la population a été simulée sur 500 ans, les tailles initiales de la population variant de 30 à 15 000 esturgeons jaunes femelles;
3. Les catastrophes ont été incorporées à un taux de 0,15 par génération et ont entraîné un déclin de 50 % de l'abondance totale de la population;
4. L'extinction de la population s'est produite lorsque la taille de la population femelle adulte était de  $\leq 25$ .

À partir de ces simulations, on a créé des fonctions de densité cumulative pour diverses tailles de population afin de fournir des estimations de la probabilité d'extinction de la population au fil du temps (jusqu'à 500 ans). De plus, la PMV (taille minimale de la population femelle) requise pour fournir une probabilité d'extinction de 5 % et de 1 % sur 250 ans a été calculée en ajustant une régression logistique aux données d'extinction binomiale (1 : éteinte, 0 : existante). Les valeurs approximatives de la PMV chez les mâles ont également été estimées à partir de la PMV chez les femelles en fonction du rapport présumé entre les sexes (Figure 6). À mesure que les mâles arrivaient à maturité plus tôt (maturité de 50 % à l'âge de 20 ans; Bruch 2008), la classification du stade (c.-à-d. juvénile et adulte) différait des femelles dont les juvéniles étaient définis comme étant âgés de 1 à 19 ans et des adultes dont l'âge était limité entre 20 et 80 ans.

### **Habitat essentiel : Superficie minimale pour une population viable (SMPV)**

Selon les travaux de Velez-Espino *et al.* (2010) et de Young et Koops (2014), la superficie minimale pour une population viable (SMPV) a été estimée comme une quantification de premier ordre de la superficie d'habitat nécessaire pour soutenir une population viable. La

---

SMPV a été estimée en incluant l'esturgeon jaune femelle et mâle, et elle est calculée comme suit :

$$SMPV = \sum_{t=0}^{t_{max}} PMV_t \cdot API_t \quad (14)$$

où  $PMV_t$  est le nombre minimal de poissons requis par âge pour la probabilité souhaitée de pérennité sur 250 ans, dans une estimation pour l'objectif de rétablissement, et où  $API_t$  est la superficie nécessaire par individu d'âge  $t$  (Minns 2003). Nous avons réparti les individus entre les classes de stade selon la distribution stable des stades, laquelle est représentée par le vecteur propre droit dominant ( $w$ ) de la matrice de projection moyenne pour  $\lambda = 1$  ( $Aw = \lambda w$ ) (de Kroon *et al.* 1986). Nous avons estimé la superficie par individu  $API_t$  en prenant l'inverse de la densité ( $API_t = 1/D_t$ ). Nous avons constaté que la densité des assemblages de poissons (nombre.ha<sup>-1</sup>) était liée au poids moyen  $W$  (g), des poissons de l'assemblage (Randall *et al.* 1995) suivant :

$$D = a_D W^{b_D} \quad (15)$$

La densité est propre à l'habitat, les poissons vivant dans des milieux lotiques conservant des densités plus élevées que les poissons vivant dans des milieux lentiques, à poids moyens égaux (Randall *et al.* 1995). Les valeurs des paramètres de l'équation 16 sont propres à l'habitat avec  $a_D = 78,432$  et  $b_D = -0,94$  dans les environnements lotiques et  $a_D = 30\,200$  et  $b_D = -1,01$  dans les environnements lentiques. Bien que cette allométrie ait été initialement estimée à partir de mesures de densités et de poids des assemblages de poissons, elle est appliquée ici pour faire des estimations de densité propres aux espèces. Ainsi, les valeurs de la SMPV dégagées à l'aide de ces paramètres donnent des estimations de l'habitat exclusif nécessaire à l'esturgeon jaune. Dans les milieux naturels, les interactions avec d'autres espèces mèneront à des exigences spatiales accrues par poisson individuel.

Des données sur la densité étaient disponibles pour un certain nombre de populations d'esturgeon jaune en Amérique du Nord (Figure 11, Tableau A2 en annexe). Les données sur la densité de l'esturgeon jaune représentaient habituellement des estimations du nombre de poissons (des deux sexes) de plus de 1 000 mm de longueur sur l'ensemble du système (lac ou rivière). Des relations de densité ont été créées pour ces données afin de fournir des estimations des besoins en matière d'habitat comprenant l'assemblage de poissons le plus grand. Les pentes ( $b_D$ ) des relations ci-dessus ont été conservées entre l'assemblage et les niveaux propres à l'espèce, mais l'intersection ( $a_D$ ) variait. Les densités d'esturgeons jaunes sont faibles par rapport aux niveaux historiques (COSEPAC 2017). Par conséquent, les densités mesurées pour la taille actuelle de la population peuvent surestimer les besoins spatiaux en matière d'habitat d'une population en santé. Par conséquent, les valeurs  $a_D$  ont été adaptées aux données de densité propres à l'esturgeon jaune pour les environnements lotiques et lentiques afin de représenter les relations de densité maximale et médiane. Les valeurs de la SMPV estimées à partir de la relation de densité médiane représentent les besoins en superficie d'une population de taille moyenne existante. Les valeurs de la SMPV estimées à partir de la relation de densité maximale peuvent être une meilleure représentation des besoins en superficie d'une population en santé.

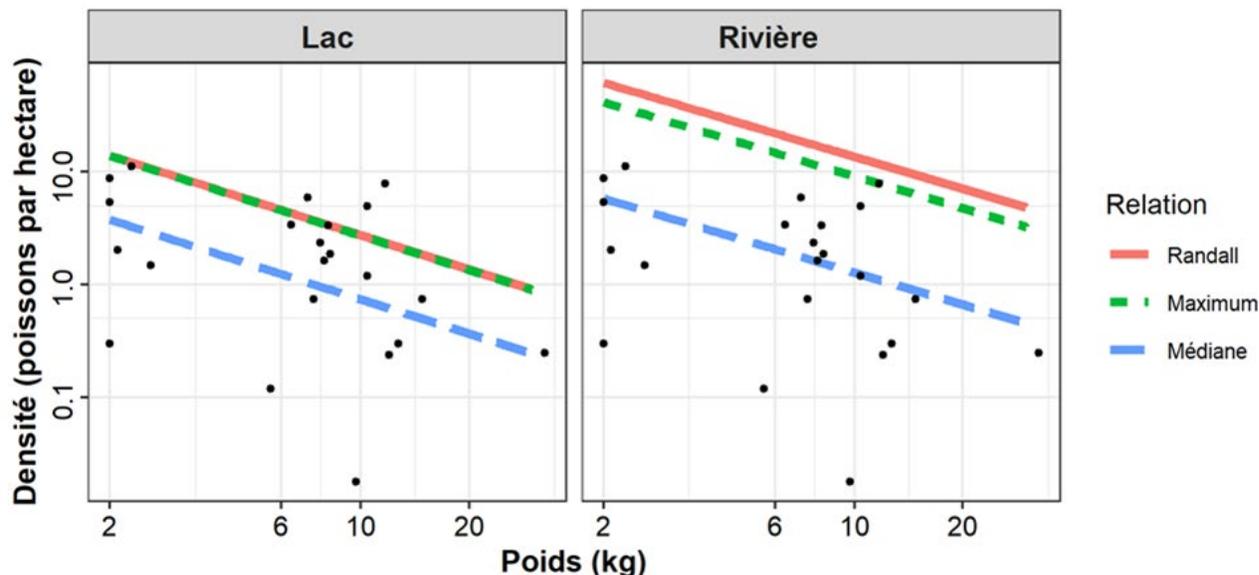


Figure 11. Données sur la densité de l'esturgeon jaune pour les populations de lacs et de rivières par rapport au poids moyen de la population. Les lignes représentent les relations de densité prédictives tirées de la littérature (Randall et al. 1995) et basées sur les mesures médiane et maximale de la densité de l'esturgeon jaune (Tableau A2 de l'annexe).

Les besoins en matière d'espace d'une classe d'âge peuvent augmenter ou diminuer tout au long de l'année selon les taux de mortalité et de croissance selon l'âge. L'espace requis pour une cohorte donnée est maximisé à un âge donné ( $t_{superficie}$ ) qui a été estimé au moyen de simulations. L'espace requis pour une cohorte a augmenté jusqu'à l'âge  $t_{superficie}$  et a diminué par la suite. La SMPV a été estimée en trouvant la  $SMPV_t$  maximale selon l'âge (qui tient compte de la croissance et de la mortalité) et en faisant la somme des classes d'âge. Les valeurs de la SMPV ont été estimées en additionnant les valeurs maximales de la  $SMPV_t$  pour les classes d'âge ayant des longueurs de 1 000 mm ou plus. Cela a été fait parce que la plupart des estimations de densité ont été faites pour des systèmes entiers (lacs ou rivières) et que seulement les poissons de 1 000 mm ou plus ont été dénombrés. On a supposé que le système soutiendrait le poisson nécessaire pour produire le poisson dénombré et, par conséquent, aucun habitat supplémentaire n'est nécessaire.

## TEMPS DE RÉTABLISSMENT

Les temps de rétablissement des populations d'esturgeon jaune ont été estimés à l'aide d'une analyse de simulation. Le taux de rétablissement est principalement influencé par le taux de croissance démographique moyen des populations en voie de rétablissement. Des simulations de la population ont été effectuées avec diverses tailles initiales de population (de 50 à 1 000 femelles) à divers  $\lambda$  moyens (de 1,01 à 1,15). Les valeurs  $\lambda$  ont été obtenues en résolvant les valeurs  $\sigma_{JA}$  qui donnaient les  $\lambda$  souhaités. En fait, cela suppose que le taux de croissance de la population d'esturgeon jaune est principalement attribuable à la dépendance de la densité qui agit sur le stade des jeunes de l'année. Si les  $\lambda$  ont été obtenus par d'autres moyens (c.-à-d. en augmentant le taux de survie des adultes), les résultats relatifs au temps de rétablissement ne devraient pas être touchés tant que la répartition stable selon le stade approprié est atteinte rapidement.

En raison du déclin historique de la population, de nombreuses populations d'esturgeon jaune ont une répartition biaisée en faveur des juvéniles (T. Pratt, MPO, comm. pers.). La répartition

---

initiale selon le stade de l'esturgeon jaune utilisée dans les simulations de rétablissement était fondée sur la répartition actuelle biaisée en faveur des juvéniles de la population d'esturgeon jaune dans la baie Goulais (T. Pratt, MPO, données non publiées). Les populations échantillonnées de la baie Goulais comprenaient 85,5 % de jeunes juvéniles, 13,5 % de juvéniles avancés, 0,8 % de jeunes adultes et 0 % d'adultes avancés. La proportion des jeunes de l'année a été déterminée à l'aide de la distribution du stade stable du modèle matriciel pour chaque taux de croissance.

Les simulations ont été menées de la même façon que l'analyse de la PMV. Des matrices stochastiques ont été générées pour 500 répétitions de simulations sur 1 500 ans. Les tailles annuelles de la population ont été simulées et une population a été considérée comme rétablie lorsqu'elle a atteint la taille de la PMV (femelle adulte). Le temps de rétablissement a été estimé en prenant le 95<sup>e</sup> centile du temps nécessaire pour atteindre la taille de la population de la PMV par rapport aux répétitions. Une relation a été adaptée pour prédire le temps à une probabilité de rétablissement de 95 % à partir du  $\lambda$  moyen en tant que courbe hyperbolique ( $RT = a_{rec} / (\lambda + b_{rec})$ )

## RÉSULTATS

### ANALYSE DE SENSIBILITÉ

Les profils d'élasticité étaient semblables d'un profil de croissance à l'autre (Tableau 6, Figure 12, Tableaux A3 et A4 de l'annexe); toutefois, les populations à croissance rapide étaient légèrement plus sensibles pour les jeunes stades biologiques et moins sensibles pour les stades biologiques plus avancés que les populations à croissance lente. En général, les valeurs d'élasticité les plus élevées ont été produites à partir des perturbations du taux de survie des jeunes adultes (âges 26 à 62). L'exception concernait les populations en déclin où la croissance démographique négative était due à une réduction de la survie des adultes ( $\lambda_{min} - F$ ). Dans ces cas,  $\lambda$  était plus sensible aux perturbations des taux de survie des juvéniles plus avancés (âges 13 à 25).

Les élasticités donnent un aperçu de la façon dont une population peut réagir aux perturbations des caractéristiques du cycle biologique. Par exemple, le modèle prédit que l'esturgeon jaune a une faible sensibilité à la reproduction et à la survie des jeunes de l'année avec des élasticités allant de 0,008 à 0,07 selon les profils de croissance et les taux de croissance démographiques. Cela indique que de petites perturbations de cet aspect du cycle biologique n'entraîneront pas de grands changements dans l'état de la population. Par ailleurs, en supposant une population croissante ( $\lambda = 1,035$ ), les élasticités du stade des jeunes adultes variaient de 0,44 à 0,50. Par conséquent, une diminution de 10 % du taux de survie (c.-à-d. une mortalité par pêche de 10 %) entraînerait une réduction de 4,4 à 5 % du taux de croissance de la population (en supposant que les autres paramètres du cycle biologique demeurent constants), ce qui entraînerait une diminution de la population ( $\lambda \approx 0,98$ ).

Les estimations de l'élasticité supposent que d'autres paramètres du cycle biologique demeurent constants. Par exemple, l'analyse de l'élasticité indique qu'une population en déclin en raison d'une diminution de la survie des adultes (c.-à-d. la mortalité par pêche) profitera le plus de l'augmentation de la survie des juvéniles plus avancés. Cela suppose toutefois que la survie des adultes demeure en déclin. Au lieu de cela, si la mortalité par pêche est réduite, le rétablissement initial de la population peut être lent (d'où de faibles valeurs d'élasticité, Tableau 6), mais une fois que le rétablissement commence et que la population atteint la distribution du stade stable, les modèles d'élasticité commenceront à ressembler à ceux de  $\lambda_1$  (barres bleues) et le rétablissement s'accélénera.

---

Comme ces estimations sont propres à chaque stade, il est important de se rappeler ce que les stades représentent. La survie des jeunes adultes a produit les valeurs d'élasticité les plus élevées, en partie en raison de sa longue durée (38 ans), alors le jeune stade juvénile ne représentait que 7 ans. Par conséquent, selon la classe d'âge (en supposant une population stable,  $\lambda = 1$ ), la survie avant l'âge adulte présentait des élasticités variant de 0,033 à 0,046, tandis que les élasticités de survie des jeunes adultes variaient de 0,012 à 0,014. Les élasticités de survie avant l'âge adulte étaient environ trois fois supérieures à celles de la survie des jeunes adultes par classe d'âge (c.-à-d. si chaque groupe d'âge était touché séparément). Il est important de tenir compte des classes d'âge qui seront touchées par les perturbations et de la façon dont elles s'harmonisent avec les divisions de stade dans cette analyse. S'il y a chevauchement, les élasticités doivent être ajustées pour estimer l'impact total de la perturbation.

Tableau 6. Valeurs moyennes issues de l'analyse de sensibilité stochastique du taux de croissance de la population ( $\lambda$ ) de l'esturgeon jaune en fonction des perturbations des taux démographiques propres à chaque stade. Les résultats sont présentés sous forme de valeurs d'élasticité ( $\varepsilon_v$ ) et ont été estimés pour les différentes valeurs  $\lambda$ .

Profil de croissance	$\lambda$	Élasticité				
		$\sigma_0/F$	$\sigma_{j1}$	$\sigma_{j2}$	$\sigma_{a1}$	$\sigma_{a2}$
Rapides/Gros	$\lambda_{\min} - \sigma_0$	0,013	0,074	0,133	0,496	0,284
	$\lambda_{\min} - \sigma_j$	0,016	0,043	0,051	0,559	0,330
	$\lambda_{\min} - \sigma_a$	0,030	0,184	0,729	0,053	0,002
	$\lambda_{\min} - F$	0,013	0,073	0,131	0,496	0,287
	$\lambda_1$	0,024	0,116	0,209	0,516	0,136
	$\lambda_{\text{moy}}$	0,035	0,158	0,282	0,484	0,041
	$\lambda_{\text{max}}$	0,052	0,210	0,352	0,382	0,003
Rapides/Moyens	$\lambda_{\min} - \sigma_0$	0,015	0,083	0,151	0,500	0,251
	$\lambda_{\min} - \sigma_j$	0,019	0,051	0,061	0,572	0,297
	$\lambda_{\min} - \sigma_a$	0,034	0,198	0,713	0,053	0,002
	$\lambda_{\min} - F$	0,015	0,083	0,152	0,500	0,250
	$\lambda_1$	0,027	0,127	0,231	0,512	0,103
	$\lambda_{\text{moy}}$	0,039	0,171	0,303	0,462	0,025
	$\lambda_{\text{max}}$	0,061	0,229	0,371	0,339	0,001
Rapides/Petits	$\lambda_{\min} - \sigma_0$	0,018	0,096	0,176	0,503	0,208
	$\lambda_{\min} - \sigma_j$	0,023	0,061	0,074	0,586	0,256
	$\lambda_{\min} - \sigma_a$	0,038	0,215	0,693	0,052	0,001
	$\lambda_{\min} - F$	0,018	0,095	0,175	0,503	0,209
	$\lambda_1$	0,031	0,141	0,257	0,501	0,070
	$\lambda_{\text{moy}}$	0,043	0,182	0,322	0,438	0,014
	$\lambda_{\text{max}}$	0,071	0,248	0,385	0,295	0,000
Lents/Gros	$\lambda_{\min} - \sigma_0$	0,008	0,051	0,092	0,475	0,373
	$\lambda_{\min} - \sigma_j$	0,010	0,025	0,029	0,524	0,412
	$\lambda_{\min} - \sigma_a$	0,023	0,161	0,727	0,077	0,011
	$\lambda_{\min} - F$	0,008	0,051	0,092	0,475	0,374
	$\lambda_1$	0,017	0,089	0,156	0,496	0,242
	$\lambda_{\text{moy}}$	0,027	0,133	0,233	0,498	0,109
	$\lambda_{\text{max}}$	0,052	0,213	0,347	0,384	0,005
Lents/Petits	$\lambda_{\min} - \sigma_0$	0,008	0,053	0,097	0,472	0,369
	$\lambda_{\min} - \sigma_j$	0,010	0,026	0,030	0,524	0,409
	$\lambda_{\min} - \sigma_a$	0,025	0,172	0,701	0,088	0,014
	$\lambda_{\min} - F$	0,009	0,054	0,098	0,472	0,009
	$\lambda_1$	0,018	0,093	0,165	0,493	0,231
	$\lambda_{\text{moy}}$	0,029	0,140	0,245	0,489	0,097
	$\lambda_{\text{max}}$	0,064	0,239	0,367	0,329	0,001

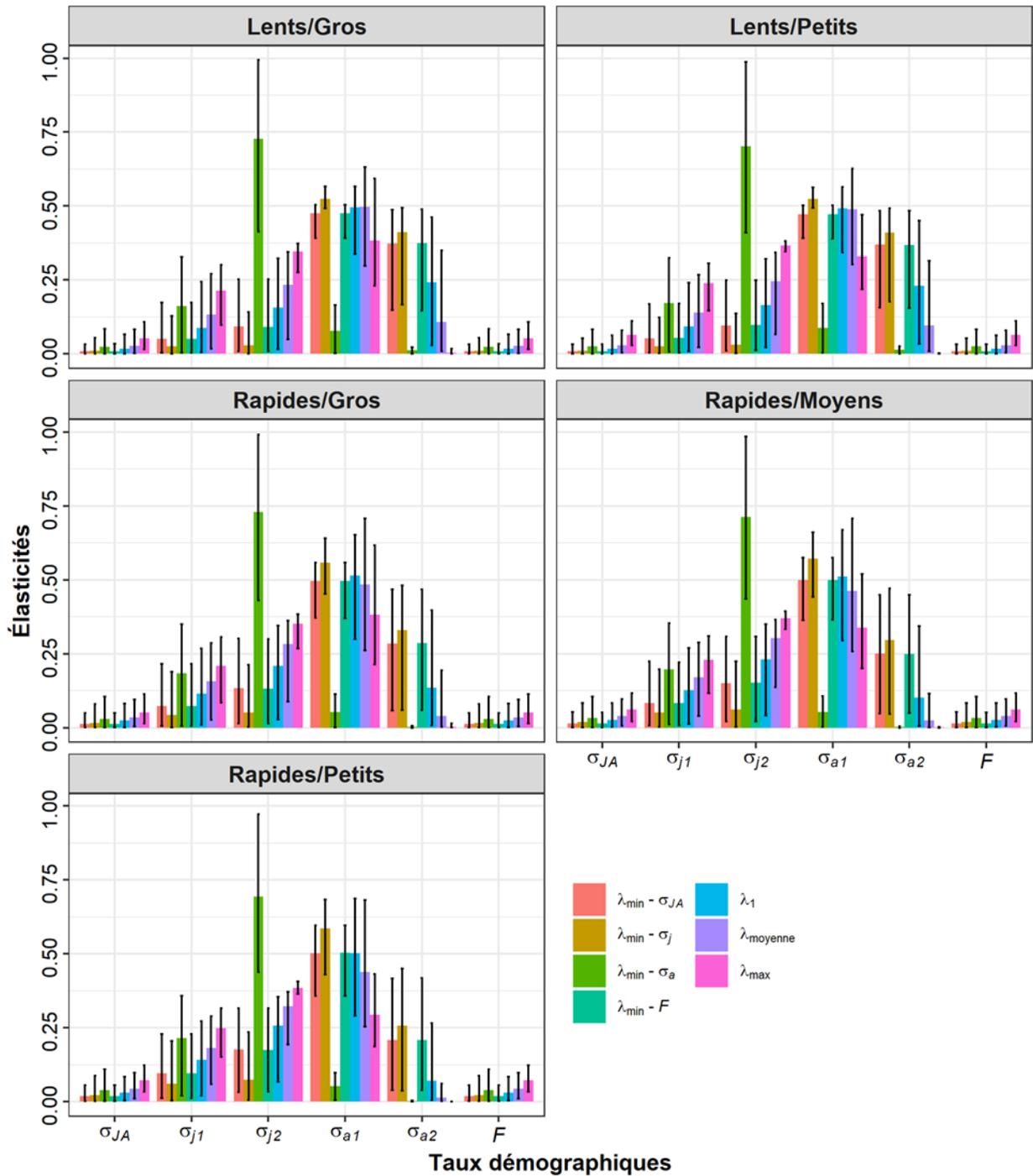


Figure 12. Résultats de l'analyse de la sensibilité stochastique du taux de croissance de la population ( $\lambda$ ) de l'esturgeon jaune aux perturbations des taux démographiques selon le stade (survie [ $\sigma$ ] et fécondité [ $F$ ]). Les résultats sont présentés sous forme de valeurs d'élasticité ( $\varepsilon_v$ ; valeurs moyennes, et intervalles de confiance inférieurs et supérieurs), et ont été estimés pour les différentes valeurs  $\lambda$ .

## DOMMAGES ADMISSIBLES

### Effort de rétablissement et dommages chroniques admissibles

Nous présentons des estimations d'effort de rétablissement et de dommages admissibles pour deux niveaux de croissance démographique ( $\lambda_{\text{moy}}$  et  $\lambda_{\text{max}}$ ) pour faire voir l'étendue des conséquences possibles de l'influence anthropique sur les populations d'esturgeon jaune. Les taux de croissance démographique réalisés des populations naturelles différeront probablement de ceux pour lesquelles des estimations ont été produites directement; toutefois, les estimations peuvent nous guider dans la gestion des dommages causés (ou de l'effort de rétablissement) dans les populations dont les taux de croissance se situent dans la fourchette de notre évaluation.

Tableau 7. Résumé des estimations de l'effort de rétablissement des taux démographiques (de chaque stade et agrégés entre les stades) pour les populations d'esturgeon jaune dans les emplacements de l'UD. Des estimations ont été faites pour les populations en déclin dont les causes de déclin sont différentes, soit la réduction de la survie chez les jeunes de l'année ( $\sigma_0$ ), la réduction de la survie chez les juvéniles ( $\sigma_j$ ), la réduction de la survie chez les adultes ( $\sigma_a$ ) et la réduction de la fécondité ( $F$ ).

Profil de croissance	$\lambda$	Taux démographique								
		$\sigma_0/F$	$\sigma_{j1}$	$\sigma_{j2}$	$\sigma_{a1}$	$\sigma_{a2}$	$\sigma_j$	$\sigma_a$	$\sigma_{1+}$	$\sigma$
Rapides/ Gros	$\lambda_{\text{min}} - \sigma_0$	62,74	9,50	3,54	0,14	0,90	2,57	0,12	0,06	0,05
	$\lambda_{\text{min}} - \sigma_j$	83,62	28,25	22,12	0,12	0,89	12,40	0,10	0,06	0,05
	$\lambda_{\text{min}} - \sigma_a$	78,69	7,74	0,12	30,40	656,34	0,07	28,96	0,06	0,05
	$\lambda_{\text{min}} - F$	63,97	9,71	3,60	0,14	0,89	2,62	0,12	0,06	0,05
Rapides/ Moyens	$\lambda_{\text{min}} - \sigma_0$	43,83	6,84	2,47	0,14	1,11	1,80	0,13	0,06	0,05
	$\lambda_{\text{min}} - \sigma_j$	59,32	19,82	15,17	0,12	1,12	8,59	0,11	0,06	0,05
	$\lambda_{\text{min}} - \sigma_a$	43,96	4,61	0,12	19,40	569,31	0,07	18,70	0,06	0,05
	$\lambda_{\text{min}} - F$	44,05	6,89	2,47	0,14	1,07	1,81	0,12	0,06	0,05
Rapides/ Petits	$\lambda_{\text{min}} - \sigma_0$	28,61	4,69	1,60	0,15	1,36	1,19	0,13	0,06	0,05
	$\lambda_{\text{min}} - \sigma_j$	39,83	13,29	9,93	0,12	1,40	5,68	0,11	0,06	0,05
	$\lambda_{\text{min}} - \sigma_a$	22,49	2,54	0,12	11,87	513,77	0,07	11,55	0,06	0,05
	$\lambda_{\text{min}} - F$	28,37	4,64	1,59	0,15	1,35	1,18	1,18	0,06	0,05
Lents/ Gros	$\lambda_{\text{min}} - \sigma_0$	107,69	15,15	6,23	0,13	0,36	4,40	0,10	0,05	0,05
	$\lambda_{\text{min}} - \sigma_j$	135,08	49,77	41,68	0,11	0,32	22,68	0,08	0,06	0,05
	$\lambda_{\text{min}} - \sigma_a$	152,35	13,13	0,13	28,49	155,02	0,07	24,02	0,06	0,05
	$\lambda_{\text{min}} - F$	108,80	15,32	6,30	0,13	0,36	4,45	0,10	0,05	0,05
Lents/ Petits	$\lambda_{\text{min}} - \sigma_0$	80,35	11,59	4,70	0,13	0,34	3,34	0,10	0,05	0,05
	$\lambda_{\text{min}} - \sigma_j$	99,14	37,08	31,05	0,11	0,30	16,90	0,08	0,06	0,05
	$\lambda_{\text{min}} - \sigma_a$	82,32	7,34	0,13	14,44	71,64	0,07	11,98	0,06	0,05
	$\lambda_{\text{min}} - F$	78,04	11,26	4,57	0,13	0,34	3,24	0,10	0,05	0,05

Les estimations de l'effort de rétablissement et des dommages chroniques admissibles (Tableau 7 et 8) étaient basées sur les limites inférieures et supérieures des intervalles de confiance des valeurs d'élasticité propres au stade provenant d'une analyse de sensibilité stochastique respectivement (annexes A3 et A4), en fonction d'une approche de précaution. Les valeurs représentent le changement proportionnel aux taux démographiques qui résulterait en une valeur  $\lambda = 1$ . Les valeurs inférieures à l'unité indiquent un manque d'incidence significative des dommages sur le taux démographique en question si tous les autres éléments sont constants pour un niveau donné de croissance de la population. L'effort de rétablissement a été estimé pour les populations ayant des  $\lambda$  moyens de  $\lambda_{\text{min}}$  et les dommages admissibles ont été estimés pour les populations ayant des  $\lambda$  moyens de  $\lambda_{\text{moy}}$  et  $\lambda_{\text{max}}$ .

Dans la plupart des cas, les améliorations de la valeur  $\lambda$  aux valeurs  $\geq 1$  ont été les plus faciles à obtenir grâce aux améliorations des taux de survie chez les adultes comparativement à d'autres taux démographiques propres au stade (Tableau 7). L'exception à cette règle concernait les populations dont la survie adulte était initialement réduite, où l'amélioration de la survie des juvéniles constituait le meilleur moyen de passer de la valeur  $\lambda$  aux valeurs  $\geq 1$ . Le stade des jeunes de l'année nécessitait habituellement une amélioration importante pour permettre  $\lambda \geq 1$  et, par conséquent, il se peut qu'il ne représente pas une voie appropriée d'intervention anthropique pour amorcer la croissance de la population.

De même, les populations croissantes étaient plus susceptibles de subir des dommages au stade adulte, en particulier les jeunes adultes, suivis du stade juvénile (Tableau 8). Les populations étaient plus résilientes aux dommages au stade des jeunes de l'année et, à des taux de croissance élevés ( $\lambda_{max}$ ), elles n'étaient pas vulnérables aux dommages au stade des adultes avancés.

Tableau 8. Résumé des estimations des dommages chroniques admissibles des taux démographiques (de chaque stade et agrégés entre les stades) pour les populations d'esturgeon jaune dans les emplacements de l'UD. Des estimations ont été faites pour la population présentant des taux moyens de croissance de la population de  $\lambda_{moy}$  et  $\lambda_{max}$  (Tableau 3).

Profil de croissance	$\lambda$	Taux démographique								
		$\sigma_0/F$	$\sigma_{j1}$	$\sigma_{j2}$	$\sigma_{a1}$	$\sigma_{a2}$	$\sigma_j$	$\sigma_a$	$\sigma_{1+}$	$\sigma$
Rapides/Gros	$\lambda_{moy}$	0,358	0,119	0,094	0,048	0,176	0,053	0,042	0,034	0,034
	$\lambda_{max}$	0,712	0,263	0,210	-0,13	< -1	0,134	0,174	0,093	0,091
Rapides/Moyens	$\lambda_{moy}$	0,353	0,119	0,093	0,048	0,295	0,053	0,042	0,034	0,034
	$\lambda_{max}$	0,777	0,294	0,232	0,175	< -1	0,134	0,174	0,093	0,091
Rapides/Petits	$\lambda_{moy}$	0,349	0,118	0,092	0,050	0,562	0,053	0,046	0,034	0,034
	$\lambda_{max}$	0,863	0,333	0,259	0,243	< -1	0,152	0,243	0,109	0,105
Lents/Gros	$\lambda_{moy}$	0,416	0,126	0,099	0,054	0,098	0,056	0,037	0,034	0,034
	$\lambda_{max}$	0,925	0,331	0,263	0,168	< -1	0,151	0,164	0,101	0,100
Lents/Petits	$\lambda_{moy}$	0,427	0,127	0,100	0,054	0,109	0,056	0,038	0,034	0,034
	$\lambda_{max}$	< -1	0,403	0,323	0,262	< -1	0,184	0,128	0,127	0,123

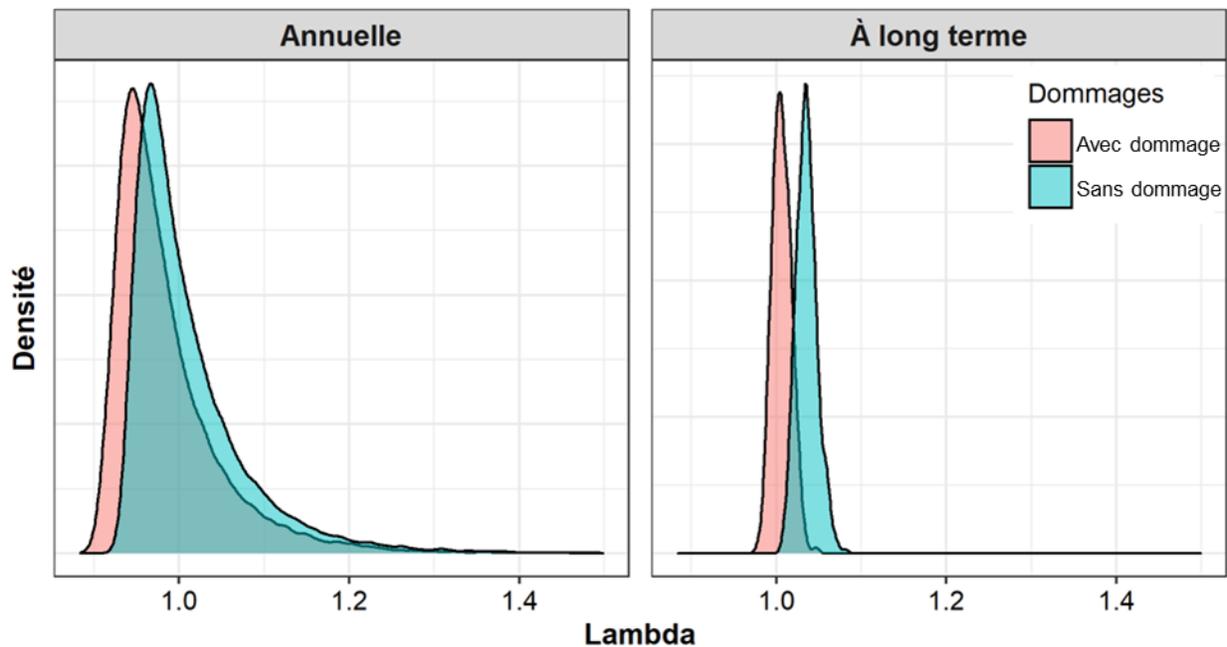


Figure 13. Exemple de la fonction de densité de probabilité du taux de croissance de la population ( $\lambda$ ) d'une population d'esturgeon jaune vivant dans des conditions de  $\lambda_{moy}$  et sans dommage, ainsi que du dommage maximal admissible annuellement et sur 100 ans (à long terme).

Afin d'examiner les risques de la croissance de la population associés aux dommages, on a procédé à des simulations pour déterminer la probabilité d'un déclin de la population à divers niveaux et pour différents types de dommages (sous la forme de décès par stade pour 100 individus). Les distributions de  $\lambda$  provenant de simulations annuelles et à long terme (100 ans) (Figure 13) montrent la probabilité de taux donnés de croissance démographique pour une population ne subissant pas de dommage ( $\lambda_{moy}$ ) et une population subissant un dommage maximal admissible ( $\lambda \approx 1$ ). Une population ne subissant pas de dommage avait une probabilité annuelle de déclin de la population d'environ 56 % et de 0 % sur 100 ans. Avec des dommages admissibles maximaux, la probabilité d'un déclin de la population est passée à 76 % par année et à 31 % sur 100 ans.

La probabilité d'un déclin de la population, à différents stades biologiques (jeune de l'année, juvénile, adulte, âge - 1+, et toutes les classes d'âge), augmente en fonction du niveau de dommages (Figure 14 et 15). Le risque (sous forme de probabilité de déclin) associé aux taux de mortalité des poissons peut être déterminé pour un an et 100 ans à partir des Figures 14 et 15. Le risque augmente fortement avec le dommage causé aux juvéniles, à l'âge - 1+, et à toutes les classes d'âge. Même de faibles quantités de dommages chroniques (~ 5 décès pour 100 individus) pourraient garantir un déclin à long terme de la population. La probabilité de déclin de la population après la mort de poissons adultes atteint 100 % à environ 30 décès pour 100 poissons sur 100 ans. Les populations étaient moins susceptibles aux morts des jeunes de l'année. Il y avait un risque de déclin de la population de 50 % après entre 64 et 80 décès pour 100 jeunes de l'année sur 100 ans.

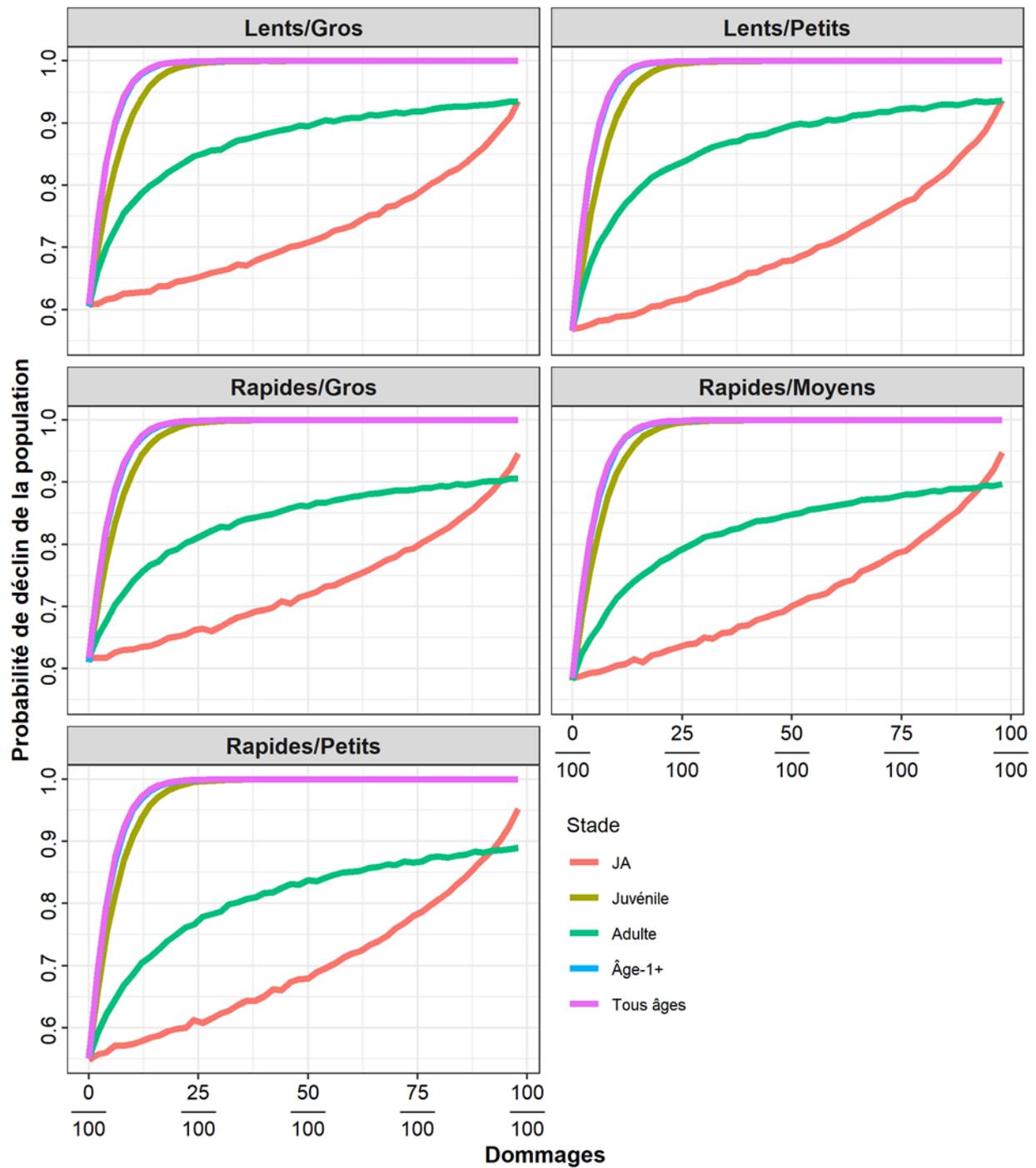


Figure 14. La probabilité que la population annuelle d'esturgeon jaune diminue ( $\lambda < 1$ ) après avoir connu des niveaux croissants de dommages chroniques (décès par 100 individus par année) à divers stades biologiques chaque année.

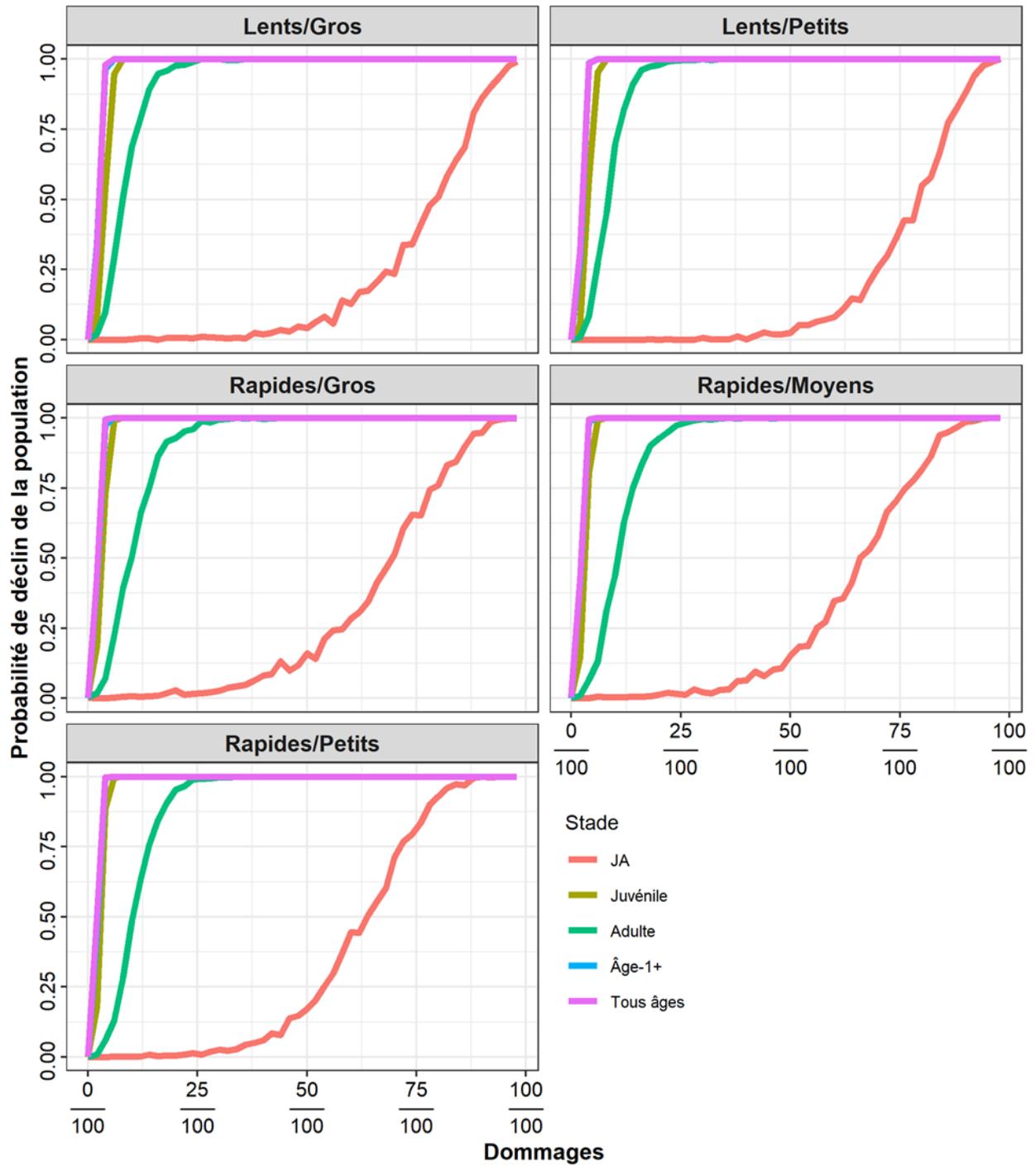


Figure 15. La probabilité d'une diminution de la population d'esturgeon jaune sur une période de 100 ans ( $\lambda < 1$ ) après avoir connu des niveaux croissants de dommages chroniques (décès par 100 individus par année) à divers stades biologiques sur une période de 100 ans.

---

## Dommmages temporaires admissibles

Les dommmages temporaires ont été simulés comme un événement de mort unique (décès par 100 poissons), les effets étant mesurés sur une période de 10 ans. Le risque pour la croissance de la population découlant des dommmages temporaires a été estimé de la même façon que les dommmages chroniques en calculant la probabilité de déclin de la population (probabilité de  $\lambda < 1$ ) sur 10 ans (Figure 16). Dans l'ensemble des profils de croissance, les dommmages temporaires à l'âge – 1+ et pour toutes les classes d'âge ont eu un effet semblable, atteignant une probabilité de déclin de la population de 50 % pour entre 26 et 30 décès pour 100 poissons. Les dommmages temporaires causés aux jeunes de l'année n'ont pas eu d'effet important sur la croissance de la population sur une période de 10 ans. Un événement ponctuel de 99 décès par 100 jeunes de l'année n'a entraîné qu'une probabilité de 13 à 19 % de déclin de la population sur 10 ans. Les effets des dommmages temporaires sur les poissons juvéniles et adultes dépendaient du profil de croissance. Les populations à croissance lente ont été plus touchées par les dommmages causés aux adultes, atteignant une probabilité de diminution de 50 % pour entre 49 et 52 décès pour 100 poissons. Les populations à croissance rapide ont été moins touchées par les décès d'adultes; il a fallu entre 64 et 71 décès pour 100 poissons pour atteindre une probabilité de diminution de 50 %. Les effets des décès de juvéniles ont été inversés, les populations à croissance rapide étant légèrement plus touchées par les décès de juvéniles; la probabilité de déclin est de 50 % après 49 à 51 décès comparativement à 56 et 57 décès pour les populations à croissance lente.

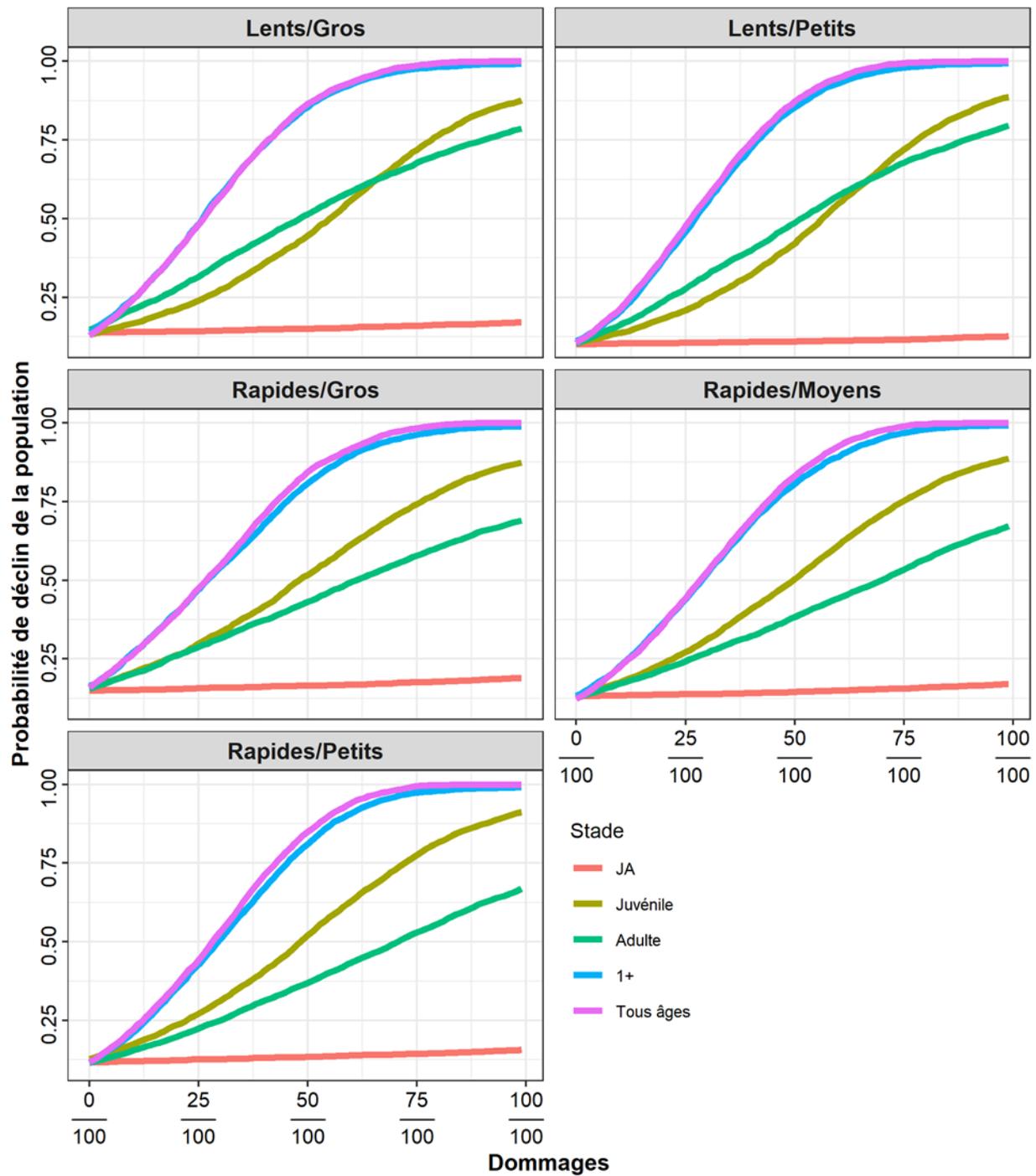


Figure 16. La probabilité que la population d'esturgeon jaune décline ( $\lambda < 1$ ) après avoir connu des niveaux croissants de dommages temporaires (décès ponctuel de poissons pour 100 individus) à divers stades biologiques chaque année.

---

## OBJECTIFS DE RÉTABLISSEMENT

### Abondance : Population minimale viable (PMV)

La probabilité d'extinction ( $P [ext.]$ ) sur 250 ans a été modélisée en fonction de la taille de la population femelle adulte ( $Pop_F$ ) à l'aide d'une régression logistique (Figure 17) :

$$P[ext.] = \frac{1}{1 + e^{-(a_{PMV} + b_{PMV} \log_{10}(Pop_F))}}$$
 $a_{PMV}$  et  $b_{PMV}$  sont des valeurs de paramètres ajustées (Tableau 9). Remaniée, l'équation permet d'estimer un objectif minimal de rétablissement pour l'esturgeon femelle adulte pour une probabilité souhaitée de persistance sur 250 ans et pour des critères préétablis de taille de la population, de catastrophe et de quasi-extinction.

Tableau 9. Valeurs des paramètres de régression logistique ajustées aux résultats de simulation de l'AVP pour prédire la probabilité d'extinction de la population à partir de la taille de la population femelle adulte.

Profil de croissance	$a_{PMV}$	$b_{PMV}$
Rapides/Gros	6,145	-2,927
Rapides/Moyens	6,386	-2,980
Rapides/Petits	6,315	-2,972
Lents/Gros	7,206	-3,734
Lents/Petits	7,166	-3,796

Lorsqu'on choisit les objectifs de rétablissement, il faut établir un équilibre entre les risques associés à la probabilité d'extinction et les coûts associés à un objectif plus ambitieux (effort de rétablissement accru, durée plus longue du rétablissement, etc.). Nous présentons des valeurs cibles de rétablissement pour un risque d'extinction de 5 % et de 1 %, pour les critères de simulation de populations touchées par un taux de catastrophe de 0,15 par génération et pour un seuil de quasi-extinction de 25 femelles adultes (Tableau 10). D'autres objectifs, ceux qui présentent des risques d'extinction différents, peuvent être estimés à l'aide des relations fonctionnelles (Tableau 9). De plus, des estimations de la taille de la population des stades plus jeunes nécessaires pour soutenir une population femelle de la taille d'une PMV sont fournies (Tableau 10), de même que le nombre équivalent de mâles fondé sur le rapport des sexes selon l'âge présumé (Figure 6). Puisque les mâles atteignent la maturité plus tôt que les femelles, le stade adulte chez les mâles a été défini comme commençant à 20 ans, tandis que chez les femelles il a été défini comme commençant à 26 ans. De plus, les estimations de la PMV sont présentées comme le nombre de femelles et de mâles de plus de 1 000 mm de longueur, car il s'agit d'un seuil courant utilisé dans les estimations de la population d'esturgeon jaune.

Les estimations de la PMV diffèrent selon les populations ayant des profils de croissance différents. Les estimations de la PMV des populations à croissance lente étaient beaucoup plus faibles (1 446 et 1 255 femelles adultes) que celles des populations à croissance rapide (la PMV variait de 4 664 à 4 836 femelles adultes). Cela s'explique en grande partie par la différence de la durée de génération (Tableau 4) et de la fréquence du déclin catastrophique de la population (réduction de 50 %) intégrée dans les simulations. Au taux de risque de catastrophe de 15 % incorporé, un déclin catastrophique de la population s'est produit tous les 169 à 247 ans pour l'esturgeon à croissance rapide et tous les 342 à 359 pour l'esturgeon jaune à croissance lente.

En plus des relations ajustées de la PMV (Tableau 9), les fonctions de densité cumulative de la probabilité d'extinction de populations de différentes tailles (femelles adultes) au fil du temps (jusqu'à 500 ans) ont été générées (Figure 18). Cela permet de déterminer la probabilité de persistance de diverses tailles de la population femelle adulte pour des périodes supplémentaires pour chaque profil de croissance. Par exemple, d'après la Figure 18, une

population d'esturgeon jaune à croissance rapide qui atteint la taille maximale moyenne (Rapides/Moyens) avec une population de 100 femelles adultes a une probabilité d'extinction d'environ 35 % en 100 ans. Ce risque augmente à environ 70 % sur 500 ans.

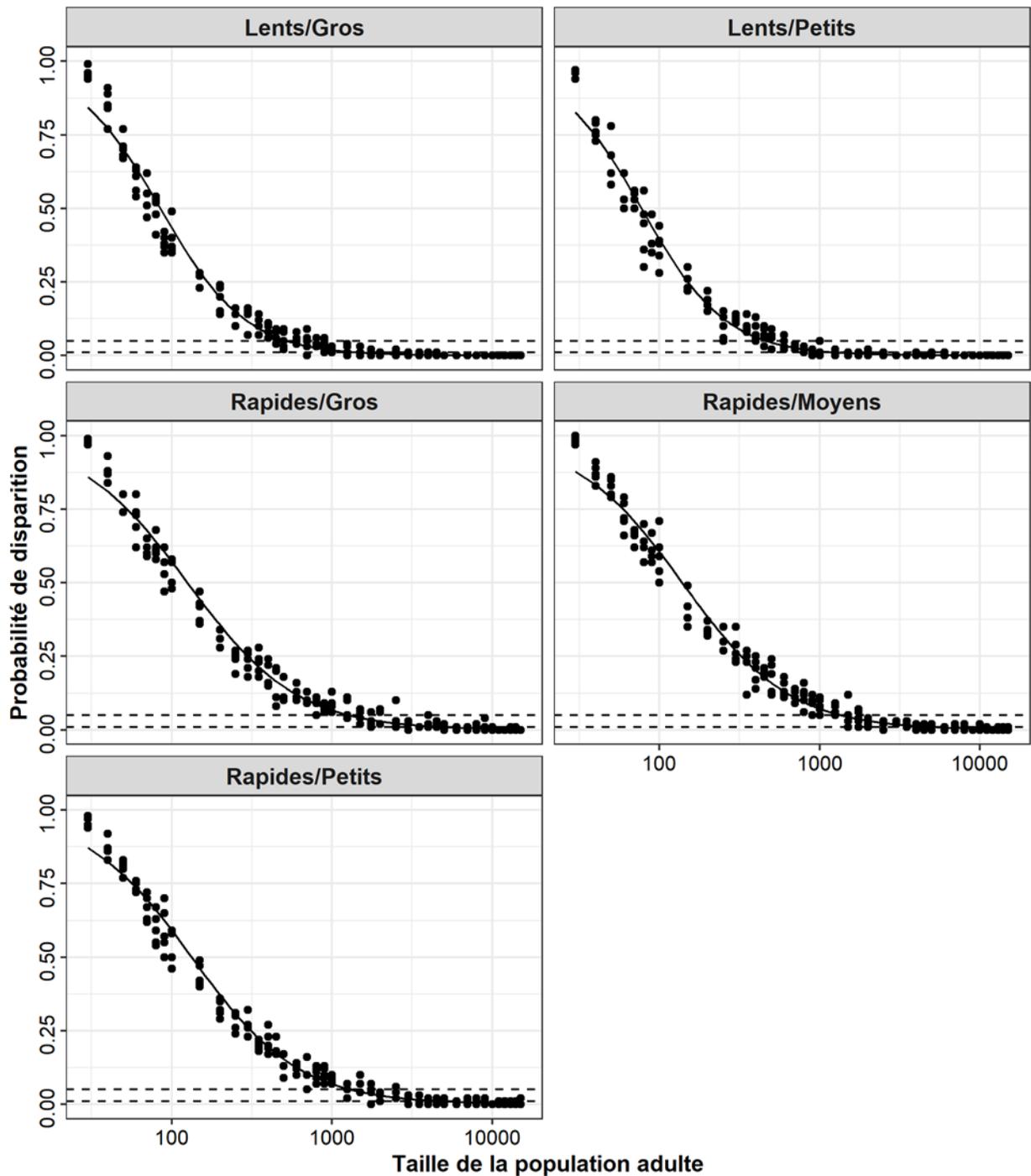


Figure 17. Résultats du modèle d'AVP pour les populations d'esturgeon jaune ayant divers modèles de croissance. Probabilité prédite d'extinction sur 250 ans pour diverses populations de femelles adultes en supposant une probabilité de catastrophe de 0,15 par génération et un seuil de quasi-extinction de 25 femelles adultes. Les résultats ont été ajustés sous forme de régression logistique (Tableau 9). Les lignes de référence indiquent une probabilité d'extinction de 5 % et de 1 % (Tableau 10).

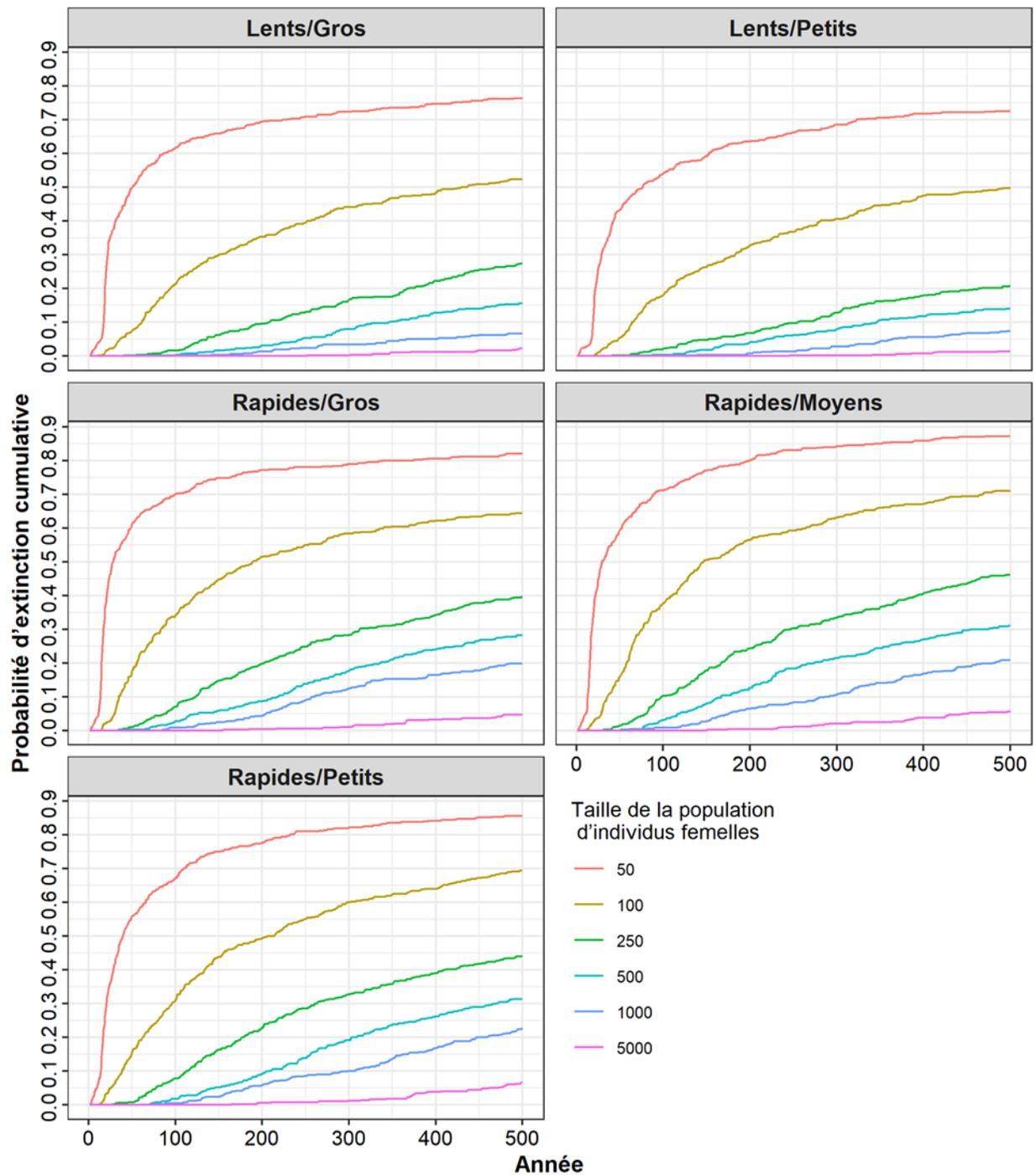


Figure 18. Probabilité d'extinction cumulative pour les populations d'esturgeon jaune ayant des profils de croissance différents pour diverses tailles de population femelle au fil du temps. Les valeurs indiquent la probabilité qu'une population disparaisse dans un délai donné.

Tableau 10. Estimations de la population minimale viable (PMV) pour l'esturgeon jaune afin d'atteindre une probabilité de persistance de 5 % et de 1 % sur 250 ans; en supposant une probabilité de catastrophe de 0,15 par génération et un seuil de quasi-extinction de 25 femelles adultes. Les valeurs pour les femelles adultes ont été prédites à partir des modèles de régression logistique (Tableau 9), les classes d'âge plus jeunes ont été calculées en fonction du graphique du taux moyen de survie (Figure 8) et la taille de la population mâle a été calculée en fonction du rapport des sexes (Figure 6). Les femelles adultes représentent les classes d'âge 26+; les mâles adultes représentent les classes d'âge 20+.

Profil de croissance	Stade	Femelle		Mâle	
		$P [ext] = 5 \%$	$P [ext] = 1 \%$	$P [ext] = 5 \%$	$P [ext] = 1 \%$
Rapides/Gros	Jeune de l'année	36 645 747	134 245 382	36 645 747	134 245 382
	Juvenile	20 427	74 831	9 892	36 239
	> 1000 mm	3 623	13 271	2 365	8 662
	Adulte	1 273	4 664	974	3 567
Rapides/Moyens	Jeune de l'année	24 977 685	89 417 810	24 977 685	89 417 810
	Juvenile	27 420	98 161	12 991	46 506
	> 1000 mm	3 482	12 465	2 208	7 904
	Adulte	1 351	4 836	1 095	3 921
Rapides/Petits	Jeune de l'année	14 609 815	52 481 895	14 609 815	52 481 895
	Juvenile	34 280	123 141	15 838	56 895
	> 1000 mm	2 484	8 922	1 442	5 181
	Adulte	1 304	4 685	1 125	4 040
Lents/Gros	Jeune de l'année	11 254 148	31 141 019	11 254 148	31 141 019
	Juvenile	3 475	9 615	1 771	4 901
	> 1000 mm	685	1 896	305	844
	Adulte	522	1 446	305	844
Lents/Petits	Jeune de l'année	5 218 219	14 204 218	5 218 219	14 204 218
	Juvenile	3 095	8 425	1 569	4 272
	> 1000 mm	394	1 072	124	337
	Adulte	461	1 255	268	729

### Habitat essentiel : Superficie minimale pour une population viable (SMPV)

La SMPV a été estimée en incluant les populations entières d'esturgeon jaune (femelles et mâles de tous les stades biologiques). La SMPV est une approximation de premier ordre de l'habitat nécessaire pour maintenir une population de la taille d'une PMV en fonction des densités de population. Trois estimations de la SMPV sont fournies pour les habitats des lacs et des rivières. La première est fondée sur une allométrie tirée de la littérature sur les densités des assemblages de poissons. Les valeurs de la SMPV obtenues à l'aide de ces estimations de densité ont été estimées en additionnant les besoins en superficie pour toutes les classes d'âge. Deux autres estimations ont été faites en ajustant l'allométrie aux densités propres à l'esturgeon jaune en fonction des valeurs maximales et médianes. Selon les mesures, les densités d'esturgeons jaunes représentaient habituellement des estimations à l'échelle du système des individus de plus de 1 000 mm, et des SMPV utilisant ces estimations de densité ont été établies en additionnant les besoins en superficie des individus de plus de 1 000 mm de

longueur et en supposant que ces valeurs incluent l'habitat requis par les petits poissons. Cette hypothèse est valide si des classes d'âge plus jeunes sont présentes dans les systèmes où la taille de la population de poissons de plus de 1 000 mm a été estimée.

Les besoins d'espace d'une cohorte changent avec le temps en raison des interactions entre la croissance somatique et la mortalité et dépendent du type d'habitat et de l'estimation de la PMV (Figure 19). La SMPV a été estimée en additionnant les besoins en superficie maximale selon l'âge (Figure 19) pour toutes les classes d'âge (toutes les classes d'âge lorsque les densités ont été estimées en fonction de Randall *et al.* (1995), et les classes d'âge de 1 000 mm et plus de longueur lorsque les densités ont été estimées à partir des populations d'esturgeon jaune). Des estimations de la SMPV ont été faites pour chaque simulation de la PMV (Tableau 11); de même, des estimations de la SMPV ont été faites pour une gamme de tailles de population femelles potentielles (Figure 20; les tailles de population ne se rapportent qu'aux femelles, bien que les estimations de la SMPV englobent la population entière).

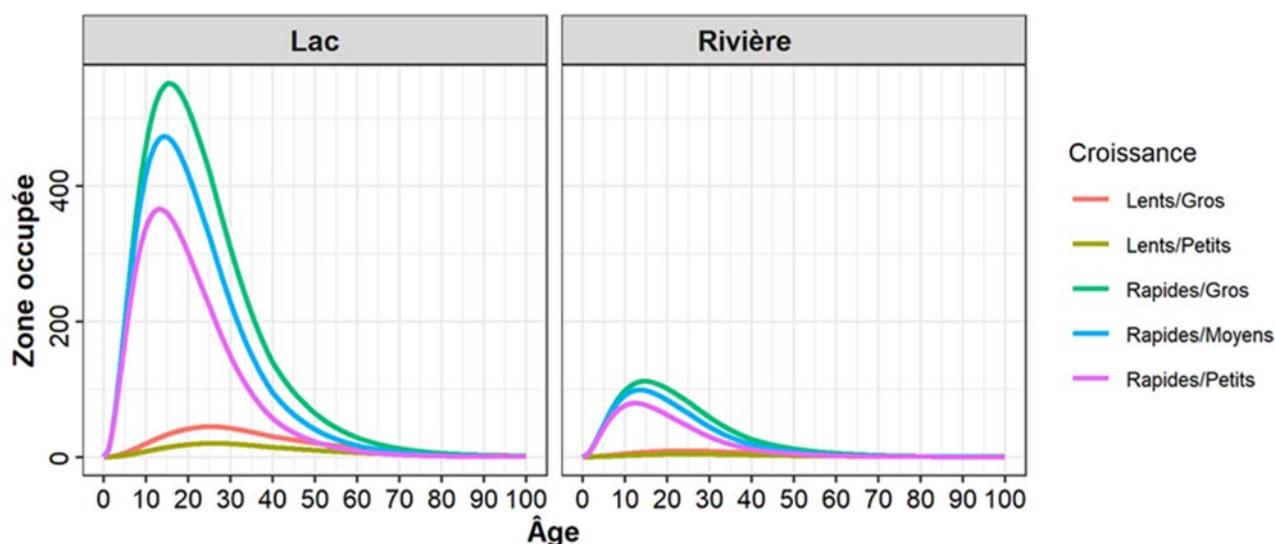


Figure 19. Espace occupé (ha) par une cohorte au fil du temps pour les populations dont les profils de croissance sont différents dans les lacs ou les rivières. Estimé comme le produit de la taille quotidienne de la PMV et de la superficie par individu.

Tableau 11. Estimation de la superficie minimale pour une population viable (SMPV, ha) de toute la population (femelles et mâles) à la taille de la population de la PMV (Tableau 10) dans les lacs et les rivières. Les estimations sont fondées sur une allométrie (Randall *et al.* 1995) et les densités médianes et maximales de l'esturgeon jaune.

Profil de croissance	P [ext]	Densité de Randall		Densité maximale		Densité médiane	
		Lac	Rivière	Lac	Rivière	Lac	Rivière
Rapides/Petits	5 %	1 304,7	267,1	1 319,2	397,65	4 841,5	2 845,54
	1 %	4 686,7	956,6	4 738,8	1 428,46	17 391,8	10 221,84
Rapides/Moyens	5 %	2 528,0	506,5	2 556,1	754,04	9 381,1	5 395,76
	1 %	9 050,1	1 813,4	9 150,7	2 699,38	33 583,6	19 316,33
Rapides/Gros	5 %	3 540,5	694,1	3 579,8	1 033,20	13 138,1	7 393,43
	1 %	12 969,8	2 542,6	13 114,0	3 784,95	48 129,0	27 084,55
Lents/Gros	5 %	541,9	106,5	548,0	158,52	2 011,0	1 134,31
	1 %	1 499,6	294,7	1 516,2	438,62	5 564,7	3 138,72
Lents/Petits	5 %	199,4	40,2	201,6	59,85	739,8	428,30
	1 %	542,7	109,5	548,7	162,92	2 013,8	1 165,85

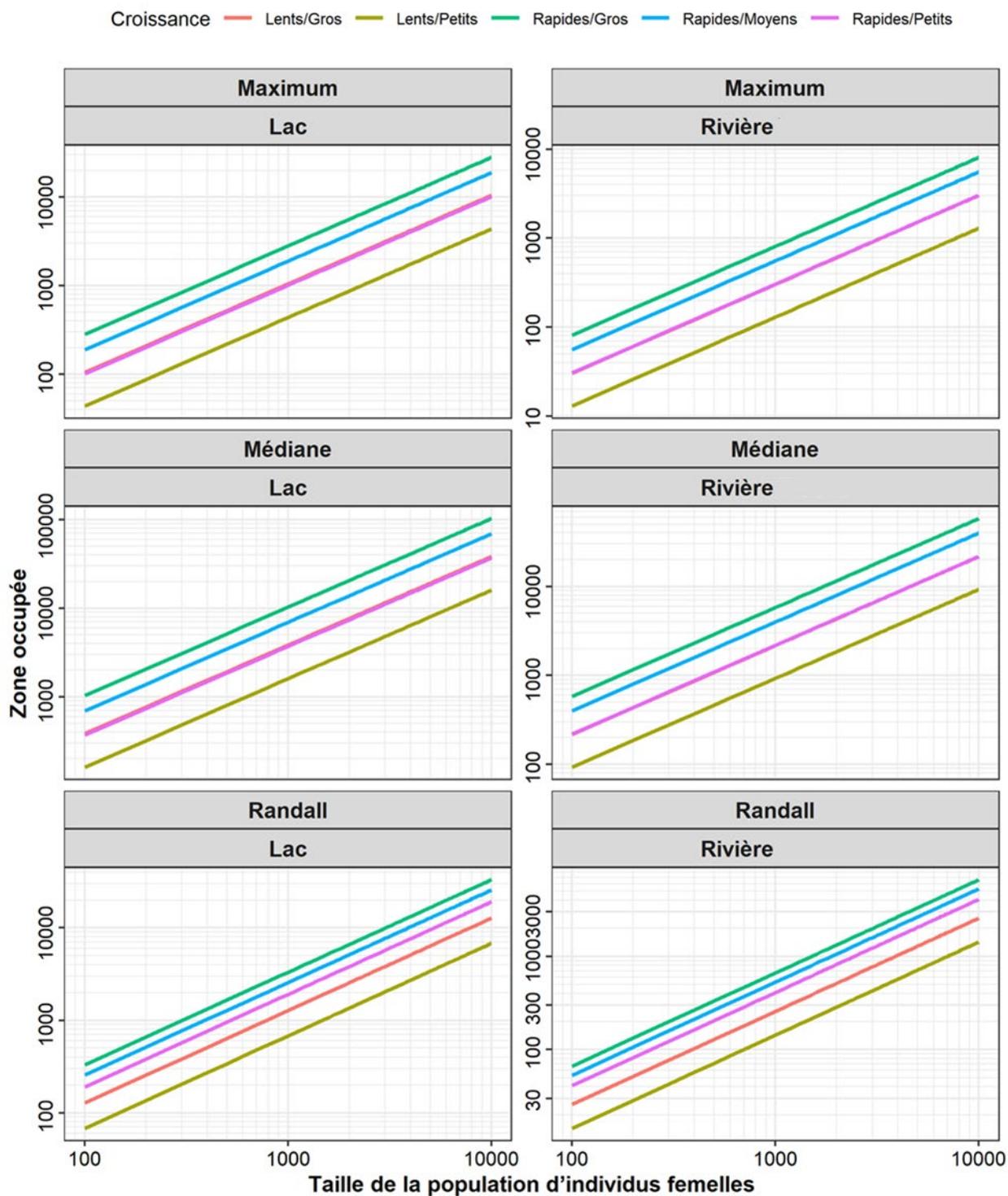


Figure 20. Estimation de l'habitat requis (ha) de toute la population (femelles et mâles) à diverses tailles de population femelle (PMV). Estimations fondées sur une allométrie (Randall et al. 1995) et les densités médianes et maximales observées pour l'esturgeon jaune.

## TEMPS DE RÉTABLISSEMENT

Les temps de rétablissement ont été estimés comme le temps nécessaire pour atteindre la taille de la PMV à partir de diverses tailles initiales de la population femelle à des taux annuels d'augmentation de la population ( $\lambda$ ) variant de 1,01 à 1,15. Le temps de rétablissement dépendait de la taille initiale de la population et du taux de croissance de la population, et il diminuait à mesure que la taille de la population et le taux de croissance augmentaient. Les résultats de la simulation ont produit une fourchette (distribution) de temps de rétablissement. Par exemple, au sein des populations ayant un modèle de croissance rapides/petits avec une population initiale de 500 femelles, la distribution du temps de rétablissement de l'esturgeon jaune était large et augmentait en ampleur pour les taux de croissance plus faibles de la population (Figure 21). Par exemple, si le taux de croissance démographique moyen était de 1,15, l'intervalle de confiance à 95 % pour le temps de rétablissement variait de 33 à 54 ans. Par ailleurs, si le taux de croissance démographique moyen n'était que de 1,01, l'intervalle de confiance à 95 % pour les temps de rétablissement variait de 110 à 1 165 ans.

Une relation a été ajustée aux résultats de la simulation pour prédire le temps de rétablissement selon une probabilité à 95 % à partir du taux de croissance moyen de la population (c.-à-d. le temps nécessaire pour que 95 % des simulations atteignent la taille de la PMV) à partir de chaque taille initiale de population (Figure 22). De là, il est possible de prédire le temps de rétablissement si la taille de la population et le taux de croissance démographique moyen de la population en voie de rétablissement sont connus. Les changements des taux démographiques nécessaires pour améliorer le taux de croissance démographique afin de permettre aux populations de se rétablir peuvent être estimés à partir des résultats de l'analyse de l'élasticité.

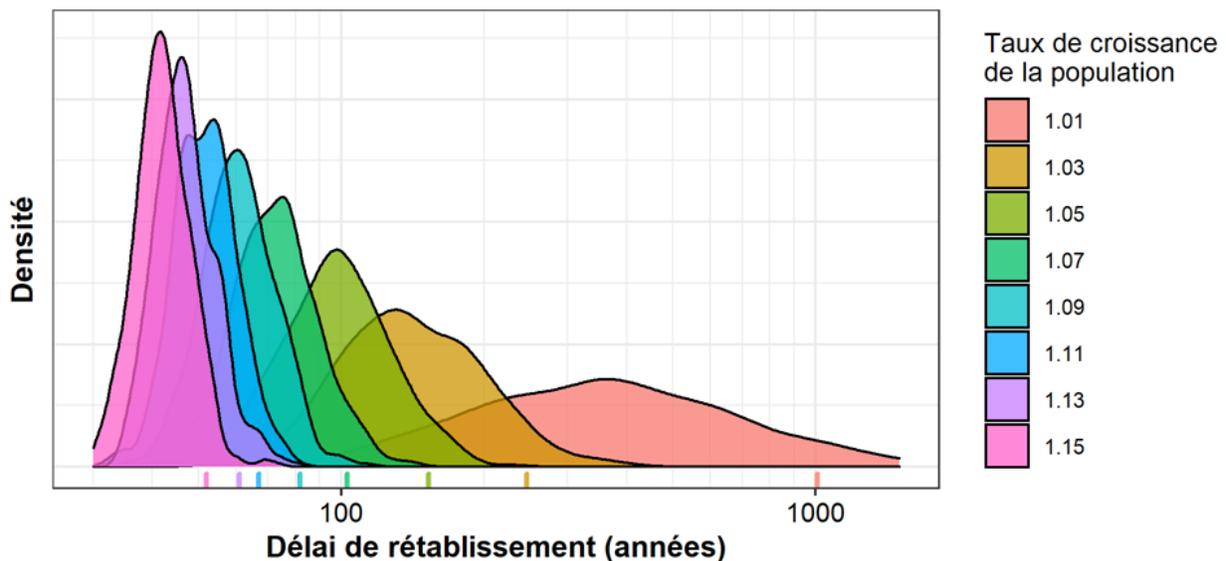


Figure 21. Exemple de fonctions de densité de probabilité pour les simulations du temps de rétablissement avec une taille de population initiale de 500 esturgeons jaunes femelles adultes selon divers taux de croissance moyens de la population ( $\lambda$ ). Les distributions représentent la probabilité de rétablissement (atteignant la PMV) au fil du temps. Les traits courts au bas du graphique indiquent le 95<sup>e</sup> percentile et les valeurs utilisées dans la Figure 22.

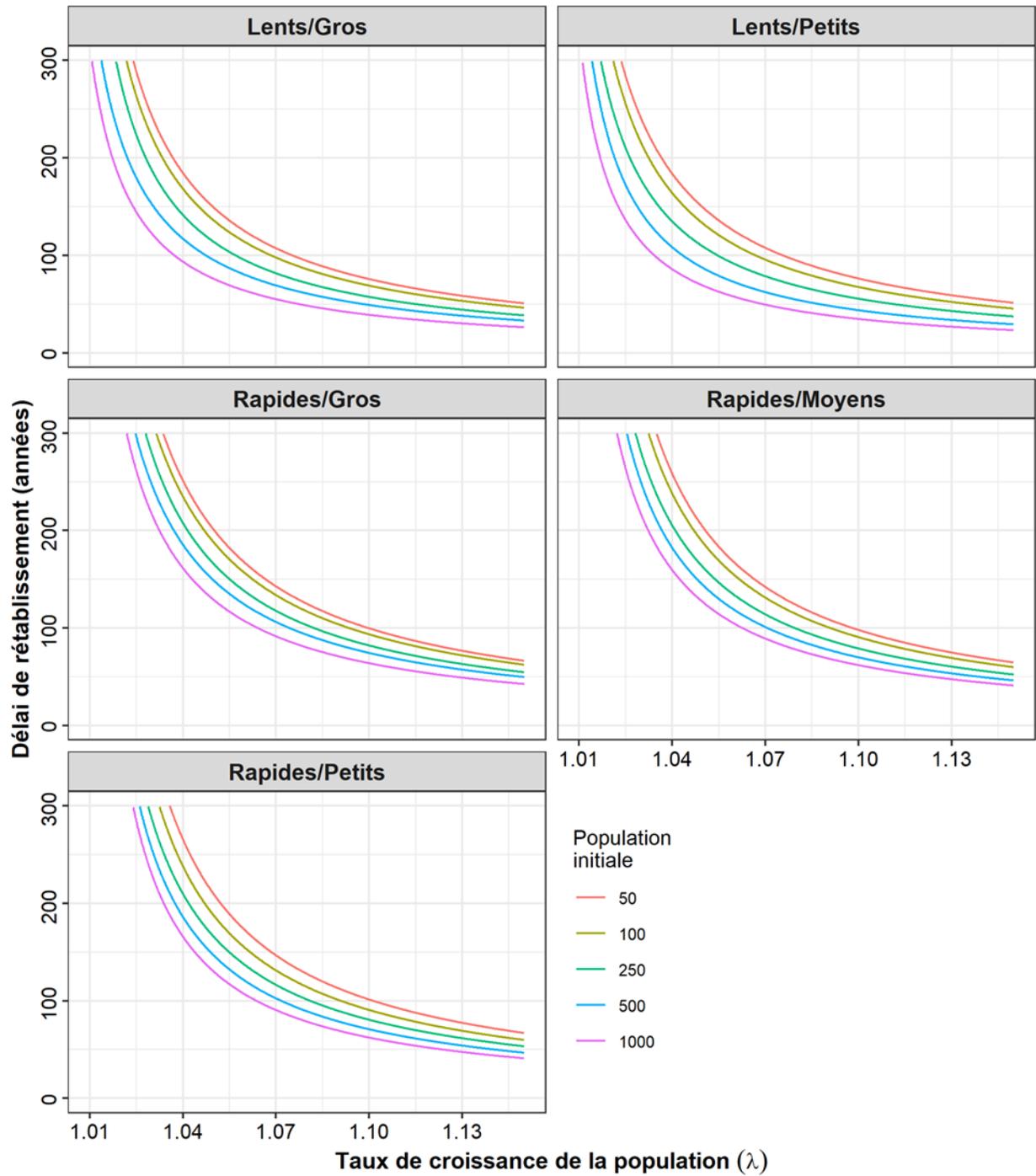


Figure 22. Temps estimé de rétablissement selon une probabilité à 95 % (atteinte de la PMV) pour les populations d'esturgeon jaune femelles dont la taille initiale varie selon le taux de croissance moyen de la population.

---

## DISCUSSION

### ÉLÉMENTS

#### **Élément 3 : Estimer les paramètres actuels ou récents du cycle biologique de l'esturgeon jaune.**

Les meilleures données disponibles ont été rassemblées pour fournir les paramètres du cycle biologique de l'esturgeon jaune. La valeur de chaque paramètre du cycle biologique utilisée dans la modélisation est présentée dans les Tableaux 2 à 5, les Figures 2 à 9 et les équations 3 à 11. Les détails concernant la manière dont les paramètres ont été estimés et les données sources utilisées sont présentés à la section Méthodes du présent rapport.

#### **Élément 12 : Proposer des objectifs de rétablissement possibles concernant l'abondance et la répartition**

Les estimations de la population minimale viable (PMV) pour l'esturgeon jaune supposent une probabilité de catastrophe de 0,15 par génération, un seuil de quasi-extinction de 25 adultes et une probabilité d'extinction de 5 % et de 1 % sur 250 ans (Tableau 10). Les estimations dépendaient du profil de croissance où la croissance rapide, la mortalité plus élevée chez les adultes et les durées de génération plus courtes qui en découlent mènent à des estimations plus élevées de la PMV : 4 600 à 4 800 femelles et 3 600 à 4 000 mâles comparativement à 1 250 à 1 450 femelles et 750 à 850 mâles (avec une probabilité d'extinction de 1 %).

Le choix d'un objectif de rétablissement ne se limite pas aux scénarios présentés. Nous pouvons établir des estimations de la PMV pour d'autres probabilités de persistance avec les valeurs des paramètres au Tableau 9.

Selon Reed et al. (2003a), des événements catastrophiques (un déclin ponctuel de l'abondance d'au moins 50 %) surviennent à une probabilité moyenne de 0,14 fois par génération chez les vertébrés. On ne sait pas trop à quelle fréquence les événements catastrophiques se produisent pour les populations d'esturgeon jaune; par conséquent, la modélisation des cibles de rétablissement comprenait le scénario de catastrophe le plus conservateur de 15 %, fondé sur Reed *et al.* (2003a).

Les objectifs de rétablissement basés sur la PMV peuvent être facilement confondus avec un point de référence pour l'exploitation ou les dommages admissibles. Un objectif de rétablissement n'est ni l'une ni l'autre de ces choses, car il se rapporte exclusivement à un niveau d'abondance minimal pour lequel la probabilité de persistance à long terme dans le cadre d'un cadre de rétablissement est élevée. Par conséquent, les objectifs de rétablissement fondés sur l'abondance sont particulièrement pertinents pour les populations qui se situent en deçà de ce seuil, et sont utiles pour optimiser les efforts et les ressources en sélectionnant les populations qui ont le plus besoin d'efforts de rétablissement. Ces objectifs de PMV font référence au nombre d'adultes seulement. Si les juvéniles sont inclus dans les estimations d'abondance, alors la PMV doit aussi inclure ces classes d'âge.

De plus, les estimations de la PMV pour l'esturgeon jaune ont été calculées à partir d'un modèle matriciel après reproduction. Cela signifie que les estimations d'abondance ont été faites directement après la ponte et avant que la mortalité propre à l'âge soit survenue. Par conséquent, les estimations d'abondance tirées de l'analyse de la PMV représentent l'abondance annuelle maximale pour une population donnée. Dans toute comparaison avec les observations d'abondance sur le terrain, nous devrions tenir compte de la date d'échantillonnage par rapport à la date de la fraie, ainsi que du taux de mortalité prévu pendant la période considérée.

---

**Élément 13 : Projeter les trajectoires attendues des populations sur une période raisonnable (minimum de 10 ans) sur le plan scientifique et des trajectoires au fil du temps jusqu'à l'atteinte des objectifs de rétablissement potentiels, en fonction des paramètres actuels de la dynamique des populations d'esturgeon jaune.**

Les trajectoires actuelles des populations d'esturgeon jaune varient selon leur répartition au Canada, allant du déclin à la croissance; toutefois, il manque des estimations précises du taux de croissance de la population.

**Élément 14 : Présenter un avis sur la mesure dans laquelle l'habitat approprié disponible répond aux besoins de l'espèce, tant actuellement que lorsque les objectifs de rétablissement de l'espèce proposés dans l'élément 12 sont atteints.**

L'esturgeon jaune a une vaste répartition au Canada et occupe des lacs et des rivières dans quatre zones biogéographiques d'eau douce. Une grande partie de l'habitat de l'esturgeon jaune est devenu fragmenté en raison de la construction de barrages qui limitent la migration et l'accès à l'habitat de fraie.

Comme approximation de premier ordre des besoins en matière d'habitat de l'esturgeon jaune, la superficie minimale pour une population viable (SMPV) ou la superficie d'habitat nécessaire pour soutenir une population de la taille d'une PMV a été estimée. Cela donne une estimation de l'espace physique qu'une population de la taille d'une PMV occuperait, mais ne tient pas compte de l'habitat supplémentaire nécessaire pour achever des aspects du cycle biologique comme l'habitat de fraie ou les corridors de migration. Des estimations de la SMPV ont été faites pour chaque valeur de la PMV présentée pour l'habitat des lacs et des rivières (Tableau 11).

Les estimations de la SMPV sont présentées selon trois estimations de densité de population. Une allométrie de la densité tirée de la littérature (Randall *et al.* 1995) a été utilisée pour décrire la relation entre la densité des assemblages de poissons et le poids moyen. Appliquée aux estimations d'habitat pour les esturgeons jaunes, cette valeur vise l'habitat exclusif de cette espèce (indépendamment des autres espèces des assemblages de poissons) et s'accorde avec les modèles antérieurs d'évaluation de potentiel de rétablissement. De plus, des estimations des besoins en habitat de l'esturgeon jaune sont publiées à partir des mesures des densités de l'esturgeon jaune fondées sur les densités médianes et maximales. Les estimations de la SMPV à partir des densités médianes de l'esturgeon jaune peuvent représenter les besoins moyens en matière d'habitat des populations existantes d'esturgeon jaune; toutefois, comme la plupart des populations sont à faible densité et en deçà de la capacité de charge, cela peut surestimer l'habitat requis. Par conséquent, les estimations de la SMPV ont été faites à partir des valeurs de densité maximale qui pourraient mieux représenter les besoins en habitat des populations saines.

**Élément 15 : Évaluer la probabilité que les objectifs possibles de rétablissement puissent être atteints selon les paramètres actuels de la dynamique des populations et comment cette probabilité pourrait varier selon différents paramètres de mortalité (en particulier selon des valeurs plus faibles) et de productivité (en particulier selon des valeurs plus élevées).**

Les trajectoires actuelles des populations d'esturgeon jaune varient selon leur répartition au Canada, allant du déclin à la croissance; toutefois, il manque des estimations précises du taux de croissance de la population. On a estimé à 95 % la probabilité de rétablissement des populations d'esturgeon jaune selon des abondances initiales variées qui croissaient à divers taux (Figure 22). Le temps de rétablissement probable peut être déterminé à partir de la Figure 22 si  $\lambda$  et la taille de la population femelle adulte sont connues. Les améliorations

---

approximatives des taux démographiques nécessaires pour permettre à une population de croître à un rythme donné peuvent être estimées à partir des estimations de l'élasticité et de l'équation 11.

Des estimations précises de l'effort de rétablissement minimal requis pour permettre la croissance de la population ont été effectuées (Tableau 7). Ces estimations sont propres au taux initial de croissance de la population,  $\lambda_{\min}$ . Les résultats indiquent que la cause du déclin de la population a une incidence sur la meilleure méthode pour stimuler le rétablissement. Dans la plupart des scénarios, le déclin de la population causé par une réduction de la survie chez les jeunes de l'année, de la survie des juvéniles ou de la fécondité, la croissance de la population pourrait être plus facilement stimulée par des améliorations de la survie chez les adultes (en fonction des taux démographiques par stade). Toutefois, si la population était en déclin en raison de la réduction de la survie des adultes (c.-à-d. de la mortalité par pêche), la croissance de la population était plus facilement stimulée par l'amélioration des taux de survie des juvéniles (remarque : cela suppose que le taux de survie des adultes demeure faible). Il est donc important de tenir compte des conditions actuelles et de l'état de la population au moment de déterminer la meilleure méthode pour amorcer le rétablissement.

**Élément 19 : Estimer la diminution attendue du taux de mortalité découlant de chaque mesure d'atténuation et activité de rechange énumérée dans l'élément 16, ainsi que l'augmentation de la productivité ou de la survie associée à chaque mesure de l'élément 17.**

Aucun lien évident n'a été relevé entre les mesures d'atténuation et les taux de mortalité ou de productivité de l'esturgeon jaune.

**Élément 20 : Projeter la trajectoire attendue des populations (et les incertitudes) sur une période raisonnable du point de vue scientifique et jusqu'à l'atteinte des objectifs de rétablissement, en fonction des taux de mortalité et des taux de productivité en rapport avec les mesures particulières aux fins d'examen énoncées dans l'élément 19. Inclure celles qui présentent la plus forte probabilité de survie et de rétablissement possible pour des valeurs de paramètres réalistes sur le plan biologique.**

Sans un lien direct entre les mesures d'atténuation et les taux de mortalité ou la productivité de l'esturgeon jaune, il n'est pas possible de fournir cette information.

**Élément 21 : Recommander des valeurs des paramètres pour la productivité et les taux de mortalité initiaux de la population et, si nécessaire, des caractéristiques particulières concernant les modèles de population qui seraient requises pour permettre l'exploration d'autres scénarios dans le cadre de l'évaluation des impacts économiques, sociaux et culturels en appui au processus d'inscription.**

Les valeurs de paramètres incorporées aux modèles de population reposent sur les meilleures données disponibles pour l'esturgeon jaune au Canada et devraient être utilisées pour toute modélisation future de la population. Les détails concernant la manière dont les paramètres ont été estimés et les données sources utilisées sont présentés à la section Méthodes du présent rapport.

**Élément 22 : Évaluer le taux maximal de mortalité et de destruction de l'habitat d'origine anthropique que l'espèce peut soutenir sans risque pour sa survie ou son rétablissement.**

Une analyse des dommages admissibles a été effectuée pour chaque profil de croissance des taux de croissance de la population de  $\lambda_{\text{moy}}$  et  $\lambda_{\text{max}}$  (Tableau 8). Les estimations des dommages

---

chroniques admissibles sont fournies pour chaque stade et combinées entre les stades. Avec un niveau modéré de croissance de la population ( $\lambda_{\text{moy}}$ ), seules de petites diminutions de la survie de l'esturgeon jaune juvénile ou plus avancé pourraient être maintenues sans risque de déclin de la population. Par exemple, pour les populations ayant une croissance de type Rapides/Gros, une diminution proportionnelle de plus de 3,9 % de la survie des adultes entraînerait un déclin de la population. Les perturbations de la survie des jeunes de l'année ou de la fécondité ont eu moins d'impact, avec des estimations des dommages chroniques admissibles de 35 à 43 % pour un taux modéré de croissance de la population.

L'ampleur du risque associé aux dommages chroniques a été explorée au moyen d'une analyse de simulation. Le risque, sous forme de probabilité de déclin de la population, a été estimé sur une base annuelle et sur 100 ans en calculant la probabilité que  $\lambda$  soit  $< 1$  sur chaque période de temps (Figures 14 et 15). Le dommage a été appliqué comme nombre de décès par stade pour 100 individus. Avec un taux de croissance moyen de la population de  $\lambda_{\text{moy}}$  (1,035), il y avait un risque important de déclin de la population sans application de dommages (~ 55 %). Mais à long terme (100 ans), il n'y avait pas de risque de déclin de la population sans application de dommages. Les risques de déclin de la population ont augmenté de façon marquée, chaque année et à long terme, lorsque le dommage a été appliqué au stade juvénile, à l'âge – 1+ et à toutes les classes d'âge. Le dommage était moins important lorsqu'il était appliqué au stade adulte et avait peu d'effet lorsqu'il était appliqué aux jeunes de l'année, à moins qu'une quantité importante de dommage (c.-à-d.  $> 50$  %) ne soit appliquée. Le degré précis de risque associé au dommage dépendra de la moyenne  $\lambda$  de la population qui subit le dommage.

Les effets des dommages temporaires ont été estimés de la même façon; cependant, dans le cas des dommages temporaires, les dommages n'ont été appliqués qu'à 1 an et les répercussions sur des simulations de 10 ans ont été estimées. À partir de la Figure 16, il est possible de déterminer le risque de déclin de la population (c.-à-d. taille de la population plus petite par rapport à ce qu'elle était avant les dommages) à la suite de décès résultant de dommages temporaires à divers stades biologiques. Le stade des jeunes de l'année était relativement insensible aux dommages temporaires, tandis que d'autres stades biologiques présentaient un risque important de déclin de la population après des niveaux modérés de dommages. Les effets étaient semblables à travers les modèles de croissance.

## INCERTITUDES

Les populations d'esturgeon jaune ont été modélisées selon cinq profils de croissance distincts. Des emplacements précis (Tableau 2) ont été choisis et des relations prédictives ont été utilisées pour générer les profils de croissance; toutefois, en raison de la variabilité résiduelle importante des relations prédictives, il est peu probable que les modèles générés représentent des modèles de grande qualité propres à un emplacement. Les modèles visaient plutôt à représenter la diversité des caractéristiques du cycle biologique au sein des populations canadiennes. Par conséquent, au moment d'interpréter les résultats, il faut tenir compte des fourchettes indiquées, puis essayer, si possible, de déterminer où la population d'intérêt peut se situer.

Bien que l'esturgeon jaune soit une espèce bien étudiée, de nombreux paramètres du modèle demeurent incertains. Tout d'abord, le même calendrier de maturation a été utilisé pour tous les modèles de population. La maturité de l'esturgeon jaune est souvent présentée comme une fourchette (p. ex. de 15 à 30 ans; COSEPAC 2017) qui est approximée selon le calendrier de maturation intégré (Figure 7). Bien que les quatre exemples de calendriers de maturité des femelles disponibles étaient semblables, ils ne couvraient pas bien la répartition canadienne. Une observation a été faite au Wisconsin, aux États-Unis, et trois au Québec. Comme la

---

croissance de l'esturgeon jaune montre des différences importantes, on peut s'attendre à ce que l'âge à 50 % de la maturité diffère également (Lester *et al.* 2004). Les différences d'âge à 50 % de la maturité auraient probablement des répercussions importantes sur les prévisions du modèle. D'autres recherches sont nécessaires pour produire des calendriers de maturation supplémentaires à d'autres emplacements afin de déterminer comment la maturation peut différer dans son aire de répartition et pour éclairer les relations prédictives potentielles.

Les estimations de la PMV découlant de l'analyse de viabilité peuvent avoir été influencées par la structure de population incorporée, qui était limitée par la disponibilité des données. L'esturgeon jaune a été modélisé comme une seule population panmictique ayant une croissance de la population indépendante de la densité. Ces deux hypothèses peuvent gonfler les estimations de la PMV par rapport à une structure de métapopulation (van der Lee *et al.* 2020) et la croissance de la population dépendante de la densité (Roberts *et al.* 2016. van der Lee *et al.* (2020) ont mené une analyse de la viabilité de la population de méné long (*Clintostomus elongatus*) et ont constaté que les résultats étaient fortement tributaires de la structure de métapopulation présumée. Les estimations de la PMV supposant qu'une seule structure de population par accouplement aléatoire étaient jusqu'à cinq fois plus élevées que celle d'une métapopulation définie, selon les répercussions des décès catastrophiques, toutes les autres caractéristiques du cycle biologique demeurant constantes. Roberts *et al.* (2016) ont estimé les valeurs de la PMV pour le fouille-roche de Roanoke (*Percina rex*) avec inclusion de la croissance de la population dépendante de la densité et indépendante de la densité. Les estimations de la PMV en fonction de la densité variaient de 200 à 4 200 adultes, tandis que celles qui en étaient indépendantes dépassaient largement 1 000 000 adultes. Ces deux analyses ont intégré des données qui n'étaient pas disponibles pour les populations d'esturgeon jaune. van der Lee *et al.* (2020) ont intégré des données de mouvement entre les sous-populations et Roberts *et al.* (2016) ont eu accès à de longues séries chronologiques sur la taille de la population (17 ans) à partir desquelles les effets du taux de croissance de la population et de la dépendance à la densité ont pu être estimés. D'autres recherches sur la taille et la structure de la population d'esturgeon jaune permettront d'améliorer la structure du modèle et l'analyse de la viabilité de la population.

La fréquence et les répercussions des événements catastrophiques pour l'esturgeon jaune sont inconnues. Des simulations ont été effectuées en supposant un taux de catastrophe de 0,15 par génération correspondant au taux moyen pour les taxons vertébrés (Reed *et al.* 2003a). La vitesse à laquelle les événements catastrophiques touchent la population d'esturgeons jaunes est inconnue, et il a été démontré que la vitesse à laquelle les catastrophes se produisent influence grandement les estimations de la PMV (Vélez-Espino et Koops 2012). De plus, les catastrophes entraînent toujours une réduction de 50 % de l'abondance dans toutes les classes d'âge. Il est probable que les répercussions des catastrophes ont un éventail d'effets (Reed *et al.* 2003 a) qui influeraient probablement sur les résultats du modèle. Dans l'intérêt de la conservation de l'esturgeon jaune, il est recommandé de mener des recherches visant à déterminer l'ampleur et la fréquence des événements catastrophiques touchant la population, qui permettraient de réduire considérablement l'incertitude dans les estimations de la taille de la PMV.

En général, on a adopté une approche prudente pour estimer la PMV et la SMPV, ce qui a mené à des estimations plus importantes. Les simulations ont incorporé des critères conservateurs, un horizon temporel de 250 ans, un taux de catastrophe de 0,15 par génération et un seuil de quasi-extinction de 25 femelles adultes. De plus, de fortes corrélations intra-annuelles dans les simulations stochastiques ont été intégrées et les populations ont été simulées comme étant isolées sans migration. Enfin, aucun effet de dépendance à la densité n'a été incorporé pour permettre à une population de rebondir à la suite de catastrophes.

---

Chacune de ces hypothèses entraîne une augmentation des estimations de la PMV. Des solutions de rechange à ces hypothèses pourraient être incluses dans les simulations de la population d'esturgeon jaune, ce qui entraînerait probablement une diminution de la PMV estimée; toutefois, en raison des limites des données, l'ampleur des effets n'est pas claire. Par exemple, la force de la dépendance à la densité ou le taux et l'ampleur de la migration entre les populations sont inconnus et influeraient grandement sur les extrants du modèle. Il est donc pragmatique de réaliser des estimations fondées sur des hypothèses plus prudentes.

## RÉFÉRENCES CITÉES

- Adams, W.E. Kallemeyn, L.W., and Willis, D.W. 2006. Lake Sturgeon population characteristics in Rainy Lake, Minnesota and Ontario. *J. Appl. Ichthyol.* 22(2): 97–102.
- Beverton, R.J.H., and Holt, S.J. 1959. A review of the lifespans and mortality rates of fish in nature, and their relation to growth and other physiological characteristics. *In Ciba Foundation Colloquia on Ageing*. Vol. 5. Edited by G.E.W. Wolstenholme and M. O'Connor. J. & A. Churchill Ltd., London, UK. pp 142–180.
- Block, D. 2001. Growth estimates, habitat use, and ecology of the Lake Sturgeon, *Acipenser fulvescens* Rafinesque, from Round Lake and mature reservoirs in the Winnipeg River. Thesis (M.Sc.), University of Manitoba, Winnipeg, MB. 171 p.
- Bradford, M.J. 1992. Precision of recruitment prediction from early life stages of marine fishes. *Fish. Bull.* 90: 439–453.
- Bruch, R.M. 2008. Modelling the population dynamics and sustainability of Lake Sturgeon in the Winnebago System, Wisconsin. Thesis (Ph.D.), University of Wisconsin- Milwaukee, Milwaukee, WI. 253 p.
- Bruch, R.M., Miller, G., and Hansen, M.J. 2006. Fecundity of Lake Sturgeon (*Acipenser fulvescens*, Rafinesque) in Lake Winnebago, Wisconsin, USA. *J. Appl. Ichthyol.* S1: 116-118.
- Bruch, R.M., Campana, S.E, Davis-Foust, S.L., Hansen, M.J., and Janssen, J. 2009. Lake Sturgeon age validation using bomb radiocarbon and known-age fish. *Trans. Am. Fish. Soc.* 138: 361–372.
- Caroffino, D.C., Sutton T.M., Elliott, R.F., and Donofrio, M.C. 2010. Early life stage mortality rates of Lake Sturgeon in the Peshtigo River, Wisconsin. *N. Am. J. Fish. Manag.* 30: 295–304.
- Caswell, H. 2001. Matrix population models: construction, analysis, and interpretation. Sinauer Associates, Sunderland, MA. 722 p.
- COSEPAC (Comité sur la situation des espèces en péril au Canada). 2006. [Évaluation et Rapport de situation du COSEPAC sur l'esturgeon jaune \(\*Acipenser fulvescens\*\) au Canada - Mise à jour](#). Comité sur la situation des espèces en péril au Canada. Ottawa, ON. xi + 124 p.
- COSEPAC. 2017. [Évaluation et Rapport de situation du COSEPAC sur l'esturgeon jaune \(\*Acipenser fulvescens\*\), populations de l'ouest et de la baie d'Hudson, populations de la rivière Saskatchewan et du fleuve Nelson, populations du sud de la baie d'Hudson et de la baie James et populations des Grands Lacs et du haut Saint-Laurent au Canada](#). Comité sur la situation des espèces en péril au Canada. Ottawa, ON. xxxi + 177 p.
- Crossman, J.A., Forsythe, P.S., Baker, E.A, and Scribner, K.T. 2009. Overwinter survival of stocked age-0 Lake Sturgeon. *J. Appl. Ichthyol.* 25: 516–521.

- 
- de Kroon, H., Plaiser, A., Groenendael, J.V., and Caswell, H. 1986. Elasticity: the relative contribution of demographic parameters to population growth rate. *Ecology* 67: 1427–1431.
- Dieterman, D.J., Frank, J. Painovich, N., and Staples, D.F. 2010. Lake Sturgeon population status and demography in the Kettle River, Minnesota, 1992–2007. *N. Am. J. Fish. Manag.* 30: 337–351.
- Ecclestone, A. 2012. Population characteristics, habitat utilization, and movement patterns of Lake Sturgeon in the White River, Ontario. Anishinabek/Ontario Fisheries Resource Centre (A/OFRC), North Bay, ON. 79 p.
- Fortin, R., Guenette, S., and Dumont, P. 1992. Biologie, exploitation, modelisation et gestion des populations d'esturgeon jaune (*Acipenser fulvescens*) dans 14 reseaux de lacs et de rivieres du Québec. Québec Ministère du Loisir, de la Chasse et de la Peche, Service de l'aménagement et de l'exploitation de la faune and Service de lafaune aquatique, Montreal and Québec. 213 p.
- Fortin, R., Mongeau, J.R., Desjardins, G., and Dumont, P. 1993. Movements and biological statistics of Lake Sturgeon (*Acipenser fulvescens*) populations from the St. Lawrence and Ottawa River system, Québec. *Can. J. Zool.* 71: 638–650.
- Fortin, R., Dumont, P., and Guénette, S. 1996. Determinants of growth and body condition of Lake Sturgeon (*Acipenser fulvescens*). *Can. J. Fish. Aquat. Sci.* 53: 1150–1156.
- Harkness, W.J.K., and Dymond, J.R. 1961. The Lake Sturgeon: the history of its fishery and problems of conservation. Ontario Department of Lands and Forests, Fish and Wildlife Branch, Toronto, ON. 121 p.
- Haxton, T. 2008. A synoptic review of the history and our knowledge of lake sturgeon in the Ottawa River. Southern Science and Information Technical Report No. 126, 31p.
- Haxton, T.J., and Findley, C.S. 2008. Variation in Lake Sturgeon (*Acipenser fulvescens*) abundance and growth among river reaches in a large regulated river. *Can. J. Fish. Aquat. Sci.* 65: 645–657.
- Haxton, T., Whelan, G., and Bruch, R. 2014. Historical biomass and sustainable harvest of Great Lakes Lake Sturgeon (*Acipenser fulvescens* Rafinesque, 19817). *J. Appl. Ichthyol.* 30: 1371–1378.
- Hughes, T. Lowie, C.E., and Haynes, J.M. 2005. Age, growth, relative abundance, and SCUBA capture of the new and recovery spawning population of Lake Sturgeon in the lower Niagara River, New York. *N. Am. J. Fish. Manage.* 25: 1263–1272.
- Hurst, T.P. 2007. Causes and consequences of winter mortality in fishes. *J. Fish. Biol.* 71(2): 315–345.
- Lande, R. 1988. Genetics and demography in biological conservation. *Science* 241(4872): 1455–1460.
- Lester, N.P., Shuter, B.J. and Abrams, P.A. 2004. Interpreting the Von Bertalanffy model of somatic growth in fishes: cost of reproduction. *Proc. R. Soc. Lond. Ser. B Biol. Sci.* 271: 1625–1631.
- Lorenzen, K. 2000. Allometry of natural mortality as a basis for assessing optimal release size in fish-stocking programmes. *Can. J. Fish. Aquat. Sci.* 57: 2374–2381.
- Lorenzen, K. 2016. Toward a new paradigm for growth modeling in fisheries stock assessments: Embracing plasticity and its consequences. *Fish. Res.* 180: 4–22.

- 
- Ludsin, S.A., DeVanna, K.M., and Smith, R.E.H. 2014. Physical-biological coupling and the challenge of understanding fish recruitment in freshwater lakes. *Can. J. Fish. Aquat. Sci.* 71: 775–794.
- Mertz, G. and Myers, R.A. 1995. Estimating the predictability of recruitment. *Fish Bull.* 93: 657–665.
- Minns, C.K. 2003. [An Area-Per-Individual \(API\) Model for estimating critical habitat requirements in Aquatic Species-At-Risk](#). DFO Can. Sci. Advis. Sec. Sci. Advis. Rep. 2003/074. i + 21 p.
- Morris, W.F., and Doak, D.F. 2002. Quantitative conservation biology: theory and practice of population viability analysis. Sinauer Associates, Sunderland, MA. 480 p.
- MPO. 2007a. [Documentation de l'utilisation de l'habitat par les espèces en péril et quantification de la qualité de l'habitat](#). Secr. can. de consult. sci. du MPO, Avis sci. 2007/038.
- MPO. 2007b. [Protocole révisé pour l'exécution des évaluations du potentiel de rétablissement](#). Secr. can. de consult. sci. du MPO. Avis sci. 2007/039.
- Noakes, D.L.G, Beamish, W.H., and Rossiter, A. 1999. Conservation implications of behaviour and growth of the lake sturgeon, *Acipenser fulvescens*, in northern Ontario. *Env. Biol. Fishes* 55: 135–144.
- OMNR (Ontario Ministry of Natural Resources). 2009. The lake sturgeon in Ontario. Fish and Wildlife Branch. Peterborough, ON. 48 p.
- Pauly, D. 1980. On the interrelationship between natural mortality, growth parameters, and mean environmental temperature in 175 fish stocks. *ICES J. Mar. Sci.* 39(2): 175–192.
- Peters, R.H., 1983. The ecological implications of body size. Cambridge University Press, New York, NY. xii + 329 p.
- Power, M., and McKinley, R.A. 1997. Latitudinal variation in Lake Sturgeon size as related to the thermal opportunity for growth. *Trans. Am. Fish. Soc.* 126(4): 549–558.
- Pratt, T.C., Gardner, W.M., Pearce, J., Greenwood, S., and Chong, S.C. 2014. Identification of a robust Lake Sturgeon (*Acipenser fulvescens* Rafinesque, 1917) population in Goulais Bay, Lake Superior. *J. Appl. Ichthyol.* 30: 1328–1334.
- R Core Team. 2016. [R: A language and environment for statistical computing](#). R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria.
- Randall, R.G., and Minns, C.K. 2000. Use of fish production per unit biomass ratios for measuring the productive capacity of fish habitats. *Can. J. Fish. Aquat. Sci.* 57: 1657–1667.
- Randall, R.G., Minns, C.K., and Kelso, J.R.M. 1995. Fish production in freshwaters: are rivers more productive than lakes? *Can. J. Fish. Aquat. Sci.* 52: 631–643.
- Reed, D.H., O'Grady, J.J., Ballou, J.D., and Frankham, R. 2003a. The frequency and severity of catastrophic die-offs in vertebrates. *Anim. Cons.* 6: 109–114.
- Reed, D.H., O'Grady, J.J., Brook, B.W., Ballou, J.D., and Frankham, R. 2003b. Estimates of minimum viable population sizes for vertebrates and factors influencing those estimates. *Biol. Cons.* 113: 23–34.

- 
- Roberts, J.H. Angermeier, P.L., and Anderson, G.B. 2016. Population viability analysis of endangered Roanoke logperch. *J. Fish Wildl. Manag.* 7: 46–64.
- Scott, W.B., and Crossman, E.J. 1973. Freshwater fishes of Canada. Bull. Fisheries Research Board of Canada No. 184. Ottawa, ON. 966 p.
- Shaffer, M.L. 1981. Minimum population sizes for species conservation. *BioScience* 31(2): 131–134.
- Smith, K.M., and Baker, E.A. 2005. Characteristics of spawning Lake Sturgeon in the upper Black River, Michigan. *N. Am. J. Fish. Manage.* 25: 301–307.
- Sunde, L.A. 1961. Growth and reproduction of the Lake Sturgeon (*Acipenser fulvescens* Rafinesque) of the Nelson River in Manitoba. Thesis (M.Sc.), University of British Columbia, Vancouver, BC. viii + 93 p.
- 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(1): 82–92.
- Trested, D.G., and Isely, J.J. 2011. Age, growth, mortality, and abundance of Lake Sturgeon in the Grasse River, New York, USA. *J. Appl. Ichthyol.* 27(1): 13–19.
- van der Lee, A.S., and Koops, M.A. 2016. Are small fishes more sensitive to habitat loss? A generic size-bases model. *Can. J. Fish. Aquat. Sci.* 73: 716–726.
- van de Lee, A.S., Poesch, M.S., Drake, D.A.R., et Koops, M.A. 2020. [Modélisation du potentiel de rétablissement du méné long \(\*Clinostomus elongatus\*\) au Canada](#). Secr. can. de consult. sci. du MPO. Doc. de rech. 2019/034. v + 44 p.
- Vélez-Espino, L.A., and Koops, M.A. 2007. [A quantitative approach to assessing allowable harm in species at risk: application to the Laurentian black redhorse \(\*Moxostoma duquesnei\*\)](#). DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2007/051. iv + 28 p.
- Vélez-Espino, L.A., and Koops, M.A. 2008. [Recovery potential assessment for lake sturgeon \(\*Acipenser fulvescens\*\) in Canadian designatable units](#). DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2008/007. iv + 35 p.
- Vélez-Espino, L.A., and Koops, M.A. 2009. Quantifying allowable harm in species at risk: application to the Laurentian black redhorse (*Moxostoma duquesnei*). *Aquat. Conserv.: Mar. Freshw. Ecosyst.* 19: 676–688.
- Vélez-Espino, L.A., and Koops, M.A. 2012. Capacity for increase, compensatory reserve, and catastrophes as determinants of minimum viable population in freshwater fishes. *Ecol. Model.* 247: 319–326.
- Vélez-Espino, L.A., Fox, M.G., and McLaughlin, R.L. 2006. Characterization of elasticity patterns of North American freshwater fishes. *Can. J. Fish. Aquat. Sci.* 63: 2050–2066.
- Vélez-Espino, L.A., Randall, R.G., and Koops, M.A. 2010. [Quantifying habitat requirements of four freshwater species at risk in Canada: Northern Madtom, Spotted Gar, Lake Chubsucker, and Pugnose Shiner](#). DFO Can. Sci. Advis. Sec. Sci. Res. Doc. 2009/115. iv+ 21 p.
- Young, J.A.M. and Koops, M.A. 2014. [Population Modelling of Black Redhorse \(\*Moxostoma duquesnei\*\) in Canada](#). DFO Can. Sci. Advis. Sec. Sci. Res. Doc. 2014/020. iv + 14 p.
-

## ANNEXE. TABLEAUX DE DONNÉES

Tableau A1. Les paramètres du modèle de croissance de Von Bertalanffy et les données sur la longueur selon l'âge – 25 ( $TL_{25}$ ) sont utilisés dans les relations prédictives (Figures 2 et 3). Les valeurs de longueur sont en mm. La source représente la référence à partir de laquelle les données ont été extraites, pas nécessairement la publication initiale.

$L_{\infty}$	k	$t_0$	$TL_{25}$	N	Fourchette de longueurs	Tranche d'âge	Emplacement	Lat.	Lon.	Source
1 403,8	0,11	-0,56	1 319,4	237	830–1 660	8-59	Lac à la Pluie, MI/ON	48,64	-93,03	Adams <i>et al.</i> 2006
1 675,0	0,050	-0,12	1 200,1	-	138–1 742	1-64	Lac Michigan	44	-87	Block 2001
1 308,0	0,095	0	1 186,3	-	25–1 250	1-34	Lac Round	50,62	-95,77	Block 2001
1 138,5	0,087	0	1 009,2	-	50–1 350	4-72	Slave Falls-Point du Bios	50,23	-95,59	Block 2001
1 664,0	0,052	-4,53	1 305,6	4 248	107–1 680	13–69	Lac Winnebago	44	-88,4	Bruch 2008
1 889,0	0,045	-2,48	1 340,5	5 916	108–1 940	13-96	Lac Winnebago	44	-88,4	Bruch 2008
1 979,2	0,038	-1,10	1 245,1	-	-	-	Rivière St. Francis	45,90	-71,16	Power et McKinley 1997
1 105,8	0,115	-0,08	1 044,0	-	413–1 233	3-23	Lac St-François	45,17	-74,37	Block 2001
2 088,8	0,031	-9,39	1 369,4	79	750–1 775	8-36	White River, ON	48,56	-86,24	Ecclestone 2012
-	-	-	1 254,0	-	-	-	Fleuve Saint-Laurent	46,63	-71,93	Fortin <i>et al.</i> 1996
-	-	-	1 177,0	-	-	-	Réservoir Baskatong, QC	46,8	-75,8	Fortin <i>et al.</i> 1996
-	-	-	1 040,0	-	-	-	Bell River, QC	49	-77,5	Fortin <i>et al.</i> 1996
-	-	-	659,0	-	-	-	Rivières Eastmain-Opinaca	52,24	-78,01	Fortin <i>et al.</i> 1996
-	-	-	1 078,0	-	-	-	Rivière Harricana	50,53	-79,11	Fortin <i>et al.</i> 1996
-	-	-	1 118,0	-	-	-	Lac Gueguen	48,10	-77,23	Fortin <i>et al.</i> 1996
-	-	-	989,0	-	-	-	Cours inférieur de la rivière des Outaouais	46	-77,3	Fortin <i>et al.</i> 1996
-	-	-	1 023,0	-	-	-	Lac Mégiscane est	48,6	-75,85	Fortin <i>et al.</i> 1996
-	-	-	1 003,0	-	-	-	Lac Mégiscane ouest	48,56	-75,92	Fortin <i>et al.</i> 1996
-	-	-	1 040,0	-	-	-	Rivière Nottaway	50,05	-77,47	Fortin <i>et al.</i> 1996
-	-	-	1 058,0	-	-	-	Rivière Rupert	50,95	-73,7	Fortin <i>et al.</i> 1996
-	-	-	1 072,0	-	-	-	Lac Témiscamingue	47,33	-79,5	Fortin <i>et al.</i> 1996
1 120,8	0,129	-0,07	1 076,6	-	355–1 165	2-25	Lac des Deux Montagnes	45,45	-74	Fortin <i>et al.</i> 1993
1 338,8	0,098	-0,078	1 225,3	-	452–1 369	6-34	Lac Saint-Louis	45,40	-73,81	Fortin <i>et al.</i> 1993
1 350,0	0,091	-0,083	1 213,8	-	634–1 313	7-23	Lac Saint-Pierre	46,20	-72,83	Fortin <i>et al.</i> 1993
1 570,0	0,044	-1,182	1 073,8	-	-	-	Lac Nipigon	49,83	-88,5	Power et McKinley 1997
1 807,2	0,093	-0,902	1 644,7	180	250–1 750	0-35	Rivière et lac Muskegon, MI	43,23	-86,3	Harris <i>et al.</i> 2017

$L_{\infty}$	k	$t_0$	TL <sub>25</sub>	N	Fourchette de longueurs	Tranche d'âge	Emplacement	Lat.	Lon.	Source
1 404,5	0,094	-0,078	1 271,9	-	298-1 588	1-65	Rivière Saskatchewan SK	50,04	-110,7	Block 2001
1 289,0	0,061	-3,0	1 055,4	-	40-1 000	2-46	Rivière des Outaouais, récoltée	46,07	-76,76	Haxton et Findlay 2008
1 473,0	0,066	-0,85	1 205,5	-	400-1 400	4-30	Rivière des Outaouais, endiguée	46,07	-76,76	Haxton et Findlay 2008
-	-	-	1 517,2	61	300-1 600	1-23	Cours inférieur de la rivière Niagara, NY	43,21	-79,06	Berkes <i>et al.</i> 2005
-	-	-	1 262,0	-	-	-	Cours supérieur du fleuve Saint-Laurent	44,54	-75,75	Fortin <i>et al.</i> 1996
-	-	-	1 491,0	-	-	-	Lac Wisconsin	43,31	-89,72	Fortin <i>et al.</i> 1996
-	-	-	1 166,0	-	-	-	Fleuve Saint-Laurent	46,81	-71,20	Fortin <i>et al.</i> 1996
1 479,5	0,04	-3,338	1 003,3	-	-	-	Lac Waswanipi	49,55	-76,45	Power et McKinley 1997
926,2	0,059	-0,188	718,4	-	660-876	20-35	Rivière La Grande	53,83	-79,07	Block 2001
-	-	-	1 143,0	-	-	-	Lac des Deux Montagnes	45,45	-74	Fortin <i>et al.</i> 1996
1 421,0	0,085	-0,031	1 251,7	N/ D	-	-	Lac des Bois	49,25	-94,75	Adams <i>et al.</i> 2006
1 561,9	0,043	4,901	903,8	-	155-1 580	1-69	Rivières Marmotte/Mattagami	49,5	-81,97	Noakes <i>et al.</i> 1999
1 326,3	0,069	-0,111	1 096,2	-	538-1 430	9-49	Rivière Mattagami	48,01	-81,56	Block 2001
-	-	-	1 383,0	-	-	-	Lac Nipissing	46,27	-79,79	Fortin <i>et al.</i> 1996
1 382,5	0,036	-0,205	828,5	-	282-1 513	2-48	Rivière Kenogami	51,11	-84,48	Block 2001
1 583,7	0,047	-0,135	1 106,8	-	860-1 767	12-87	Lac Sipiwesk	55,09	-97,58	Block 2001
2 028,0	0,031	-6,5	1 264,2	-	365-1 510	1-30	Baie Goulais, lac Supérieur	46,71	-84,45	Pratt <i>et al.</i> 2014
1 534,4	0,059	-0,113	1 188,2	-	138-1 490	1-46	Rivière Menominee	45,09	-87,59	Block 2001
1 852,1	0,055	-0,146	1 387,5	-	-	-	Lac Poygan, WI	44,15	-88,75	Power et McKinley 1997
1 423,2	0,061	-0,117	1 120,6	-	155-1 453	1-50	Lac Winnebago	44	-88,4	Block 2001
1 335,9	0,088	-0,088	1 189,0	-	194-1 563	1-51	Rivière Saskatchewan AB	53,96	-102,4	Block 2001
1 395,6	0,064	-1,388	1 137,8	-	-	-	Rivière Mattagami	48,01	-81,56	Power et McKinley 1997
1 424,7	0,057	-0,127	1 083,5	-	630-1 387	9-41	Rivière Flambeau	45,30	-91,24	Block 2001
1 768,9	0,091	0,355	1 581,1	-	1 120-1 870	12-70	Cours supérieur de la rivière Black, MI	45,46	-84,27	Smith et Baker 2005
1 319,6	0,057	-0,136	1 008,0	-	825-1 362	14-70	Lac Sipiwesk	55,09	-97,58	Block 2001
1 373,6	0,093	-0,080	1 241,0	-	187-1 570	1-62	Rivière Nelson	55	-102	Sunde 1961
1 128,5	0,078	-0,117	969,4	-	371-1 119	1-36	Rivière Moose	51,35	-80,4	Block 2001
1 913	0,094	-9,569	1 839,8	195	400-1 400	3-32	Rivière Grasse NY	44,99	-74,77	Trested et Isely 2011
-	-	-	1 015	-	-	-	Rivière Saskatchewan	53,6	-100,8	Fortin <i>et al.</i> 1996
1 212,6	0,073	-0,117	1 017,2	533	301-1 562	3-34	Rivière Kettle, MN	46,23	-92,85	Dieterman <i>et al.</i> 2010

Tableau A2. Données sur la densité de l'esturgeon jaune utilisées pour estimer les besoins en superficie de la population (Figure 11).

Densité (poissons ha <sup>-1</sup> )	Poids (kg)	Habitat	Emplacement	Source
3,38	6,4	Lac	Lac Round, MB	Block 2001
2,03	2,1	Lac	Lac Round, MB	Block 2001
2,37	7,7	Lac	Lac Round, MB	Block 2001
5,41	2	Lac	Lac Round, MB	Block 2001
0,12	0	Rivière	Seven Sisters-Slave Falls, MB	Block 2001
0	0	Rivière	Seven Sisters-Slave Falls, MB	Block 2001
0	0	Rivière	Seven Sisters-Slave Falls, MB	Block 2001
0,25	32,5	Rivière	Seven Sisters-Slave Falls, MB	Block 2001
0	0	Rivière	Seven Sisters-Slave Falls, MB	Block 2001
0,12	5,6	Rivière	Seven Sisters-Slave Falls, MB	Block 2001
0	0	Rivière	Seven Sisters-Slave Falls, MB	Block 2001
0,74	14,8	Rivière	Seven Sisters-Slave Falls, MB	Block 2001
0,74	7,4	Rivière	Seven Sisters-Slave Falls, MB	Block 2001
5,91	7,1	Rivière	Seven Sisters-Slave Falls, MB	Block 2001
11,21	2,3	Rivière	Seven Sisters-Slave Falls, MB	Block 2001
8,75	2	Rivière	Seven Sisters-Slave Falls, MB	Block 2001
0,3	2	Rivière	Slave Falls-Point du Bois, MB	Block 2001
1,49	2,6	Rivière	Slave Falls-Point du Bois, MB	Block 2001
1,64	7,9	Rivière	Slave Falls-Point du Bois, MB	Block 2001
1,86	8,2	Rivière	Slave Falls-Point du Bois, MB	Block 2001
7,9	11,7	Rivière	Rivière Namakan, ON	McLeod 2008
0,24	11,98	Lac	Lac des Bois	Heinrich et Friday 2014
1,2	10,4	Rivière	Rivière Kaministiquia	Ministère des Richesses naturelles (MRNO) 2009
5	10,4	Rivière	Rivière Kaministiquia	MRNO 2009
3,37	8,1	Lac	Réservoir de Slave Falls	Manitoba Hydro, données inédites, mai 2019
0,018	9,7	Lac	Lac Deschênes	Haxton 2006
0,3	12,7	Lac	Lac Black, MI	Baker et Borgeson 1999

Tableau A3. Intervalles de confiance inférieurs issus de l'analyse de sensibilité stochastique du taux de croissance de la population ( $\lambda$ ) de l'esturgeon jaune en fonction des perturbations des taux démographiques propres à chaque stade. Les résultats sont présentés sous forme de valeurs d'élasticité ( $\varepsilon_v$ ) et ont été estimés pour les différentes valeurs  $\lambda$ .

Profil de croissance	$\lambda$	Élasticité				
		$\sigma_0/F$	$\sigma_{j1}$	$\sigma_{j2}$	$\sigma_{a1}$	$\sigma_{a2}$
Rapides/Gros	$\lambda_{\min} - \sigma_0$	0,001	0,006	0,015	0,371	0,059
	$\lambda_{\min} - \sigma_j$	0,001	0,002	0,002	0,452	0,059
	$\lambda_{\min} - \sigma_a$	0,001	0,007	0,431	0,002	0,000
	$\lambda_{\min} - F$	0,001	0,005	0,015	0,371	0,059
	$\lambda_1$	0,001	0,009	0,027	0,299	0,009
	$\lambda_{\text{moy}}$	0,004	0,027	0,089	0,261	0,002
	$\lambda_{\text{max}}$	0,014	0,085	0,269	0,214	0,000
Rapides/Moyens	$\lambda_{\min} - \sigma_0$	0,001	0,008	0,021	0,363	0,048
	$\lambda_{\min} - \sigma_j$	0,001	0,003	0,003	0,442	0,047
	$\lambda_{\min} - \sigma_a$	0,001	0,011	0,435	0,003	0,000
	$\lambda_{\min} - F$	0,001	0,008	0,021	0,366	0,049
	$\lambda_1$	0,002	0,013	0,042	0,294	0,007
	$\lambda_{\text{moy}}$	0,007	0,040	0,136	0,257	0,002
	$\lambda_{\text{max}}$	0,022	0,118	0,333	0,201	0,000
Rapides/Petits	$\lambda_{\min} - \sigma_0$	0,002	0,011	0,033	0,358	0,039
	$\lambda_{\min} - \sigma_j$	0,001	0,004	0,005	0,430	0,038
	$\lambda_{\min} - \sigma_a$	0,002	0,021	0,438	0,004	0,000
	$\lambda_{\min} - F$	0,002	0,011	0,033	0,358	0,039
	$\lambda_1$	0,003	0,021	0,068	0,291	0,005
	$\lambda_{\text{moy}}$	0,010	0,058	0,194	0,254	0,001
	$\lambda_{\text{max}}$	0,033	0,152	0,365	0,187	0,000
Lents/Gros	$\lambda_{\min} - \sigma_0$	0,000	0,003	0,008	0,392	0,148
	$\lambda_{\min} - \sigma_j$	0,000	0,001	0,001	0,492	0,166
	$\lambda_{\min} - \sigma_a$	0,000	0,004	0,413	0,002	0,000
	$\lambda_{\min} - F$	0,000	0,003	0,008	0,391	0,147
	$\lambda_1$	0,001	0,006	0,015	0,338	0,030
	$\lambda_{\text{moy}}$	0,002	0,017	0,048	0,297	0,008
	$\lambda_{\text{max}}$	0,016	0,097	0,275	0,231	0,001
Lents/Petits	$\lambda_{\min} - \sigma_0$	0,001	0,005	0,011	0,392	0,156
	$\lambda_{\min} - \sigma_j$	0,001	0,001	0,002	0,494	0,177
	$\lambda_{\min} - \sigma_a$	0,001	0,007	0,411	0,004	0,001
	$\lambda_{\min} - F$	0,001	0,005	0,012	0,391	0,155
	$\lambda_1$	0,001	0,008	0,022	0,342	0,033
	$\lambda_{\text{moy}}$	0,003	0,023	0,066	0,303	0,010
	$\lambda_{\text{max}}$	0,029	0,147	0,346	0,218	0,000

Tableau A4. Intervalles de confiance supérieurs issus de l'analyse de sensibilité stochastique du taux de croissance de la population ( $\lambda$ ) de l'esturgeon jaune en fonction des perturbations des taux démographiques propres à chaque stade. Les résultats sont présentés sous forme de valeurs d'élasticité ( $\varepsilon_v$ ) et ont été estimés pour les différentes valeurs  $\lambda$ .

Profil de croissance	$\lambda$	Élasticité				
		$\sigma_0/F$	$\sigma_{j1}$	$\sigma_{j2}$	$\sigma_{a1}$	$\sigma_{a2}$
Rapides/Gros	$\lambda_{\min} - \sigma_0$	0,049	0,216	0,301	0,559	0,468
	$\lambda_{\min} - \sigma_j$	0,080	0,189	0,213	0,641	0,482
	$\lambda_{\min} - \sigma_a$	0,105	0,351	0,991	0,114	0,006
	$\lambda_{\min} - F$	0,050	0,216	0,301	0,559	0,468
	$\lambda_1$	0,081	0,268	0,346	0,652	0,397
	$\lambda_{\text{moy}}$	0,095	0,287	0,362	0,708	0,194
	$\lambda_{\text{max}}$	0,113	0,306	0,383	0,617	0,014
Rapides/Moyens	$\lambda_{\min} - \sigma_0$	0,053	0,224	0,309	0,576	0,450
	$\lambda_{\min} - \sigma_j$	0,084	0,198	0,225	0,660	0,470
	$\lambda_{\min} - \sigma_a$	0,106	0,354	0,984	0,107	0,005
	$\lambda_{\min} - F$	0,052	0,222	0,308	0,576	0,450
	$\lambda_1$	0,083	0,271	0,350	0,670	0,343
	$\lambda_{\text{moy}}$	0,097	0,288	0,366	0,708	0,116
	$\lambda_{\text{max}}$	0,117	0,311	0,393	0,520	0,004
Rapides/Petits	$\lambda_{\min} - \sigma_0$	0,056	0,229	0,316	0,596	0,417
	$\lambda_{\min} - \sigma_j$	0,088	0,206	0,235	0,683	0,450
	$\lambda_{\min} - \sigma_a$	0,110	0,357	0,972	0,097	0,004
	$\lambda_{\min} - F$	0,056	0,229	0,315	0,596	0,417
	$\lambda_1$	0,084	0,272	0,354	0,687	0,266
	$\lambda_{\text{moy}}$	0,098	0,289	0,370	0,681	0,061
	$\lambda_{\text{max}}$	0,122	0,316	0,406	0,432	0,001
Lents/Gros	$\lambda_{\min} - \sigma_0$	0,033	0,173	0,252	0,504	0,488
	$\lambda_{\min} - \sigma_j$	0,054	0,127	0,142	0,567	0,494
	$\lambda_{\min} - \sigma_a$	0,085	0,327	0,993	0,164	0,023
	$\lambda_{\min} - F$	0,033	0,174	0,252	0,504	0,488
	$\lambda_1$	0,065	0,244	0,323	0,567	0,463
	$\lambda_{\text{moy}}$	0,082	0,271	0,345	0,632	0,349
	$\lambda_{\text{max}}$	0,108	0,301	0,373	0,592	0,018
Lents/Petits	$\lambda_{\min} - \sigma_0$	0,032	0,169	0,248	0,503	0,485
	$\lambda_{\min} - \sigma_j$	0,052	0,122	0,137	0,563	0,492
	$\lambda_{\min} - \sigma_a$	0,083	0,324	0,988	0,170	0,026
	$\lambda_{\min} - F$	0,032	0,170	0,249	0,502	0,484
	$\lambda_1$	0,063	0,241	0,321	0,564	0,450
	$\lambda_{\text{moy}}$	0,080	0,268	0,343	0,627	0,314
	$\lambda_{\text{max}}$	0,111	0,306	0,381	0,470	0,003