



Pêches et Océans
Canada

Fisheries and Oceans
Canada

Sciences des écosystèmes
et des océans

Ecosystems and
Oceans Science

Secrétariat canadien des avis scientifiques (SCAS)

Document de recherche 2026/021

Région des Maritimes

Mise à jour des données scientifiques sur l'état des pêches de l'anguille d'Amérique et de la civelle dans la région des Maritimes

R.G. Bradford, E.A. Miller et M. Wilson

Division de l'écologie des populations, Direction des sciences
Pêches et Océans Canada
Institut océanographique de Bedford
C.P. 1006, 1, promenade Challenger
Dartmouth (Nouvelle-Écosse) B2Y 4A2

Avant-propos

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

Publié par :

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

<https://www.dfo-mpo.gc.ca/csas-sccs/index-fra.htm>
DFO.CSAS-SCAS.MPO@dfo-mpo.gc.ca



© Sa Majesté le Roi du chef du Canada, représenté par le ministre du
ministère des Pêches et des Océans, 2026

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

ISSN 2292-4272

ISBN 978-0-660-98536-7 N° cat. Fs70-5/2026-021F-PDF

La présente publication doit être citée comme suit :

Bradford, R.G., Miller, E.A. et Wilson, M. 2026. Mise à jour des données scientifiques sur l'état des pêches de l'anguille d'Amérique et de la civelle dans la région des Maritimes. Secr. can. des avis sci. du MPO. Doc. de rech. 2026/021. v + 71 p.

Also available in English :

Bradford, R.G., Miller, E.A., and Wilson, M. 2026. Updated Science on the Status of American Eel and Elver Fisheries in Maritimes Region. DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2026/021. v + 66 p.

TABLES DES MATIÈRES

RÉSUMÉ.....	V
INTRODUCTION	1
CADRE DE RÉFÉRENCE.....	2
GESTION DES PÊCHES.....	2
ANGUILLES DE GRANDE TAILLE (JAUNES ET ARGENTÉES)	3
CIVELLES	4
Lieux de pêche.....	4
Total autorisé des captures et quotas individuels	4
Limites de prises dans les rivières	5
Engins de pêche	5
SOURCES ET LIMITES DES DONNÉES	6
INDICES DÉPENDANTS DE LA PÊCHE	6
Potentiel, prises et effort de la pêche des anguilles de grande taille	6
Potentiel, prises et effort de la pêche de la civelle	7
INDICES INDÉPENDANTS DE LA PÊCHE.....	7
Relevés régionaux par pêche à l'électricité.....	7
Indices de l'abondance des anguilles argentées	8
Indices de l'abondance des civelles.....	8
Indices de l'abondance des juvéniles.....	10
ANALYSES DES DONNÉES.....	10
PERMIS, DÉBARQUEMENTS ET EFFORT PAR ENGIN	10
INDICES DE L'ABONDANCE DES CIVELLES.....	11
PÊCHE À L'ÉLECTRICITÉ	11
PRISES ET EFFORT DANS LA PÊCHE COMMERCIALE DE LA CIVELLE	12
RÉSULTATS ET DISCUSSION.....	13
OBJECTIF 1 : METTRE À JOUR LES RENSEIGNEMENTS SUR LES PRISES D'ANGUILLES DE GRANDE TAILLE ET L'EFFORT DE PÊCHE CONNEXE DE 2017 À 2022	13
OBJECTIF 2 : METTRE À JOUR L'INDICE DE RECRUTEMENT DE LA CIVELLE DANS LA RIVIÈRE EAST, À CHESTER, À PARTIR DE 2018	14
OBJECTIF 3 : ÉVALUER DES INDICES ANNUELS DE RECHANGE ET ADDITIONNELS CONCERNANT L'ABONDANCE DE L'ANGUILLE ET DE LA CIVELLE DANS LA RÉGION	15
Données sur les prises et l'effort dans la pêche commerciale de la civelle	15
Indices de l'abondance des civelles dans les autres rivières	17
Indices de l'abondance fondés sur la pêche à l'électricité	18
Indices de l'abondance des anguilles adultes (argentées)	19
ÉCHANTILLONNAGE DIRIGÉ DES ANGUILLES JUVÉNILES	19
SOURCES D'INCERTITUDE	20
REMERCIEMENTS	21

RÉFÉRENCES CITÉES	21
TABLEAUX	24
FIGURES	43

RÉSUMÉ

L'examen des données sur les prises et les permis pour la pêche de l'anguille de grande taille dans la région des Maritimes que Pêches et Océans Canada (MPO) a recueillies depuis la dernière évaluation en 2018 a révélé que l'effort est demeuré faible (moins de 30 permis actifs par année), tout comme le rendement (moins de 30 t par année) par rapport aux pêches pratiquées du milieu des années 1980 à la fin des années 1990. Les débarquements totaux déclarés de civelles ont poursuivi leur tendance à la hausse, atteignant 8,3 t (83 % du total autorisé des captures de 9,96 t). Les pêches de la civelle ont été fermées en 2020 et 2023 en milieu de saison par un arrêté de gestion des pêches, ce qui a entraîné une réduction des prises à 2,95 t et à 5,5 t respectivement. L'indice du recrutement au stade de la civelle dans la rivière East, à Chester (indice RE-C), le principal indicateur recommandé de l'état de l'espèce dans la région, n'a pas été calculé en 2020 ni 2023, et les remontes de civelles de 2019 et 2020 sont considérées comme des sous-estimations. Les estimations disponibles pour la période après 2019 étaient supérieures à l'estimation médiane des remontes pour la période de référence de 1996 à 2018 (320 kg, 2,33 kg/km²) et à peu près équivalentes ou supérieures au 75^e quantile des remontes pour la période de 1996 à 2018 (466 kg, 3,40 kg/km²). Les changements apportés aux niveaux de prélèvement de civelles en vigueur devraient tenir compte du fait que le recrutement des civelles varie grandement d'une année à l'autre (80 % en moyenne) et qu'un niveau élevé de prélèvement non autorisé de civelles a eu lieu dans des rivières où la pêche est autorisée actuellement et dans des bassins hydrographiques où, jusqu'à tout récemment, aucun stade biologique de l'espèce n'était pêché (jachère) ou dans lesquels seules les anguilles de grande taille étaient pêchées. Les analyses des prises et de l'effort dans la pêche commerciale de la civelle indiquent que ces données ne sont pas très informatives en ce qui concerne la taille des remontes de civelles au cours d'une année de pêche donnée, particulièrement lorsque le recrutement est élevé, en raison du faible nombre d'observations disponibles. Les indices de la remonte des civelles produits ailleurs, dans les eaux de la région des Maritimes ou à proximité de celles-ci (p. ex. dans le lac West Harbor, dans le Maine), n'étaient pas corrélés avec l'indice RE-C ou, s'ils étaient corrélés, ils n'étaient pas opérationnels pendant les années où l'indice RE-C n'était pas disponible. Les abondances de l'espèce dérivées de la pêche à l'électricité ou de la surveillance dirigée des remontes des juvéniles pourraient constituer des indices supplémentaires de l'état général de l'espèce, mais il y aura un décalage de plusieurs années par rapport au recrutement au stade de la civelle. À l'heure actuelle, il n'existe aucun indice régional pouvant servir de solution de rechange à l'indice RE-C.

INTRODUCTION

L'anguille d'Amérique (*Anguilla rostrata*) est un poisson largement répandu du nord de l'Amérique du Sud jusqu'au Groenland et à l'Islande (Scott and Scott 1988). Il s'agit d'une espèce panmictique (dont tous les individus font partie d'une seule population), généralement catadrome (qui fraie en mer et qui passe une partie de sa vie en eau douce) et sémelpare (un seul épisode de reproduction suivi de la mort). La fraie se produit dans la mer des Sargasses, bien au sud des eaux territoriales canadiennes. Les juvéniles sont recrutés au stade de la civelle dans les eaux continentales canadiennes l'année qui suit celle de leur éclosion. Au Canada, l'espèce est présente dans presque toutes les eaux côtières douces, saumâtres et protégées qui sont accessibles depuis la frontière avec les États-Unis d'Amérique, au sud, jusqu'au lac Melville, au Labrador, au nord, notamment dans le bassin Laurentien des provinces de l'Ontario et de Québec et sur l'île de Terre-Neuve (Scott and Crossman 1973; Scott and Scott 1988). L'anguille d'Amérique est traditionnellement pêchée par les peuples autochtones à des fins alimentaires, sociales et rituelles (ASR), et ces pêches demeurent importantes sur le plan culturel. L'espèce soutient également des pêches commerciales et récréatives dans une grande partie de son aire de répartition canadienne. La pêche commerciale de l'anguille d'Amérique pratiquée dans la région des Maritimes (figure 1) est la seule au Canada qui entraîne des prélèvements importants aux stades de la recrue (civelle transparente ou civelle), du juvénile (anguille jaune) et de l'adulte (anguille argentée). Tous les prélèvements par pêche ont lieu avant la fraie.

Dans la région des Maritimes, les civelles sont définies par règlement comme des individus mesurant moins de 10 cm (4 po) de longueur totale, et Pêches et Océans Canada (MPO) les gèrent dans le cadre d'une pêche distincte. Un plan de gestion intégrée des pêches (PGIP) a été élaboré en 1998 (MPO 1998) pour orienter les décisions de gestion des pêches de la civelle dans la région des Maritimes. Le PGIP a été actualisé en 2018 (MPO 2018).

Les pêches de l'anguille jaune et de l'anguille argentée, généralement appelées « anguilles de grande taille » ou simplement « anguilles », sont gérées ensemble. Aucun PGIP n'a été élaboré pour ces pêches.

La dernière évaluation des pêches de l'anguille d'Amérique et de la civelle dans la région des Maritimes remonte à 2018 (MPO 2019; Bradford *et al.* 2022). L'évaluation comprenait des analyses du rapport reproducteurs-recrues (RR; ICES 2001; Chaput and Cairns 2011) afin de définir des points de référence fondés sur la mortalité pour toutes les pêches dirigées et les installations hydroélectriques, comme le recommande le cadre de gestion des pêches intégrant l'approche de précaution du MPO (MPO 2017). Conformément au document ICES (2001), le taux de mortalité qui entraîne une perte de 70 % de la biomasse reproductrice par rapport à la population sans perte due aux activités humaines (RR30) a été recommandé comme taux d'exploitation de référence limite (c'est-à-dire le taux maximal acceptable de mortalité d'origine anthropique). Le taux de mortalité qui entraîne une perte de 50 % de la biomasse reproductrice (RR50) était la valeur cible recommandée. Pour la civelle, les taux de mortalité par pêche qui correspondent à RR30 et RR50 ont été estimés respectivement à 1,2 et à 0,69 (ce qui équivaut à des taux d'exploitation de 0,7 et 0,5), uniquement en fonction de la mortalité par pêche de la civelle. L'application des points de référence a été limitée à la pêche de la civelle en raison d'un manque d'information concernant la pêche, la biomasse et la survie des anguilles de grande taille (Bradford *et al.* 2022).

Le MPO a recommandé d'utiliser l'estimation médiane à long terme de l'indice du recrutement au stade de la civelle dans la rivière East, à Chester (indice RE-C), comme principal indicateur de la productivité de l'espèce dans la région des Maritimes (MPO 2019).

Depuis 2018, le calcul d'estimations exactes des remontes tirées de la surveillance dirigée des remontes annuelles des civelles dans la rivière East, à Chester, n'a pas été fait certaines années et n'a pas été possible d'autres années en raison de facteurs extérieurs à la pêche autorisée. Cela a accru l'incertitude liée à l'avis fourni à la Direction générale de la gestion des ressources du MPO visant à étayer les décisions sur les taux d'exploitation au niveau des bassins hydrographiques par rapport au taux de mortalité par pêche acceptable le plus élevé. Compte tenu des lacunes dans les données et des incertitudes entourant les estimations annuelles du recrutement et de l'échappée des civelles dans la rivière East, à Chester, au cours des cinq dernières années, des répercussions négatives sur la productivité de l'anguille d'Amérique pourraient être observées à l'échelle régionale si les pêches dirigées et non déclarées de la civelle continuent à des taux d'exploitation jugés non durables. Alors que le MPO continue d'examiner les méthodes et les sources de données à l'appui de la gestion des pêches de l'anguille et de la civelle selon l'approche de précaution dans la région des Maritimes, la Direction générale de la gestion des ressources a demandé à la Direction des sciences de lui fournir, dans la mesure du possible, des renseignements à jour sur l'état, les tendances et la répartition des pêches de la civelle et des anguilles de grande taille de 2017 à 2022.

CADRE DE RÉFÉRENCE

Voici les objectifs précis indiqués dans le cadre de référence de ce processus régional d'examen par les pairs :

- mettre à jour les renseignements sur les prises d'anguilles de grande taille et l'effort de pêche connexe de 2017 à 2022;
- mettre à jour l'indice du recrutement de la civelle dans la rivière East, à Chester, à partir de 2018;
- évaluer des indices annuels de rechange et additionnels concernant l'abondance de l'anguille et de la civelle dans la région.

L'évaluation comprend des examens et la mise à jour des indices de l'abondance qui ont été appliqués aux évaluations récentes (Cornic *et al.* 2021) de l'état de l'anguille d'Amérique au Canada.

Le Comité sur la situation des espèces en péril au Canada (COSEPAC) a désigné l'anguille d'Amérique comme espèce préoccupante en 2006 (COSEPAC 2006) et comme espèce menacée en 2012 (COSEPAC 2012). Il est envisagé d'inscrire l'espèce en vertu de la *Loi sur les espèces en péril*.

Le présent rapport décrit le cadre de gestion pour les pêches de l'anguille et de la civelle, les sources de données disponibles et les limites connexes pour le respect des objectifs indiqués dans le cadre de référence, ainsi que les méthodes d'analyse appliquées aux données. Les résultats des analyses et l'examen des résultats sont ensuite présentés pour chaque objectif du cadre de référence.

GESTION DES PÊCHES

Outre la *Loi sur les espèces en péril*, quatre autres lois s'appliquent directement ou indirectement à l'anguille d'Amérique et aux pêches qui la ciblent : la *Loi sur les pêches*, le *Règlement de pêche (dispositions générales)*, le *Règlement de pêche des provinces maritimes* et le *Règlement sur les permis de pêche communautaires des Autochtones*. La *Loi sur les pêches* vise à protéger l'habitat du poisson, et ses règlements d'application fournissent les

outils nécessaires pour protéger, conserver et gérer les pêches. Voici quelques-unes des dispositions réglementaires les plus importantes qui s'appliquent aux pêches de l'anguille et de la civelle :

- les articles 36 à 38 du *Règlement de pêche des provinces maritimes*, qui établissent les restrictions relatives aux engins de pêche, les périodes de fermeture (saisons de pêche), les limites de longueur et les quotas pour la pêche récréative;
- l'article 6 du *Règlement de pêche (dispositions générales)*, qui prévoit la prise d'ordonnances de modification pour modifier ou fermer une saison de pêche ou modifier une limite de taille définie dans le règlement;
- l'article 22 du *Règlement de pêche (dispositions générales)*, qui prévoit l'émission de conditions de permis.

Les permis de pêche de l'anguille sont valides pour un comté et pour les eaux soumises ou non aux marées. Les permis de pêche de la civelle ne sont valides que pour les bassins hydrographiques côtiers mentionnés dans les conditions propres à chaque permis.

ANGUILLES DE GRANDE TAILLE (JAUNES ET ARGENTÉES)

Il n'y a pas de cibles de gestion ni de quotas de prises pour les pêches commerciales, commerciales communautaires, récréatives ou à des fins ASR qui ciblent l'anguille dans la région des Maritimes. Cependant, la réglementation et les politiques de délivrance des permis ont changé au fil du temps en réponse à des préoccupations liées à la conservation. Depuis mai 1993, aucun nouveau permis de pêche commerciale de l'anguille n'a été délivré et la réémission de permis n'a été autorisée qu'aux titulaires enregistrés l'année précédente. Le nombre de permis de pêche récréative de l'anguille a été gelé en 1997. Les prises étaient assujetties à des limites de taille et quotidiennes, et l'effort était limité à l'utilisation d'un maximum de quatre casiers. Tous les permis récréatifs restants sont non transférables et à accès fermé.

Exigences des règlements en vigueur :

- Un permis est nécessaire pour la pêche commerciale (y compris commerciale communautaire) ou récréative, sauf pour la pêche à la ligne ou le harponnage dans les eaux soumises aux marées. Les méthodes de pêche autorisées sont les lignes, les casiers, les pièges (verveux et fascine), les épuisettes et les nigogues. Les palangres et les lignes fixes sont autorisées au Nouveau-Brunswick. Dans les eaux intérieures, la saison est fermée à différentes périodes : du 1^{er} novembre au 14 août pour la pêche au piège et toute l'année pour la pêche à la nigogue.
- Il faut conserver une distance de 200 m par rapport à tout engin de pêche déjà installé.
- Les engins de pêche ne doivent pas être laissés sans surveillance pendant plus de 72 heures.
- Les engins de pêche doivent porter le nom de leur propriétaire et l'immatriculation du bateau utilisé, s'il y a lieu.
- Du lever au coucher du soleil, dans les eaux intérieures de la Nouvelle-Écosse, les pièges doivent avoir une ouverture de 90 cm pour permettre aux poissons de s'en échapper et les verveux ne doivent pas pouvoir capturer des poissons.
- Les anguilles de moins de 35 cm de longueur totale doivent être libérées vivantes.

-
- Tous les engins doivent être munis de mécanismes d'échappement dont les ouvertures mesurent 1 po (2,5 cm) sur 0,5 po (1,27 cm).
 - Les anguilles ne peuvent être conservées comme prises accessoires dans aucune pêche [article 33 du *Règlement de pêche (dispositions générales)*].
 - Depuis 2014, aux termes des conditions de leur permis, les titulaires doivent soumettre leurs journaux de bord à une entreprise de vérification à quai pour la saisie des données. Comme le respect des conditions du permis est une exigence pour pouvoir mener des activités de pêche commerciale, cette mesure exige essentiellement que les titulaires de permis déclarent leurs activités de pêche de l'année précédente (ou indiquent qu'ils n'ont pas pêché) avant de pratiquer la pêche commerciale pendant l'année en cours. Les journaux de bord retournés fournissent des renseignements sur les prises et l'effort quotidiens, par type d'engin et par bassin hydrographique.

CIVELLES

Lieux de pêche

La pêche commerciale de la civelle a commencé en tant que pêche d'allocation aux entreprises en 1996, après plusieurs années de pêche expérimentale qui avaient débuté en 1989. Entre 1998 et 2021, le nombre de permis était limité à neuf : huit permis de pêche commerciale et un permis de pêche commerciale communautaire. Deux autres permis de pêche commerciale communautaire ont été délivrés en 2022 et 2023 afin de faciliter une participation accrue des Premières Nations. Tous les permis délivrés par le MPO précisent les zones de pêche (rivières et ruisseaux désignés), les quantités et les types d'engins autorisés, ainsi que le nombre maximal de pêcheurs pouvant être déployés pour l'exploitation d'un quota individuel non transférable.

Les zones de pêche ont été approuvées lorsqu'aucune pêche commerciale des anguilles de grande taille n'y avait eu lieu dans les trois années précédentes. L'efficacité de cette pratique, en tant que moyen de décourager la pêche des anguilles de grande taille et de la civelle dans le même bassin hydrographique, a été évaluée en 2018. Cette évaluation a permis de maintenir à moins de 10 % le chevauchement entre les zones de pêche des anguilles de grande taille et de la civelle (MPO 2019). Le maintien de la séparation spatiale entre ces deux pêches demeure un facteur important à prendre en considération lors de l'examen des demandes des titulaires de permis qui souhaitent échanger une rivière dans laquelle ils sont autorisés à pêcher contre un nouveau site de pêche, et lors de l'autorisation de sites qui peuvent accroître la participation des Premières Nations à la pêche de la civelle.

Total autorisé des captures et quotas individuels

Les quotas individuels et les circonstances dans lesquelles les titulaires de permis de pêche à la civelle peuvent pêcher au-delà de leur quota ont changé avec le temps. De 1998 à 2004, le quota individuel était fixé à 1 333 kg de poids humide pour les huit permis de pêche commerciale et à 400 kg de poids humide pour le permis de pêche commerciale communautaire, ce qui correspondait à un total autorisé des captures (TAC) global de 11,06 t. Chaque titulaire de permis pouvait demander une augmentation du quota de 30 % une fois son quota individuel atteint, ce qui portait les prises maximales annuelles potentielles à 1 733 kg de poids humide pour les permis de pêche commerciale et à 520 kg de poids humide pour le permis de pêche commerciale communautaire.

En 2005, en réponse aux préoccupations exprimées au sujet de l'état de l'anguille d'Amérique au Canada (MPO 2010; COSEPAC 2012), les quotas individuels ont été réduits de 10 %, à

1 200 kg (n = 8) et 360 kg (n = 1) de poids humide, soit une réduction du TAC à 9,96 t. La possibilité de demander une augmentation de 30 % d'un quota individuel a été supprimée. Cependant, les titulaires de permis pouvaient demander une augmentation de 10 % de leur quota (120 kg et 36 kg) si les poissons étaient capturés pour l'empoissonnement en vue de la conservation dans les eaux canadiennes¹.

En 2021, le MPO a réaffecté 1 200 kg de quota de la pêche commerciale de la civelle membres des Premières Nations de Kespukwilk en Nouvelle-Écosse et des Premières Nations Wolastoqey au Nouveau-Brunswick pour appuyer leur participation accrue. Le quota individuel pour les huit permis de pêche commerciale a été réduit de 14 %, ce qui a donné lieu à un quota individuel de 1 035,6 kg pour les sept permis de pêche commerciale et de 310,7 kg pour l'autre. Le quota individuel pour le permis de pêche commerciale communautaire n'a pas été réduit.

Limites de prises dans les rivières

Les débarquements de civelles provenant des différentes rivières sont plafonnés à 400 kg depuis le début de la pêche commerciale en 1996 (figure 2) de façon à réduire le risque de surpêche locale; ainsi, il est essentiellement exigé que les titulaires de permis pêchent dans un certain nombre de rivières pour atteindre leur quota individuel. Un examen informel de la pêche (vers 2008) pratiquée dans la rivière East, à Chester (RE-C), en Nouvelle-Écosse, pour laquelle des estimations de l'échappée des civelles après la pêche étaient disponibles pour les années 1996 à 2002, a indiqué des remontes annuelles de moins de 400 kg pour six des sept années. Par la suite, les gestionnaires des pêches ont adopté successivement des pratiques pour tenter de réduire le risque de surpêche locale. Depuis 2010 environ, des limites de prises dans les rivières équivalant à 1,5 kg de civelles par kilomètre carré d'habitat récepteur, avec des prélèvements ne dépassant pas 400 kg par rivière, ont été mises en œuvre chaque fois que les titulaires de permis demandaient à échanger une rivière visée par un permis pour une autre. La figure 2 résume les changements apportés aux limites de prises dans les rivières dans le temps. Les limites de prises ont été ajustées pour toutes les rivières à compter de la saison de pêche 2019, après l'élaboration des limites recommandées et des niveaux de référence cibles fondés sur la mortalité (MPO 2019). Les limites de prises dans les rivières ont été fixées à 200 kg pour les bassins hydrographiques de 150 km² ou moins et à 300 kg pour les bassins hydrographiques de 150 à 300 km². Les limites de prises dans les rivières pour les bassins hydrographiques de plus de 300 km² sont demeurées à 400 kg (ou moins si elles avaient déjà été ajustées à la baisse selon la norme de 1,5 kg/km²). Depuis 2021, toutes les limites de prises dans les rivières sont fondées sur des prises équivalant à 1,5 kg/km² jusqu'à un maximum de 400 kg par rivière. Les limites de prises dans les rivières en vigueur pour les bassins hydrographiques de moins de 750 km² sont illustrées à la figure 3, avec les niveaux de référence RR30 et RR50.

Engins de pêche

Les titulaires de permis ne sont pas limités à l'utilisation d'un seul type d'engin lorsqu'ils pêchent dans un lieu précis (autrement dit, ils peuvent pêcher à l'épuisette pendant qu'un engin fixe est installé). Cependant, le nombre de pièges qui peuvent être installés dans une rivière de pêche désignée est limité, habituellement à un maximum de deux ou trois, selon le permis. Les

¹ Environ 6 215 500 civelles acquises auprès de titulaires de permis de pêche commerciale ont été transférées dans le bassin Laurentien entre 2005 et 2010 (Stacey *et al.* 2014). Personne ne connaît la proportion de ces civelles qui avaient été pêchées en vertu du quota supplémentaire de 10 % alloué à l'empoissonnement en vue de la conservation, mais elle était probablement faible ou modérée.

distances minimales entre les engins sont définies. Le nombre de personnes qui peuvent pêcher la civelle à l'épuisette dans une rivière donnée en même temps n'est pas limité, à condition de ne pas dépasser le maximum indiqué sur le permis. L'utilisation d'ailes lors de la pêche à l'épuisette est limitée et assujettie à des restrictions sur la largeur maximale du chenal qui peut être bloquée (un tiers et deux tiers respectivement dans les eaux de marée et les eaux sans marée).

SOURCES ET LIMITES DES DONNÉES

INDICES DÉPENDANTS DE LA PÊCHE

Potentiel, prises et effort de la pêche des anguilles de grande taille

Les registres des activités de pêche de l'anguille préalables à 2008 ne fournissent pas de renseignements détaillés sur les lieux de pêche, les prises par permis, les captures par unité d'effort ni les prises par type d'engin pour la pêche dans la région des Maritimes (Bradford 2013). Contrairement à la pêche de la civelle, où les titulaires de permis sont autorisés à pêcher seulement dans les bassins hydrographiques de rivières précises, les permis de pêche à l'anguille sont valides pour un comté situé dans les parties du Nouveau-Brunswick et de la Nouvelle-Écosse qui se trouvent dans la région des Maritimes (figure 4). Les réseaux fluviaux où la pêche a eu lieu dans le comté n'étaient pas été déclarés. Une tentative lancée en 2000 pour la consignation des lieux de pêche commerciale dans les journaux de bord s'est soldée par un échec. Les renseignements supplémentaires demandés ont été peu fournis et le taux de retour des journaux de bord était faible (MPO, données inédites). Les journaux de bord n'ont pas été distribués pour la saison de pêche 2008.

Un journal de bord remanié qui permettait d'enregistrer l'activité de pêche quotidienne selon le lieu, le type d'engin, le nombre d'engins et la durée d'immersion était disponible pour la saison de pêche 2009. La condition de permis qui exigeait le retour des journaux de bord au MPO avant la saison de pêche suivante est demeurée peu respectée.

Depuis le début de la saison de pêche 2014, les titulaires de permis ne reçoivent pas leurs conditions de permis avant d'avoir démontré qu'ils ont soumis leurs journaux de bord de la saison précédente à une entreprise de vérification à quai pour la saisie des données. Le respect des conditions de permis est exigé avant le début de l'activité de pêche commerciale. De nombreux titulaires de permis ne soumettent leur journal de bord à une entreprise de vérification à quai que peu de temps avant le moment où ils prévoient pêcher, ce qui peut entraîner un retard d'environ un an dans la production des rapports tirés des journaux de bord. Les débarquements doivent donc être considérés comme potentiellement incomplets pour l'année de la compilation des données et l'année précédente.

L'étendue géographique de l'activité de pêche de l'anguille pratiquée à des fins ASR n'est pas bien connue et, de ce fait, l'étendue du chevauchement entre les pêches à des fins ASR et commerciales est inconnue. Il est supposé que la pêche à des fins ASR peut avoir lieu dans toutes les eaux côtières et intérieures de la région des Maritimes.

Les débarquements déclarés par province pour les années 1950 à 2016 sont résumés dans Bradford *et al.* (2022). Les données sur les prises et l'effort sont assujetties aux mêmes limites concernant le retour des journaux de bord que celles décrites pour les lieux de pêche. Les registres des prises et de l'effort dans la pêche de l'anguille pour les années antérieures à 2008 sont médiocres et conviennent mieux comme registres des débarquements annuels déclarés que comme indicateur de la situation régionale (Bradford 2013). Les efforts déployés pour améliorer la qualité des données reçues et le niveau de conformité à l'obligation de retourner

les journaux de bord depuis 2008 n'ont pas été fructueux. Les conditions plus strictes imposées à la pêche de l'anguille depuis 2015, notamment l'obligation pour les titulaires de permis de soumettre les registres de leurs activités de pêche de la saison précédente à une entreprise de vérification à quai avant de recevoir l'autorisation de pêcher l'année suivante, ont donné lieu à des registres plus détaillés des prises. Il peut encore y avoir un retard pouvant aller jusqu'à un an, comme il est susmentionné. Les résultats de la présente évaluation des activités de pêche annuelles par rapport au nombre de permis délivrés, au type et à la quantité d'engins de pêche qui pourraient être utilisés et à la participation à la pêche sont considérés comme provisoires pour 2022.

Il n'y a pas d'analyse systématique de l'information sur les débarquements de la pêche à des fins ASR. Les renseignements sur la délivrance des permis, y compris la déclaration des types et du nombre d'engins de pêche autorisés en vertu de chaque permis, sont disponibles pour les pêches commerciale, commerciale communautaire et récréative.

Potentiel, prises et effort de la pêche de la civelle

Les registres de pêche annuels sont disponibles depuis 1996, sauf en 2008, année où les journaux de bord n'ont pas été distribués aux titulaires de permis. Les données brutes des journaux de bord contiennent de nombreuses inexactitudes attribuables aux erreurs de saisie des données, à une déclaration incohérente d'une année à l'autre pour ce qui est du poids humide par rapport au poids sec (poids humide moins 25 %) et au manque d'uniformité dans la désignation des lieux de pêche. Avant 2016, l'effort et les prises quotidiennes pour chaque site de pêche n'étaient pas toujours séparés par type d'engin, particulièrement entre les activités de pêche à l'épuisette et au verveux. Bien que bon nombre des problèmes importants liés à la qualité des données aient été résolus pour les registres existants, les titulaires de permis n'estiment pas toujours le poids des prises selon le type d'engin au bord de l'eau avant de les transporter dans les installations de parage. L'évaluation des prises et de l'effort dans la pêche de la civelle pour les titulaires de permis individuels et pour toute la pêche demeure donc limitée à des évaluations grossières des prises et de l'effort, c'est-à-dire du total annuel des prises et du nombre d'heures de pêche, sans sous-division par type d'engin ou par lieu de pêche.

Le sous-ensemble de données propres à la rivière East, à Chester, est encore examiné et révisé en profondeur avec l'aide du titulaire de permis, et il comprend les prises pour 2008 qui ne sont pas disponibles pour les autres permis. Ces données permettent d'évaluer le succès et l'exploitation de la pêche annuelle par rapport aux estimations annuelles du recrutement de la civelle dans la rivière, qui sont disponibles pour les années 1996 à 2002, 2008 à 2019, 2021 et 2022.

Il n'y a pas de prises accessoires importantes d'anguille ou de civelle dans les pêches commerciale, commerciale communautaire et récréative.

INDICES INDÉPENDANTS DE LA PÊCHE

Relevés régionaux par pêche à l'électricité

Les communautés de poissons d'eau douce font l'objet d'une surveillance dans de nombreuses rivières de la Nouvelle-Écosse (N.-É.) et du Nouveau-Brunswick (N.-B.) au moyen de relevés annuels ou périodiques par pêche à l'électricité. L'objectif principal de ces relevés est d'estimer l'abondance et les tendances des saumons atlantiques juvéniles (p. ex. Bowlby *et al.* 2013). Bien que ces relevés n'aient pas été conçus spécialement pour l'anguille d'Amérique, ils constituent la seule source de données régionale disponible pour l'établissement d'un indice indépendant des pêches de l'abondance de cette espèce en eau douce. Les prises accessoires

moyennes annuelles d'anguilles lors du premier passage dans les sites fermés et ouverts dans un sous-ensemble des rivières étudiées, à savoir les rivières LaHave et St. Mary's (N.-É.) et la rivière Nashwaak (N.-B.; figure 5), ont donc déjà été présentées (Cairns *et al.* 2014; Cornic *et al.* 2021) en tant qu'indicateur de l'état. Ces séries de données, mises à jour jusqu'en 2015, décrivaient un profil mutuellement uniforme d'estimations de l'abondance supérieures les premières années (fin des années 1980 ou milieu des années 1990 selon la série de données) que dans les dernières années du relevé, dénotant une diminution globale de l'abondance, qui a été relativement stable au cours des dernières années (Cornic *et al.* 2021).

Une analyse approfondie des relevés annuels et périodiques effectués dans les rivières de la Nouvelle-Écosse (résumés dans DFO 2017 et Bowlby 2018) a confirmé les tendances à la baisse par rapport aux sommets des séries, peut-être de jusqu'à 89 % sur 10 ans (DFO 2017). L'analyse a également indiqué qu'il faut intégrer les données sur les prises propres au site pour que les estimations de la variation d'une année à l'autre de l'abondance des anguilles soient statistiquement robustes. Les analyses des données sur les prises accessoires lors de la pêche à l'électricité dans les ensembles de données sur les rivières Nashwaak, St. Mary's et LaHave dans Cornic *et al.* (2021) ont montré que le débit de la rivière et la température de l'eau influençaient les taux de prise.

Indices de l'abondance des anguilles argentées

Il n'existe aucune estimation publiée de l'échappée des anguilles argentées dans les principales rivières de la région des Maritimes. La surveillance annuelle des remontes d'anguilles argentées dans le ruisseau du lac Oakland et le ruisseau du lac Eel, deux petits bassins hydrographiques sur la côte atlantique de la Nouvelle-Écosse (tableau 1, figure 5), a commencé en 2011 et 2014, respectivement. Les données de dénombrement, qui représentent la remonte relative annuelle, sont disponibles pour les années 2011 à 2017 et 2022 pour le ruisseau du lac Oakland, et pour les années 2014 à 2021 pour le ruisseau du lac Eel. Il n'y a pas de pêche autorisée des civelles dans ces bassins. Aucune pêche commerciale des anguilles de grande taille n'a été recensée dans ces deux ruisseaux au cours des dernières années.

Indices de l'abondance des civelles

Rivière East, à Chester

La surveillance, appuyée par l'industrie, de la période, de la taille et des caractéristiques biologiques des remontes annuelles des civelles dans la rivière East, à Chester, un bassin hydrographique de 137 km² situé dans le sud-ouest de la Nouvelle-Écosse (figures 5 et 6), a eu lieu de 1996 à 2002, de 2008 à 2019, en 2021 et en 2022. Les données sur les dénombrements et les prises de civelles dans la rivière ont été fréquemment utilisées ensemble comme indicateur de l'état de la civelle dans la région (Bradford 2013; Cairns *et al.* 2008; Cairns *et al.* 2014, COSEPAC 2006, COSEPAC 2012, MPO 2014, 2018, Cornic *et al.* 2021). Des détails sur les protocoles de surveillance de la civelle sont disponibles dans Bradford *et al.* (2022).

En bref, des pièges sont installés le long d'une rive en aval d'un seuil rocheux au printemps lorsque les conditions de la rivière et les conditions météorologiques le permettent. Ce seuil empêche la migration en amont des civelles. L'eau de la rivière poussée par gravité dans les pièges agit comme un flux d'attraction et entraîne les civelles dans des boîtes de retenue qui sont vérifiées une ou deux fois par jour selon l'intensité de la remonte. Les données sur l'abondance ainsi obtenues (nombre de civelles et poids humide des prises dans les pièges), combinées aux données quotidiennes sur les prises et l'effort de la pêche commerciale dans les eaux de marée en aval du site de surveillance (figure 6) servent à produire des estimations de la remonte totale, de l'échappée après la pêche et de l'exploitation par la pêche.

La taille des civelles peut diminuer considérablement pendant la durée de la montaison annuelle. Ces changements compliquent l'estimation de la remonte en nombre de civelles lorsque les prises quotidiennes sont importantes et que le dénombrement à la main devient peu pratique. Avant 2016, les remontes étaient mesurées volumétriquement. Des facteurs de conversion (civelles par unité de volume) étaient utilisés pour convertir les estimations volumétriques en nombre de civelles. Depuis 2017, les remontes quotidiennes sont estimées en kilogrammes de poids humide, conformément aux protocoles de pesée des prises définis dans les conditions de permis (Bradford *et al.* 2022). Des sous-échantillons composés d'environ 100 civelles par gramme (0,1 g) sont pesés, et le nombre total de civelles est déterminé pour la déclaration des prises en nombre de civelles par gramme.

Indices de l'abondance des civelles dans les autres rivières

L'utilité potentielle de deux autres indices, actuels ou anciens, de l'abondance régionale des civelles a été évaluée en tant que compléments ou solutions de rechange à l'indice RE-C. Il s'agissait de l'indice du lac West Harbor, dans l'État américain du Maine, et de l'indice du ruisseau du lac Eel, en Nouvelle-Écosse (emplacements indiqués sur la figure 5).

Ruisseau du lac Eel, Nouvelle-Écosse, Canada

Le ruisseau du lac Eel, en Nouvelle-Écosse (figure 5), est un bassin versant de 3,7 km² situé à environ 100 km à l'est de la rivière East, à Chester. Des estimations de la remonte des civelles dans le ruisseau du lac Eel ont été acquises en vertu d'un permis scientifique par South Shore Trading Inc. Ltd, Port Elgin (Nouveau-Brunswick), pour les années 2014 à 2019. Les estimations quotidiennes de la remonte ont été obtenues par dénombrement manuel et volumétrique, avec une conversion subséquente en nombre de civelles à l'aide des facteurs de conversion du nombre de civelles par unité de volume lorsque le dénombrement manuel n'était pas pratique.

Le ruisseau du lac Eel partage un estuaire avec le bassin versant de la rivière Musquodoboit, beaucoup plus grand (719 km²), où les civelles sont pêchées commercialement. L'incidence de la pêche commerciale sur les estimations de la remonte des civelles dans le ruisseau du lac Eel est supposée faible parce que les emplacements de la pêche commerciale sont situés à un ou deux kilomètres plus à l'intérieur des terres par rapport à la limite des marées, dans l'embouchure du ruisseau du lac Eel.

Lac West Harbor, Maine, États-Unis

Les renseignements ci-dessous sont tirés de ASMFC (2023, page 35) concernant un relevé des civelles effectué à la limite des marées dans le lac West Harbor, dans le Maine, aux États-Unis, de 2001 à 2020.

- C'est dans le lac West Harbor qu'a lieu le relevé des jeunes de l'année mandaté par l'État du Maine, qui est réalisé depuis 2001. Ce relevé utilise un piège de type « irlandais » et prélève habituellement des échantillons d'avril à juin, selon la montaison. Pendant la remonte, l'engin reste immergé pendant 6 à 24 heures et vérifié trois à cinq fois par semaine.
- La longueur, le poids et la pigmentation de 60 civelles sont mesurés une ou deux fois par semaine. La température, le niveau et le débit de l'eau sont recueillis dans le cadre du relevé.
- L'utilisation de modèles linéaires généralisés a été mise à l'essai avec les données du lac West Harbor, mais ils posaient des problèmes de convergence. Un indice nominal a été élaboré, comme pour l'indice de référence de 2012.

-
- L'indice de l'abondance des jeunes de l'année dans le lac West Harbor variait tout au long de la série chronologique, avec de nombreux creux et sommets. En 2017, le relevé a indiqué la plus forte abondance de jeunes de l'année dans la série chronologique, mais les abondances des dernières années sont semblables à celles des premières années du relevé.

L'ASMFC signale qu'une analyse de Mann-Kendall (M-K) des tendances (ASMFC 2023; page 126) a permis de déduire une tendance positive dans l'indice au fil du temps ($n = 19$, $\tau = 0,35$, $p = 0,042$). Le bassin versant du lac West Harbor a été estimé à 13,3 km² au moyen d'un polygone tracé à la main de façon à relier les hauteurs des terres représentées sur la carte de base numérique ArcGIS.

Indices de l'abondance des juvéniles

Les dénombrements d'anguilles jaunes ont été peu fréquents (2002, 2004, 2007, 2021 et 2022) à l'installation d'évaluation du MPO située aux chutes Morgan, sur la rivière LaHave, à New Germany (figure 5), dans le cadre d'un effort continu visant à établir le passage des anguilles et une capacité de surveillance des anguilles sur le site. Des rampes et des pièges semblables à ceux utilisés pour les civelles de la rivière East, à Chester, ont été installés le long du bord d'une fosse en béton et d'un déversoir qui contournent les chutes. Des sous-échantillons des prises étaient mesurés et pesés, et des otolithes ont été prélevés pour la détermination de l'âge des anguilles.

Les dénombrements ne constituent pas un recensement complet des anguilles en montaison durant l'une des cinq années d'échantillonnage. Cependant, la période de montaison et les caractéristiques selon la taille et l'âge des individus échantillonnés sont présentés afin d'étayer les discussions sur la faisabilité d'établir des indices pour les classes d'âge comprises entre les civelles et les anguilles jaunes qui sont habituellement capturées dans les relevés par pêche à l'électricité de la région des Maritimes.

ANALYSES DES DONNÉES

PERMIS, DÉBARQUEMENTS ET EFFORT PAR ENGIN

Les renseignements sur les permis de pêche commerciale de l'anguille d'Amérique concernant la disponibilité des permis et le nombre total d'engins par type (casiers, pièges, déversoirs) déjà présentés dans Bradford *et al.* (2022) pour les années 2015 et 2016 ont été étendus pour la production de résumés jusqu'à la saison de pêche 2022. Les journaux de bord retournés ont été utilisés pour la mise à jour jusqu'à la saison de pêche 2022 du nombre de permis délivrés, du nombre de permis actifs, du nombre d'engins (par type) et du poids (en kilogrammes) des prises déclarées au moment de la vente, par province.

Cette évaluation ne met pas à jour l'étendue annuelle de la séparation spatiale entre les pêches des anguilles de grande taille et des civelles, telle qu'elle est présentée pour les années 2015 et 2016 dans Bradford *et al.* (2022). Des activités non autorisées et répandues de pêche de la civelle, bien qu'elles ne soient pas documentées quantitativement, ont eu lieu toutes les années depuis l'évaluation de 2018, dans la mesure où la pêche de la civelle a été fermée par un arrêté de gestion des pêches en 2020 et de nouveau en 2023. Comme personne ne connaît l'ampleur de la séparation spatiale associée aux prélèvements de l'espèce au stade de la civelle par rapport aux stades biologiques ultérieurs depuis 2018, les estimations de l'ampleur de la séparation des pêches pour les années postérieures à 2018 ne sont pas exactes.

Le MPO n'a reçu aucun rapport d'activité de pêche en vertu des permis de pêche commerciale communautaire (anguilles de grande taille) pour les saisons de pêche 2015 et 2016.

INDICES DE L'ABONDANCE DES CIVELLES

Le poids total annuel (kg) des civelles de la rivière East, à Chester, (échappée) piégées dans les boîtes de collecte et les débarquements (prises) déclarés de la pêche commerciale qui est pratiquée à courte distance en aval des sites de dénombrement afin d'estimer la remonte totale annuelle (en kilogrammes et en nombre de civelles) ont été utilisés pour les années 1996 à 2002 et 2008 à 2018.

La qualité des données recueillies sur la remonte annuelle (prises commerciales plus échappée) des civelles dans la rivière East, à Chester, depuis la dernière évaluation (MPO 2018) est médiocre. En 2019, la surveillance s'est déroulée conformément aux protocoles établis. Rien n'indique qu'une pêche non autorisée ait entraîné des prélèvements non documentés de civelles. La surveillance a été suspendue en 2020 en raison des restrictions liées à la COVID-19. La pêche commerciale dans la rivière a été fermée au milieu de la saison par un arrêté de gestion des pêches.

Une pêche non autorisée de la civelle a eu lieu en 2021 et 2022. Les estimations de la remonte pour ces années sont donc considérées comme des estimations minimales. Aucune pêche de la civelle à des fins scientifiques n'a été autorisée dans la rivière East, à Chester, en 2023, et aucune surveillance n'a eu lieu. Ensemble, ces facteurs limitent l'analyse des données à la prise en compte du niveau de recrutement de la civelle par rapport à la moyenne de 1996 à 2018. Cette moyenne de la série chronologique constitue la base de l'établissement des limites de prises dans les rivières pour la pêche commerciale de la civelle (MPO 2018, Bradford *et al.* 2022).

Une régression linéaire a été utilisée pour évaluer si le recrutement annuel de la civelle, dans le ruisseau du lac Eel ou le lac West Harbor, était corrélé avec l'indice RE-C.

La variabilité relative de la remonte entre les trois bassins hydrographiques indiciaires a été examinée après normalisation des remontes en fonction d'une superficie unitaire (km²) de l'habitat récepteur. Les remontes, en kilogrammes et en nombre de civelles, étaient disponibles pour la rivière East, à Chester, mais les estimations pour le ruisseau du lac Eel et le lac West Harbor ont été exprimées en nombre de civelles. Un facteur de conversion de 5 000 civelles/kg a été appliqué pour une comparaison grossière des remontes en poids (kg). Les tests d'hypothèse (ANOVA, DSH Tukey) n'ont été appliqués qu'aux remontes déclarées en nombre de civelles.

PÊCHE À L'ÉLECTRICITÉ

L'évaluation des données de la pêche à l'électricité dans les rivières LaHave, St. Mary's et Nashwaak analysées dans Cornic *et al.* (2021) a révélé des problèmes de fond concernant les estimations des prises et de la superficie pour un certain nombre de sites (jusqu'en 2017). Ces problèmes semblent être en grande partie attribuables aux superficies présumées (normalisées) déclarées dans l'ensemble de données utilisé dans Cornic *et al.* (2021) qui, à leur tour, ont servi à estimer les densités d'anguilles (anguilles par 100 m²). La comparaison des températures de l'eau enregistrées dans les livres de terrain au moment de l'échantillonnage avec celles contenues dans les ensembles de données analysés dans Cornic *et al.* (2021) a révélé de nombreuses entrées de données inexactes. Par conséquent, avant la mise à jour de la série chronologique jusqu'en 2022, tous les ensembles de données ont fait l'objet d'une reconstruction après consultation des données originales. Seuls les enregistrements contenant des estimations de la superficie déterminées empiriquement à la date d'échantillonnage et

seules les valeurs vérifiables du débit et de la température de l'eau ont été conservés. Les années ont été éliminées lorsque des prises de zéro étaient sous-représentées ou surreprésentées dans l'ensemble de données contenant seulement les superficies validées (p. ex. lorsque les prises à des sites sans estimation crédible de la superficie indiquaient que les données restantes étaient biaisées).

Des indices nominaux ont été générés pour chaque ensemble de données au moyen de la moyenne arithmétique et des erreurs types de la densité des anguilles pour chaque année. Des modèles linéaires généralisés à effets mixtes (MLGM) utilisant une structure binomiale négative avec excès de zéros ont été utilisés pour la génération de trois indices supplémentaires représentant, dans l'ordre : 1) toutes les observations contenant l'emplacement et des estimations de la superficie (m^2); 2) toutes les observations contenant l'emplacement, la superficie et le débit (m^3/sec); 3) toutes les observations contenant des renseignements sur l'emplacement, la superficie, le débit et la température de l'eau ($^{\circ}C$; tableau 2).

Le progiciel TMB dans R (Brooks *et al.* 2017) a servi à ajuster les MLGM. Toutes les analyses statistiques ont été effectuées dans R (R Core Team 2019).

Les MLGM ont été générés selon l'ordre d'entrée et les protocoles d'évaluation adoptés dans Cornic *et al.* (2021) pour les séries chronologiques des prises, de l'effort et des facteurs environnementaux. Les modèles ont été choisis en fonction des critères d'information d'Aikake (CIA).

Aucune analyse de puissance des tendances n'a été tentée pour les indices de la pêche à l'électricité en raison de la forte proportion et de la longueur (années) des lacunes dans les années de relevé pour deux des trois rivières (LaHave et St. Mary's). Des modèles autorégressifs à moyennes mobiles intégrées (ARMMI) ont été exécutés et ajustés sans interpolation des valeurs manquantes au modèle MLGM le mieux ajusté pour les séries de chaque rivière à l'aide des fonctions « surveyfit » et « surveyre » du progiciel *fishmethods* dans R (Nelson 2018). Tous les modèles ARMMI ont été exécutés selon l'ordre par défaut $c(0,1,1)$ pour la fonction « surveyref ». Les probabilités que les années terminales de l'ensemble de données soient inférieures aux 25^e, 50^e et 75^e quantiles ont été déterminées. Une analyse de Mann-Kendall (M-K) des tendances, un test non paramétrique des tendances monotones dans les données ordonnées dans le temps (Gilbert 1987), a été appliquée à la série de données ajustées par les modèles ARMMI afin d'inspecter les données pour détecter la présence d'une tendance croissante, décroissante ou l'absence de tendance. L'hypothèse nulle est que la série chronologique est indépendante et identiquement distribuée, c'est-à-dire qu'il n'y a pas de tendance significative dans le temps. La normalité des résidus a été testée (test de Shapiro-Wilk).

PRISES ET EFFORT DANS LA PÊCHE COMMERCIALE DE LA CIVELLE

Les prises annuelles totales (t) et l'effort, défini comme étant la durée (en jours) de l'activité de pêche entre le premier jour et le dernier jour où une prise a été déclarée, ont été utilisés pour l'exploration de la variabilité du succès de la pêche entre les années, ainsi que la relation avec l'indice RE-C pour un sous-ensemble des pêches de la civelle autorisées par le MPO. Les registres des prises associés aux permis dont le quota individuel était faible ou aux pêches pour lesquelles les lieux de pêche avaient beaucoup changé au fil du temps n'ont pas été pris en compte. Les six autres pêches autorisées ont reçu un identificateur numérique choisi au hasard et ont été traitées comme un effet aléatoire dans tous les exercices de modélisation subséquents.

Afin de faciliter la prise en compte des changements dans le temps des quotas individuels et des tolérances pour la pêche au-delà du quota individuel attribué à chaque permis (voir la section sur le total autorisé des captures et les quotas individuels des permis), tous les registres annuels des prises ont été tronqués à la date où le quota individuel a été atteint. Les facteurs pris en compte dans les analyses étaient l'incitatif à pêcher au cours d'une année donnée (une valeur binaire pour indiquer si le prix par kilogramme dépassait 400 \$) et si les prises annuelles se situaient dans les 90 % du quota individuel (une autre valeur binaire pour tenir compte de l'arrêt de la pêche avant d'atteindre le quota pour des raisons intrinsèques aux différentes pêches).

La relation entre les prises et l'effort et les captures par unité d'effort (CPUE; kg/jour) par rapport à l'année et l'indice RE-C nominal a été explorée au moyen d'une régression linéaire. Des MLGM ont été mis au point en supposant une distribution de Tweedie et en traitant chacun des six permis comme un effet aléatoire, le logarithme de l'effort comme une compensation et un certain nombre d'indices pour le prix de la civelle et le succès de la pêche par rapport au quota individuel comme facteurs. Les prises et les CPUE par rapport à l'année, les indices générés par les MLGM sans référence à l'indice RE-C ont ensuite été régressés par rapport à l'indice RE-C.

Toutes les analyses étaient fondées sur les prises déclarées dans les journaux de bord; toutefois, elles ne peuvent pas être présentées directement en raison de contraintes liées à la protection des renseignements personnels. Les prises sont donc décrites dans le présent rapport comme une proportion de la plus forte prise annuelle enregistrée au cours d'une année pour l'ensemble des pêches et pour chaque pêche individuelle autorisée.

RÉSULTATS ET DISCUSSION

OBJECTIF 1 : METTRE À JOUR LES RENSEIGNEMENTS SUR LES PRISES D'ANGUILLES DE GRANDE TAILLE ET L'EFFORT DE PÊCHE CONNEXE DE 2017 À 2022

Le secteur actif de la pêche de l'anguille de grande taille est demeuré petit par rapport à la pêche avec une pleine participation de tous les titulaires de permis. Le nombre de permis déclarant des prises a varié entre 16 et 32 par année depuis 2016 (tableau 3). On estime que la pêche a été réduite en 2020 en raison de facteurs liés à la COVID. L'information disponible pour 2022 est considérée comme préliminaire, car tous les titulaires de permis actifs n'avaient peut-être pas encore déclaré leurs prises au moment où les données ont été compilées. Une fourchette de 24 à 30 permis actifs chaque année est jugée raisonnable. Le secteur de la pêche du Nouveau-Brunswick est resté plus petit d'environ 20 à 25 % que celui de la Nouvelle-Écosse en termes de permis actifs, mais il représentait 50 % ou plus des débarquements déclarés certaines années.

Sur la base des débarquements déclarés, le nombre de permis commerciaux actifs a diminué au cours de la dernière décennie.

Le nombre de permis de pêche de l'anguille disponibles a continué à diminuer avec le temps, passant de 426 en 2017 à 370 en 2022 (tableau 4, figure 7). Vingt-deux permis ont été échangés contre des permis de pêche au crabe vert : 4 en 2017, 6 en 2018, 5 en 2019, 3 en 2020 et 4 en 2021. La pratique consistant à ne pas renouveler les permis de pêche récréative lorsque les participants quittent la pêche a entraîné une baisse de 10 permis, le nombre passant de 119 en 2017 à 109 en 2022. Le secteur commercial reste plus important que le secteur commercial communautaire ou le secteur récréatif. De 2017 à 2022, les permis actifs représentaient entre 6 et 11 % des permis disponibles pour l'anguille.

Les quantités d'engins autorisées pour la pêche de l'anguille ont aussi diminué avec le temps, passant de 24 035 unités en 2017 à 21 106 unités en 2022 (tableau 4). La quantité d'engins associés aux permis commerciaux déclarant des prises d'anguilles reste une composante mineure de la quantité totale qui pourrait être posée, entre 6 et 11 % par an (tableau 4, figure 7).

Les quantités de tous les types d'engins ont diminué entre 2017 et 2022 (tableau 5). Le nombre de casiers est passé de 21 929 à 19 199, celui des verveux de 2 075 à 1 889 et celui des fascines de 25 à 19 installations. Le nombre de palangriers commerciaux est resté inchangé à six.

Sur la base des débarquements déclarés de la pêche de l'anguille de grande taille, le nombre de permis commerciaux actifs a diminué au cours de la dernière décennie. Ces dernières années, il semble que la pêche ait été pratiquée par un petit groupe uniforme de titulaires de permis (de 9 à 11 % du nombre total de permis; tableau 4). Par conséquent, le nombre d'anguilles débarquées est nettement inférieur à ce qu'il était dans le passé, lorsque la participation, en termes de participants et d'engins déployés, était beaucoup plus importante (figure 8).

Un grand nombre de permis de pêche commerciale de l'anguille ne sont pas activement utilisés à l'heure actuelle, ce qui représente un niveau élevé d'engins latents. On sait que la civelle fait actuellement l'objet d'un niveau élevé de pêche non autorisée. Ces facteurs représentent des sources d'exploitation potentielle et réalisée de l'anguille, respectivement, dans la région des Maritimes, qui ne sont pas reflétées dans les prises déclarées d'anguilles et de civelles, et constituent des sources d'incertitude pour la présente évaluation.

Ni les prises récréatives ni les prises à des fins ASR ne sont déclarées de manière uniforme sur une base annuelle, bien que les données disponibles indiquent que ces pêches sont de moindre envergure.

OBJECTIF 2 : METTRE À JOUR L'INDICE DE RECRUTEMENT DE LA CIVELLE DANS LA RIVIÈRE EAST, À CHESTER, À PARTIR DE 2018

L'indice RE-C n'a été établi que pour trois des cinq années écoulées depuis la dernière évaluation (2019, 2021 et 2022) en raison de la fermeture de la pêche pour des raisons de conservation et de sécurité publique. Les estimations de 2021 et 2022 (tableau 6, figure 9) sont considérées comme des sous-estimations, car personne ne connaît le nombre de civelles prélevées par la pêche non autorisée et non déclarée en aval des pièges à civelles. L'analyse des tendances pour toute la série chronologique commençant en 1996 n'est pas recommandée. Les trois estimations disponibles étaient supérieures à la médiane de l'estimation de la remonte pour la période de référence de 1996 à 2018 (320 kg, 2,33 kg/km²; tableau 7, figure 10) et à peu près équivalentes ou supérieures au 75^e quantile de la remonte pour la période de 1996 à 2018 (466 kg, 3,40 kg/km²). Deux des trois estimations (2019 et 2022) étaient supérieures au 75^e quantile de la remonte pour la série chronologique étendue jusqu'à 2022 (499 kg, 3,64 kg/km²; figure 10). L'indice RE-C présente une forte variabilité interannuelle, comme de nombreux indices du recrutement. L'estimation de 1 610 kg obtenue en 2022 est supérieure d'un facteur de 1,8 au précédent maximum estimé de 896 kg de la série chronologique (2018) et supérieure d'un facteur de 19 au minimum estimé de 85 kg de la série chronologique (1999).

D'autres sources d'information disponibles pour cette évaluation étaient compatibles avec l'interprétation d'un recrutement élevé au cours de ces deux années.

Les échappées dans la rivière East, à Chester, dépassent le niveau de référence RR50 depuis 2018 (figure 11), comme c'était le cas depuis 2016, et sont demeurées au-dessus du seuil

RR30 depuis le début de la pêche en 1996 (figure 11). L'effort de pêche a été relativement faible de 1999 à 2001, vraisemblablement parce que l'incitatif à pêcher était plus faible en raison d'une baisse importante de la valeur par kilogramme des civelles.

L'évaluation de la pertinence de la médiane de la remonte de 1996 à 2022 comme base pour l'établissement des limites de prises dans les rivières serait habituellement un élément de l'évaluation de la situation dans le cadre d'une mise à jour quinquennale (MPO 2018). Toutefois, l'estimation exceptionnellement élevée (pour la série chronologique) de 2022 représente un biais à la hausse potentiellement important. L'impression qui en résulte, d'une augmentation globale de la remonte des civelles dans le temps, ne peut être corroborée par les estimations de la remonte pour les cinq années depuis la dernière évaluation et des estimations exactes de la remonte n'ont pas été produites pendant deux des trois années de surveillance. L'observation selon laquelle les trois estimations acquises depuis 2018 sont supérieures à la moyenne de 1996 à 2018 doit être placée dans le contexte du fait que la forte variabilité d'une année à l'autre de la remonte totale est une caractéristique de la remonte des civelles dans la rivière East, à Chester. Par exemple, la remonte a varié de 80 % d'une année à l'autre en moyenne et entre 14 % et 250 % d'une année à l'autre (voir le tableau 6).

Il faudrait donc apporter des changements aux limites de prises dans les rivières dans le contexte d'une importante pêche dirigée non autorisée de la civelle, y compris dans les rivières où la pêche est autorisée actuellement dans une limite de prises définie, et dans les bassins hydrographiques où, jusqu'à récemment, aucun stade biologique de l'anguille n'était pêché (jachère) ou dans lesquels seules les anguilles de grande taille étaient pêchées.

OBJECTIF 3 : ÉVALUER DES INDICES ANNUELS DE RECHANGE ET ADDITIONNELS CONCERNANT L'ABONDANCE DE L'ANGUILLE ET DE LA CIVELLE DANS LA RÉGION

Données sur les prises et l'effort dans la pêche commerciale de la civelle

Les prises annuelles totales de civelles depuis la dernière évaluation en 2018 ont continué d'augmenter les années où il n'y a pas eu de fermeture hâtive de la pêche par arrêté de gestion des pêches (figure 12) pour des raisons de conservation et de sécurité publique. Les débarquements déclarés en 2019 (8,05 t), en 2021 (6,4 t) et en 2022 (8,3 t) représentaient respectivement 0,81, 0,64 et 0,83 du TAC (tableau 8). Les débarquements déclarés les années où la saison de pêche commerciale a été écourtée par arrêté de gestion des pêches étaient de 2,95 t en 2020 et de 5,50 t en 2023, soit 0,30 et 0,55 du TAC, respectivement.

Au total, 131 des 160 enregistrements annuels sur les prises et l'effort de pêche, répartis entre six des huit permis de pêche commerciale, pour les années 1996 à 2022, ont été jugés appropriés pour l'exploration d'une relation potentielle entre les prises commerciales annuelles déclarées (en kilogrammes) et le temps (en années; figures 13 et 14). Tous les enregistrements sur les prises annuelles ont été tronqués à la date à laquelle le quota individuel a été atteint. Des MLGM ont été établis en traitant chacun des six permis comme un effet aléatoire, le logarithme de l'effort comme une compensation et un certain nombre d'indices pour le prix de la civelle et le succès de la pêche par rapport au quota individuel comme facteurs (tableau 9).

Des tendances statistiquement significatives positives dans le temps sont évidentes pour les deux variables ($p < 0,05$), mais avec une faible variance expliquée ($r^2 = 0,07$ pour les prises et 0,17 pour les CPUE). Les prises ne sont pas statistiquement corrélées avec l'effort (figure 15).

Les prises et les CPUE présentent des variations importantes au fil du temps entre les permis (figures 16 et 17). Quatre sur six affichent des corrélations positives statistiquement significatives avec le temps à la fois pour les prises et les CPUE, tandis qu'aucune de ces

variables n'est corrélée avec le temps pour les deux autres permis (figures 16 et 17). Les prises déclarées ont tendance à s'aplatir avec le temps (figure 16), ce qui indique que les contraintes fondées sur les quotas sont un facteur influençant les activités de pêche annuelles pour certains titulaires de permis, mais pas tous.

La durée de l'activité de pêche (en jours) varie entre les six permis (figure 18). Seules deux des quatre pêches autorisées qui présentaient des corrélations positives statistiquement significatives avec le temps affichaient une relation statistiquement significative entre les prises et l'effort (permis 3, $r^2 = 0,42$; permis 6, $r^2 = 0,18$; figure 18).

Les graphiques sur les prises (figure 19) et les CPUE (figure 20) par rapport à l'indice RE-C mettent en évidence le manque d'information concernant le rendement de la pêche aux abondances au-dessus du milieu de la fourchette (environ 800 kg) des remontes observées. Il n'est pas recommandé d'évaluer les prises et les CPUE comme indices annuels complémentaires ou de rechange de l'abondance au moyen d'une association directe avec l'indice RE-C.

Le meilleur modèle pour les prises de civelle en fonction de l'année, le permis étant défini comme un effet aléatoire, a retenu le logarithme de la superficie comme compensation et Q90 (prises déclarées à 90 % du quota individuel), l'année et le Q90 étant statistiquement significatifs à $p \leq 0,05$ lorsqu'ils sont définis comme des facteurs (tableau 9). Une tendance à la baisse des résidus se dégage dans le graphique des valeurs résiduelles par rapport aux valeurs prévues (figure 21), mais les écarts par rapport aux attentes n'étaient pas importants (valeur p du test de Kolmogorov-Smirnov supérieure à 0,2) et aucune dispersion excessive n'était évidente ($p = 0,77$).

Les prises et les CPUE (figure 22) prévues et nominales sont relativement élevées les premières années des pêches (1996 et 1997), diminuant jusqu'aux niveaux les plus bas de la série chronologique en 1999 et 2000, années à partir desquelles on note une augmentation manifeste avec le temps. Les deux séries de données présentent des tendances positives statistiquement importantes par rapport au temps (tests de Mann-Kendall; tableau 11). Les analyses des modèles ARMMI ont indiqué que les estimations des prises prédites globales et des CPUE prédites globales pour les années 2019, 2020 et 2021 ne sont probablement pas inférieures aux 75^e quantiles pour les séries chronologiques de 1996 à 2022 et de 1996 à 2018 (tableau 11).

Les graphiques sur les prises prévues par rapport à la valeur de l'indice RE-C, correspondant à l'année de prévision des prises (figure 22) corrobore la perception selon laquelle les prises ne sont pas un bon indicateur de la disponibilité de la civelle telle qu'elle est mesurée dans la rivière East, à Chester. Des prises prévues entre 450 et 995 kg par année ont eu lieu pour des remontes comprises entre 520 et 536 kg par année (figure 22). Des prises dans cette fourchette ont été prévues pour des remontes supérieures à 500 kg par des facteurs de près de deux (896 kg) et de trois (1 600 kg). Les CPUE moyennes prévues de 18 kg par jour ou plus peuvent indiquer des remontes supérieures à 1 000 kg.

Les prises et les CPUE ont été évaluées en tant que sources de données complémentaires ou de rechange. Bien qu'un indice des CPUE puisse fournir des renseignements complémentaires utiles pour aider à interpréter d'autres indices, ou pour aider à interpréter des années pour lesquelles d'autres indices ne sont pas disponibles, il y a des problèmes liés à la capacité de normalisation et à l'incidence de facteurs externes tels que le marché et le prix. Il ne peut pas remplacer des indices indépendants de la pêche.

Indices de l'abondance des civelles dans les autres rivières

La remonte moyenne de la civelle (n) dans la rivière East, à Chester (2,1 millions avec un écart-type de $\pm 1,5$ million), dans le lac West Harbor (68 000 $\pm$ 89 000) et dans le ruisseau du lac Eel (58 000 $\pm$ 58 500) était très variable, à la fois entre les séries de données et entre les années dans les séries (tableau 12). L'ordre de taille de la remonte moyenne totale par rapport à la superficie du bassin versant (137 km² pour la rivière East, à Chester, 13,3 km² pour le lac West Harbor et 3,7 km² pour le ruisseau du lac Eel) est conforme à l'interprétation donnée dans Bradford *et al.* (2022) : comme les prises de civelles ont tendance à augmenter avec la superficie du bassin versant, le recrutement de la civelle et, par conséquent, sa disponibilité pour la pêche, sont associés au débit d'attraction des différents cours d'eau.

Les indices RE-C et du lac West Harbor ne sont pas statistiquement corrélés de façon significative pour les années 2001, 2002, 2008 à 2019 et 2021 (figure 23) ou 2014 à 2019 (figure 24), mais ils diffèrent considérablement (test t). Pour les années communes aux trois séries d'indices (de 2014 à 2019), seule la paire composée du ruisseau du lac Eel et de la rivière East, à Chester, présentait une relation positive statistiquement significative ($n = 6$, $r^2 = 0,66$, $p < 0,05$; figure 24). La série du ruisseau du lac Eel a été abandonnée et ne peut donc pas être considérée comme une solution de rechange à l'indice RE-C.

Les résumés des remontes par indice en fonction de la superficie (km²) de l'habitat récepteur (tableau 13) indiquent que la remonte de la civelle dans le lac West Harbor est proportionnellement plus faible que les remontes dans la rivière East, à Chester ou dans le ruisseau du lac Eel, quelles que soient les années examinées (p. ex. toutes les données disponibles par indice, années communes aux paires ou les trois indices). Cependant, les différences statistiquement significatives révélées par les tests ANOVA et DSH Tukey pour les données disponibles pour toutes les années (degrés de liberté [DDL] = 2,43, $F = 6,178$, $p > 0,01$) ne sont pas évidentes pour les six années communes aux trois indices (DDL = 2,15, $F = 1,044$, $p = 0,38$). Un test t à deux échantillons appliqué aux densités de la remonte annuelle relevées durant les années communes aux deux indices indique que la remonte des civelles dans la rivière East, à Chester, est proportionnellement plus grande que celle dans le lac West Harbor (DDL = 24, $t = 3,9891$, $p < 0,001$).

La densité de la remonte des civelles dans le ruisseau du lac Eel ne diffère pas statistiquement de la densité de la remonte des civelles dans la rivière East, à Chester (valeur p de DSH Tukey = 0,94 pour les années 2014 à 2019). Cependant, toute déduction selon laquelle les remontes des civelles sur la côte atlantique de la Nouvelle-Écosse sont plus similaires en taille (au moins à une échelle de longueur d'environ 100 km) que les remontes dans le golfe du Maine doit tenir compte du fait que la densité de la remonte des civelles ne diffère pas statistiquement entre le ruisseau du lac Eel et le lac West Harbor pour la même période de 2014 à 2019 (valeur p de DSH Tukey = 0,37; tableaux 14a, 14b et 14c).

La densité de la remonte moyenne de 3,12 kg/km² dans la rivière East, à Chester, pour les années 1996 à 2022 (tableau 13) est supérieure à la densité de la remonte moyenne de 2,58 civelles par kilomètre carré estimée pour la période de 1996 à 2018.

Dans l'ensemble, rien n'indique que d'autres indices régionaux de l'abondance de la civelle pourraient remplir le rôle de l'indice RE-C dans les cadres scientifiques et de gestion établis dans la région des Maritimes pour la pêche de la civelle. Soit les indices ne sont pas corrélés (p. ex. lac West Harbor) avec l'indice RE-C, soit ceux qui présentent un certain potentiel (ruisseau du lac Eel) ont été supprimés des indices de l'abondance fondés sur la pêche à l'électricité.

Indices de l'abondance fondés sur la pêche à l'électricité

Quatre indices de l'abondance fondés sur la pêche à l'électricité sont présentés ici pour chaque rivière : l'indice nominal et trois autres qui représentent les MLGM finaux construits au moyen de

1. la superficie et l'emplacement,
2. la superficie, l'emplacement et le débit et
3. la superficie, l'emplacement, le débit et la température de l'eau (tableau 15).

Cependant, l'interprétation de la variation de l'abondance dans le temps est limitée ici aux modèles finaux, présentés à la figure 25 avec les indices nominaux, élaborés en utilisant des sites pour lesquels les données sur la superficie, l'emplacement, le débit et la température de l'eau étaient disponibles, même si cela a entraîné une réduction importante de la taille des échantillons pour les rivières LaHave et St. Mary's. Le modèle ayant la valeur la plus faible du CIA pour les séries de données des trois rivières incluait à la fois le débit et la température de l'eau lorsqu'ils étaient disponibles (données non présentées), ce qui donne à penser que les corrélations environnementales sont d'importants déterminants de l'abondance des anguilles à chaque site. Les résultats pour chaque cours d'eau sont présentés dans les tableaux 16 à 18. Les résultats des tests ARMMI sont indiqués dans le tableau 19.

Il a été noté que ces relevés par pêche à l'électricité sont conçus pour le saumon atlantique et qu'ils sous-estiment probablement l'abondance de l'anguille. L'établissement d'un indice découlant de relevés par pêche à l'électricité bénéficierait d'une conception ou de protocoles propres à l'espèce.

Rivière LaHave (Nouvelle-Écosse)

Le modèle final pour la rivière LaHave a retenu l'année, le bras, le débit, le mois et la température dans la partie conditionnelle du modèle. Aucun des modèles explorés avec une variable avec excès de zéros ne s'est classé parmi les meilleurs (tableau 16). Aucune valeur aberrante et aucun profil évident dans les tracés des résidus n'ont été observés, indiquant que les données étaient bien ajustées (figure 26). Les moyennes des indices de l'abondance nominale et modélisée étaient les mêmes, soit $0,51 \pm 0,21$ anguille/100 m² et $0,51 \pm 0,23$ anguille/100 m², respectivement. L'abondance modélisée était plus élevée en 1995 et 1997 que toutes les années subséquentes (tableau 16, figure 25). Le sommet nominal de la série (1,7 anguille/100 m²) a été observé en 2017, alors qu'aucune donnée sur la température n'était disponible pour alimenter le modèle. Cependant, les valeurs de l'indice du modèle de 2017 générées à partir des ensembles de données sur l'emplacement/la superficie et l'emplacement/la superficie/le débit étaient les mêmes (1,7 anguille/100 m²).

La version révisée par Cornic et ses collaborateurs (2021) et les données actualisées indiquent que l'abondance de l'anguille n'a pas montré de tendance entre 1995 et 2021, mais qu'elle a eu tendance à augmenter depuis 2002 (tableau 18, M-K : $\tau = 0,40$, $p = 0,01$). Les modèles ARMMI (tableau 19) indiquent une probabilité égale ($p = 0,50$) que l'abondance soit inférieure au 75^e quantile pour les années de référence 2022 et 2021-2022 par rapport à la période de référence de 2002 à 2022. La probabilité était élevée ($\text{Prob} \geq 0,67$) que l'abondance pour toutes les années de référence soit inférieure au 75^e quantile de la période de référence de 1995 à 2017 (tableau 19). Cette interprétation est conforme avec celle de Cornic et ses collaborateurs (2021) selon laquelle l'abondance est restée faible après avoir diminué par rapport aux niveaux élevés observés entre le milieu et la fin des années 1990.

Rivière St. Mary's (Nouvelle-Écosse)

Le modèle final pour la rivière St. Mary's a retenu l'année, le bras, le débit, le mois et la température dans la partie conditionnelle du modèle. L'excès de zéros était évident ($ez = \sim 1$), mais aucun des modèles explorés avec une variable définie avec excès de zéros ne s'est classé parmi les meilleurs (tableau 17). Aucune valeur aberrante et aucun profil évident dans les tracés des résidus n'ont été observés, indiquant que les données étaient bien ajustées (figure 27). Les moyennes des indices de l'abondance nominale et modélisée étaient les mêmes, soit $1,56 \pm 0,44$ anguille/100 m² et $1,56 \pm 0,42$ anguille/100 m², respectivement. Il n'y a pas de tendance évidente dans l'abondance (figure 25, panneau central) depuis 1995 ou depuis 2003 (tableau 17). L'abondance actuelle reste inférieure aux sommets de la série observés en 1995 et 1996. Il n'y a pas de changement évident dans l'abondance par rapport aux périodes de référence de 1995 à 2017 et de 1995 à 2022. Les abondances des années de référence 2022 et 2021-2022 sont nominalement supérieures au 75^e quantile, par rapport à la fourchette de référence de 2003 à 2022 (tableau 18), mais inférieures au 50^e quantile par rapport à la fourchette de référence de 1995 à 2017 (0,75). L'abondance des deux années de référence est supérieure au 25^e quantile, quelle que soit la fourchette de référence.

Rivière Nashwaak (Nouveau-Brunswick)

Le modèle final pour la rivière Nashwaak a retenu l'année, le bras, le débit, le mois et la température dans la partie conditionnelle du modèle. L'excès de zéros était évident ($ez = \sim 1$), mais aucun des modèles explorés avec une variable définie avec excès de zéros ne s'est classé parmi les meilleurs (tableau 18). Aucune valeur aberrante et aucun profil évident dans les tracés des résidus n'ont été observés (figure 28). Les moyennes des indices de l'abondance nominale et modélisée étaient les mêmes, soit $1,32 \pm 0,28$ anguille/100 m² et $1,31 \pm 0,42$ anguille/100 m², respectivement. Une tendance négative statistiquement significative de l'abondance est évidente pour les années 1988 à 2022 (M-K : $\tau = 0,26$, $p = 0,03$, tableau 19), mais pas pour les périodes de 1996 à 2022 et de 2002 à 2022 (tableau 20). L'abondance au cours des années de référence 2022 et 2021-2022 est généralement inférieure au 50^e quantile, mais toujours supérieure au 25^e quantile (tableau 19).

Indices de l'abondance des anguilles adultes (argentées)

Les dénombrements des anguilles argentées en dévalaison depuis le ruisseau du lac Oakland, en Nouvelle-Écosse, et le ruisseau du lac Eel ont affiché un déclin général, mais non statistiquement significatif avec le temps (tableau 20). La production annuelle moyenne d'adultes a été estimée à un adulte (ET = 0,34) par hectare pour le bassin versant du ruisseau du lac Oakland et à un adulte (ET = 0,69) par hectare pour le bassin versant du ruisseau du lac Eel.

ÉCHANTILLONNAGE DIRIGÉ DES ANGUILLES JUVÉNILES

La période de montaison semble être largement épisodique au cours d'une année donnée, et il n'y a pas de tendance uniforme dans la période de montaison entre les années de surveillance. Les données existantes indiquent que s'il est possible d'élaborer des indices pour les jeunes anguilles (âge 3 ou moins), il faut prendre en compte l'influence potentielle de facteurs environnementaux, tels que la température de l'eau ainsi que le moment, la durée et l'intensité des crues, et qu'il peut s'avérer nécessaire de prendre des dispositions pour obtenir des données dès le début du printemps et aussi tard que possible à l'automne.

Une surveillance exploratoire des anguilles remontant la rivière LaHave au niveau de la passe à poissons aux chutes Morgan a révélé une variabilité considérable entre les années dans les distributions de fréquences de longueur corporelle et un changement prononcé entre les

années dans la longueur modale (figure 29). Les anguilles d'une longueur totale de 12 cm ou moins, soit la longueur maximale observée pour les anguilles d'âge 3+ provenant du site de collecte, constituaient la composante dominante des prises (≥ 71 % des prises totales) en 2007, en 2021 et en 2022. En comparaison, les anguilles d'une longueur totale de 12 cm ou moins représentaient 39 et 22 % des populations échantillonnées en 2002 et en 2004, respectivement (figure 29).

La période de montaison semble être largement épisodique au cours d'une année donnée, et il n'y a pas de tendance uniforme dans la période de montaison entre les années de surveillance. Les données existantes indiquent que s'il est possible d'élaborer des indices pour les jeunes anguilles (âge 3 ou moins), il faut prendre en compte l'influence potentielle de facteurs environnementaux, tels que la température de l'eau ainsi que le moment, la durée et l'intensité des crues, et qu'il peut s'avérer nécessaire de prendre des dispositions pour obtenir des données dès le début du printemps et aussi tard que possible à l'automne.

Les données tirées de la pêche à l'électricité dans la rivière LaHave indiquent que l'abondance des anguilles aux sites en amont des chutes Morgan est inférieure en moyenne à celle des sites en aval des chutes Morgan (figure 31). La pêche à l'électricité peut être un moyen d'évaluer si les améliorations apportées au passage vers l'amont des anguilles aux chutes Morgan entraînent ou non une augmentation mesurable du stock actuel en amont des chutes.

La surveillance dirigée des jeunes anguilles jaunes en montaison à des sites fixes peut servir d'indice complémentaire à l'indice RE-C et aux estimations de l'abondance du stock actuel dérivées des relevés par pêche à l'électricité, avec des décalages de plusieurs années (dont la durée peut dépendre de la distance par rapport à la limite de marée). Cependant, la nature épisodique des prises importantes de juvéniles, tant au cours d'une même année que d'une année à l'autre, indique qu'une surveillance ininterrompue pendant une longue période commençant au printemps et se prolongeant jusqu'à l'automne peut être nécessaire.

SOURCES D'INCERTITUDE

On sait que la civelle fait actuellement l'objet d'un niveau élevé de pêche non autorisée. Cela représente une source importante d'incertitude pour les indices de l'abondance de la civelle qui reposent sur l'hypothèse que tous les prélèvements par la pêche sont inclus dans le recensement annuel.

Les années pour lesquelles il manque des données rendent incertaines les analyses des tendances temporelles des principaux indices indépendants de la pêche aux stades biologiques de la civelle, de l'anguille jaune et de l'anguille argentée.

Les données disponibles ne permettent pas d'établir un lien entre les mesures du recrutement de la civelle (c'est-à-dire l'indice RE-C) et le stock d'anguilles jaunes ou la production d'anguilles argentées. Il n'est pas certain que l'absence apparente de réponse aux augmentations visibles du recrutement soit entièrement due au délai (années) nécessaire pour détecter le changement ou qu'il y ait des problèmes de productivité de l'anguille en eau douce qui empêchent le repeuplement des cours d'eau régionaux.

L'ampleur du chevauchement spatial entre la pêche de l'anguille de grande taille et la pêche de la civelle dans la région des Maritimes n'a pas été déterminée depuis la dernière évaluation.

L'ampleur de la variabilité spatiale, dans l'ensemble de la région des Maritimes, de la disponibilité des civelles pour la pêche n'a pas été évaluée non plus.

La dynamique de la pêche de la civelle les années où le recrutement de la civelle est plus élevé que d'habitude est mal comprise.

Les ensembles de données provenant des relevés par pêche à l'électricité représentent les prises accessoires d'anguilles dans des relevés conçus pour surveiller une autre espèce de poisson. L'efficacité des protocoles établis pour la surveillance des salmonidés juvéniles n'a pas été évaluée pour les anguilles présentes au même endroit.

REMERCIEMENTS

Les données compilées sur le dénombrement des civelles dans la rivière East, à Chester, représentent les contributions collectives de nombreux techniciens, étudiants et stagiaires. Nous les remercions toutes ces personnes. Nous reconnaissons le soutien passé et continu des pêcheurs commerciaux de civelle, qui ont généreusement appuyé les activités de surveillance dans les rivières depuis le début du projet en 1996. Nous remercions Yvonne, Wayne et Genna Carey, qui n'hésitent jamais à participer à tous les aspects du dénombrement des civelles et pour toutes leurs autres contributions à ce travail. Nous remercions South Shore Trading Co. Ltd., qui nous a fourni ses données de surveillance des anguilles et des civelles pour étayer cette évaluation.

RÉFÉRENCES CITÉES

- ASMFC. 2023. American Eel Benchmark Stock Assessment and Peer Review Report. ASMFC, Arlington, VA. 320.
- Bradford, R.G. 2013. [2010 status of American eel \(*Anguilla rostrata*\) in Maritimes Region](#). DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2012/083. iv + 39 p.
- Bradford, R.G., Cook, A.M., et Smith, S. 2022. [Évaluation des pêches de l'anguille d'Amérique et de la civelle dans la région des Maritimes](#). Secr. can. des avis sci. du MPO. Doc. de rech. 2022/009. v + 80 p.
- Brooks, M.E., Kristensen, K., van Benthem, K.J., Magnusson, A., Berg, C.W., Nielsen, A., Skaug, H.J., Maechler, M., and Bolker, B.M. 2017. glmmTMB balances speed and flexibility among packages for zero-inflated Generalized Linear Mixed Modeling. The R Journal. 9: 378-400.
- Bowlby, H.D. 2018. Productivity of riverine habitats may be changing for American eel. Can. J. Fish. Aquat. Sci. 75: 1773–1777.
- Bowlby, H.D., Gibson, A.J.F., and Levy, A. 2013. [Recovery Potential Assessment for Southern Upland Atlantic Salmon: Status, Past and Present Abundance, Life History and Trends](#). DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2013/005. v + 72 p.
- Cairns, D.K., Tremblay, V., Caron, F., Casselman, J.M., Verreault, G., Jessop, B.M., de Lafontaine, Y., Bradford, R.G., Verdon, R., Dumont, P., Mailhot, Y., Zhu, J., Mathers, A., Oliveira, K., Benhalima, K., Dietrich, J., Hallett, J.A., and Lagacé, M. 2008. American eel abundance indicators in Canada. Can. Data Rep. Fish. Aquat. Sci. No. 1207. 78 p.
- Cairns, D.K., Chaput, G., Poirier, L.A., Avery, T.S., Castonguay, M., Mathers, A., Casselman, J.M., Bradford, R.G., Pratt, T., Verreault, G., Clarke, K., Veinott, G., and Bernatchez, L. 2014. [Recovery Potential Assessment for the American Eel \(*Anguilla rostrata*\) for eastern Canada: life history, distribution, reported landings, status indicators, and demographic parameters](#). DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2013/134. xiv + 157 p.
- Chaput, G., and Cairns, D. 2011. [Mortality reference points for the American Eel \(*Anguilla rostrata*\) and an application for evaluating cumulative impacts of anthropogenic activities](#). DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2011/053. iv + 28 p.

-
- Chaput, G., Pratt, T.C., Cairns, D.K., Clarke, K.D., Bradford, R.G., Mathers, A., and Verreault, G. 2014. [Recovery Potential Assessment for the American eel \(*Anguilla rostrata*\) for eastern Canada: description and quantification of threats](#). DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2013/135. vi + 90 p.
- Cornic, M., Zhu, X., et Cairns, D.K. 2021. [Cadre d'évaluation de l'anguille d'Amérique à l'échelle du stock : examen des tendances et approches en matière d'évaluation](#). Secr. can. de consult. sci. du MPO. Doc. de rech. 2021/032. xi + 81 p.
- COSEPAC. 2006. Évaluation et Rapport de situation du COSEPAC sur l'anguille d'Amérique (*Anguilla rostrata*) au Canada. Comité sur la situation des espèces en péril au Canada. x + 80 p.
- COSEPAC. 2012. [Évaluation et Rapport de situation du COSEPAC sur l'anguille d'Amérique \(*Anguilla rostrata*\) au Canada](#). Ottawa. xiii + 127 p.
- DFO. 2017. [Proceedings of the Regional Peer Review of the Stock Framework for American Eel \(*Anguilla rostrata*\) and Elvers](#). DFO Can. Sci. Advis. Sec. Proc. 2017/048.
- Gilbert, R.O. 1987. Statistical methods for environmental pollution monitoring. Van Nostrand Reinhold, New York. 320 p.
- ICES. 2001. Report of the Working Group on Eels St. Andrews, N.B., Canada, 28 August–1 September 2000. ICES CM 2001/ACFM:03.
- MPO. 1998. Plan de gestion intégrée de la pêche de la civelle secteur de Scotia-Fundy régions des maritimes.
- MPO. 2007. [Pour un nouveau cadre scientifique écosystémique en faveur d'une gestion intégrée](#). Pêches et Océans Canada, Ottawa (Ontario). MPO/2007-1296.
- MPO. 2009. [Un cadre décisionnel pour les pêches intégrant l'approche de précaution](#).
- MPO. 2010. [État de l'anguille d'Amérique et progrès relatifs aux objectifs de gestion](#). Secr. can. de consult. sci. du MPO, Avis sci. 2010/062.
- MPO. 2013. [Compte rendu de l'atelier national du programme Expertise technique en évaluation des stocks \(ETES\) : Points de référence en matière de rendement maximal soutenu \(RMS\) et approche de précaution en situation de variation de la productivité; du 13 au 15 décembre 2011](#). Secr. can. de consult. sci. du MPO, Compte rendu 2012/055.
- MPO. 2014. [Évaluation du potentiel de rétablissement de l'anguille d'Amérique \(*Anguilla rostrata*\) dans l'est du Canada](#). Secr. can. de consult. sci. du MPO, Avis sci. 2013/078.
- MPO. 2018. [Plan de gestion intégrée des pêches \(évolutif\) à la civelle](#).
- MPO. 2019. [Évaluation des pêches à l'anguille d'Amérique et à la civelle dans la région des Maritimes](#). Secr. can. de consult. sci. du MPO. Avis sci. 2019/054.
- Nelson G.A. 2018. fishmethods: fishery science methods and models. R package version 1.11-0.
- R Core Team. 2019. R: A language and environment for statistical computing. R Foundation for Statistical Computing. Vienna, Austria.
- Scott, W.B., et Crossman, E.J. 1973. Poissons d'eau douce du Canada. Bulletin - Office des recherches sur les pêcheries du Canada. 184. 1065 p.
- Scott, W.B., and Scott, M.G. 1988. Atlantic Fishes of Canada. Can. Bull. Fish. Aquat. Sci. 219: 731 p.
-

Stacey, J.A., Pratt, T.C., Verreault, G. and Fox, M.G. 2014. A caution for conservation stocking as an approach for recovering Atlantic eels. *Aquat. Conserv. Mar. Freshw. Ecosyst.* 25: 569–580.

TABLEAUX

Tableau 1. Estimation de la superficie, en hectares (ha), de l'habitat associé aux bassins versants où des activités de surveillance des civelle ou des anguilles argentées ont eu lieu. La mention « S.O. » signifie l'absence d'estimation.

Réseau fluvial	Superficie (ha)	Bassin versant (ha)
Ruisseau du lac Eel (comprend les lacs Eel, East, Otter et Squints)	117	370
Ruisseau du lac Oakland	66	406
Ruisseau du lac West Harbor	S.O.	1 330
Rivière East, à Chester	S.O.	13 770

Tableau 2. Résumé du nombre d'observations (n) disponibles à l'appui de modèles linéaires généralisés utilisant les densités d'anguilles fondées sur la pêche à l'électricité pour les rivières LaHave et St. Mary's, en Nouvelle-Écosse, et la rivière Nashwaak, au Nouveau-Brunswick.

Rivière	Total (n)	Sous-ensemble 1* (n)	Sous-ensemble 2** (n)	Sous-ensemble 3*** (n)
LaHave	293	205	205	193
St. Mary's	319	180	180	179
Nashwaak	446	442	440	440

* Emplacement, superficie de la pêche à l'électricité (100 m²).

** Emplacement, superficie de la pêche à l'électricité (100 m²), débit (m³/s).

*** Emplacement, superficie de la pêche à l'électricité (100 m²), débit (m³/s), température de l'eau (°C).

Tableau 3. Nombre de permis commerciaux actifs pour lesquels des prises d'anguilles ont été déclarées, par année et par province, prises déclarées (en kilogrammes, kg) et valeurs estimées au débarquement (en dollars, \$). Un tiret (—) indique que l'agrégation de ces données par province ne répond pas aux exigences en matière de protection des renseignements personnels de la Politique sur la protection des renseignements personnels* de Pêches et Océans Canada (MPO), et qu'elle ne peut donc pas être communiquée au public. Les données de 2019 à 2022 sont considérées comme préliminaires. Les données relatives à la pêche commerciale communautaire et à la pêche récréative ne sont pas communiquées au MPO. Le gras indique les totaux par année.

Année	Province	Type de permis	Permis utilisés	Débarquements totaux, poids vif (kg)	Valeur totale des débarquements (\$)
2017	N.-B.	Commercial	8	22 967	—
2017	N.-É.	Commercial	24	14 007	—
2017	N.-É. + N.-B.	Total	32	36 974	243 051
2018	N.-B.	Commercial	6	19 072	—
2018	N.-É.	Commercial	23	13 927	—
2018	N.-É. + N.-B.	Total	29	32 999	187 665
2019	N.-B.	Commercial	6	12 464	—
2019	N.-É.	Commercial	24	5 206	32 564
2019	N.-É. + N.-B.	Total	30	17 670	97 353
2020*	N.-É. + N.-B.	Total	16	8 191	34 666

Année	Province	Type de permis	Permis utilisés	Débarquements totaux, poids vif (kg)	Valeur totale des débarquements (\$)
2021	N.-B.	Commercial	9	12 955	—
2021	N.-É.	Commercial	17	9 631	52 018
2021	N.-É. + N.-B.	Total	26	22 586	116 975
2022	N.-B.	Commercial	7	23 895	—
2022	N.-É.	Commercial	16	12 169	39 754
2022	N.-É. + N.-B.	Total	23	36 064	122 912

* L'agrégation de ces données par province pour la saison de pêche 2020 ne répond pas à la règle des cinq du MPO qui vise à assurer la protection des renseignements personnels des pêcheurs concernés; ces données ne peuvent donc pas être diffusées publiquement. La règle des cinq signifie qu'il doit y avoir un nombre minimum de cinq unités pour l'agrégation des données dans chaque catégorie.

Tableau 4. Nombre de permis de pêche commerciale communautaire (CC), récréative (R) et commerciale (Com) et d'engins de pêche disponibles pour être déployés, par secteur de pêche; nombre de permis de pêche commerciale activement exploités (AE); nombre d'unités d'engins de pêche commerciale activement exploitées par les titulaires de permis qui déclarent des prises d'anguilles; et proportion (P) des permis disponibles et des engins de pêche activement exploités par année.

Année	Permis CC	Permis R	Permis Com	Nombre total de permis	Nombre total d'engins	Engins Com	Permis Com AE	P (permis Com AE)	Engins Com AE	P (engins Com AE)
2017	13	119	294	426	24 035	22 363	32	0,11	2 450	0,11
2018	13	119	278	410	22 930	21 258	29	0,10	2 054	0,10
2019	13	118	265	396	22 096	20 428	30	0,11	2 324	0,11
2020	13	112	259	384	21 509	19 909	16	0,06	1 120	0,06
2021	13	109	253	375	21 379	19 791	26	0,10	2 199	0,11
2022	13	109	248	370	21 106	19 518	23	0,09	1 254	0,06

Tableau 5. Nombre (n) d'unités d'engins de pêche des différents types autorisés pour la pêche de l'anguille pour lesquelles des prises d'anguilles ont été déclarées, par année, province et type de permis (« N.-É. » signifie Nouvelle-Écosse et « N.-B. » signifie Nouveau-Brunswick). Le gras indique les totaux par année.

Année	Province	Type de permis	Permis disponibles	Casiers (n)	Pièges en filet (n)	Fascines (n)	Palangres (n)
2015	N.-B.	Commercial	28	1 817	788	0	0
2015	N.-B.	Commercial communautaire	1	120	40	0	0
2015	N.-É.	Commercial	286	20 686	1 169	24	6
2015	N.-É.	Commercial communautaire	12	700	24	2	0
2015	N.-É.	Récréatif	139	880	69	0	0
2015	N.-É. + N.-B.	Tous les types de permis combinés	466	24 203	2 090	26	6
2016	N.-B.	Commercial	26	1 695	777	0	0
2016	N.-B.	Commercial communautaire	1	120	40	0	0
2016	N.-É.	Commercial	278	19 946	1 169	24	6
2016	N.-É.	Commercial communautaire	12	700	24	2	0
2016	N.-É.	Récréatif	119	720	66	0	0
2016	N.-É. + N.-B.	Tous les types de permis combinés	436	23 181	2 076	26	6
2017	N.-B.	Commercial	26	1 695	777	0	0
2017	N.-B.	Commercial communautaire	1	120	40	0	0

Année	Province	Type de permis	Permis disponibles	Casiers (n)	Pièges en filet (n)	Fascines (n)	Palangres (n)
2017	N.-É.	Commercial	268	18 694	1 168	23	6
2017	N.-É.	Commercial communautaire	12	700	24	2	0
2017	N.-É.	Récréatif	119	720	66	0	0
2017	N.-É. + N.-B.	Tous les types de permis combinés	426	21 929	2 075	25	6
2018	N.-B.	Commercial	24	1 695	697	0	0
2018	N.-B.	Commercial communautaire	1	120	40	0	0
2018	N.-É.	Commercial	254	17 624	1 215	21	6
2018	N.-É.	Commercial communautaire	12	700	24	2	0
2018	N.-É.	Récréatif	119	720	66	0	0
2018	N.-É. + N.-B.	Tous les types de permis combinés	410	20 859	2 042	23	6
2019	N.-B.	Commercial	22	1 545	677	0	0
2019	N.-B.	Commercial communautaire	1	120	40	0	0
2019	N.-É.	Commercial	243	16 970	1 210	20	6
2019	N.-É.	Commercial communautaire	12	700	24	2	0
2019	N.-É.	Récréatif	118	716	66	0	0
2019	N.-É. + N.-B.	Tous les types de permis combinés	396	20 051	2 017	22	6
2020	N.-B.	Commercial	22	1 545	677	0	0
2020	N.-B.	Commercial communautaire	1	120	40	0	0
2020	N.-É.	Commercial	237	16 546	1 115	20	6
2020	N.-É.	Commercial communautaire	12	700	24	2	0
2020	N.-É.	Récréatif	112	648	66	0	0
2020	N.-É. + N.-B.	Tous les types de permis combinés	384	19 559	1 922	22	6
2021	N.-B.	Commercial	22	1 545	677	0	0
2021	N.-B.	Commercial communautaire	1	120	40	0	0
2021	N.-É.	Commercial	231	16 468	1 078	17	6
2021	N.-É.	Commercial communautaire	12	700	24	2	0
2021	N.-É.	Récréatif	109	636	66	0	0
2021	N.-É. + N.-B.	Tous les types de permis combinés	375	19 469	1 885	19	6
2022	N.-B.	Commercial	22	1 545	677	0	0
2022	N.-B.	Commercial communautaire	1	120	40	0	0
2022	N.-É.	Commercial	226	16 198	1 073	17	6
2022	N.-É.	Commercial communautaire	12	700	24	2	0
2022	N.-É.	Récréatif	109	636	66	0	0
2022	N.-É. + N.-B.	Tous les types de permis combinés	370	19 199	1 880	19	6

Tableau 6. Remontes des civelles dans la rivière East, à Chester, par année, estimées comme étant les prises commerciales combinées à l'échappée, échappée estimée et proportion de la remonte estimée avoir été prélevée par la pêche commerciale, par année d'échantillonnage. Toutes les estimations sont exprimées en poids (kg) et en nombre (n). La mention « S.O. » indique que l'activité de pêche commerciale a été fermée par arrêté de gestion des pêches en cours de saison.

Année	Remonte (kg)	Remonte (n)	Échappée (kg)	Échappée (n)	Proportion exploitée (kg)	Proportion exploitée (n)
1996	277	1 367 609	162	863 350	0,42	0,37
1997	359	1 887 151	196	1 145 448	0,45	0,39
1998	117	594 729	40	247 407	0,66	0,58
1999	85	530 760	83	521 936	0,02	0,02
2000	149	879 854	149	879 854	0,00	0,00

Année	Remonte (kg)	Remonte (n)	Échappée (kg)	Échappée (n)	Proportion exploitée (kg)	Proportion exploitée (n)
2001	120	647 516	99	544 885	0,18	0,16
2002	536	2 689 021	322	1 742 610	0,40	0,35
2008	458	1 970 988	196	1 182 193	0,57	0,40
2009	280	1 426 196	114	696 376	0,59	0,51
2010	156	774 811	56	361 804	0,64	0,53
2011	468	2 390 790	295	1 696 852	0,37	0,29
2012	439	2 587 177	311	2 073 432	0,29	0,20
2013	387	2 214 696	262	1 661 407	0,32	0,25
2014	499	2 748 237	269	1 657 916	0,46	0,40
2015	277	1 430 167	113	669 030	0,59	0,53
2016	610	2 951 576	496	2 377 902	0,19	0,19
2017	253	1 150 707	178	831 634	0,30	0,28
2018	896	3 793 992	835	3 592 404	0,07	0,05
2019	534	2 515 559	293	1 479 336	0,45	0,41
2020	S.O.	S.O.	S.O.	S.O.	S.O.	S.O.
2021	463	2 071 555	299	1 363 650	0,35	0,34
2022	1 610	7 273 401	1 409	6 408 052	0,12	0,12
2023	S.O.	S.O.	S.O.	S.O.	S.O.	S.O.

Tableau 7. Résumé agrégé de l'indice de l'abondance des civelles dans la rivière East, à Chester, comparant l'estimation de la remonte médiane en kilogrammes (kg) et en kilogrammes par kilomètre carré (kg/km²) d'habitat récepteur de 1996 à 2018, et pour la série chronologique de la remonte mise à jour jusqu'à la fin de 2022. Les remontes représentent le 75^{se} quantile des prises (en kg et en kg/km² d'habitat récepteur) pour les deux séries chronologiques.

Paramètre	kg	kg/km ²
Médiane de 1996 à 2018	320	2,33
Médiane mise à jour jusqu'en 2022 (série, valeur nominale)	387	2,82
75 ^e quantile jusqu'en 2018	466	3,40
75 ^e quantile mis à jour jusqu'en 2022 (série, valeur nominale)	499	3,64

Tableau 8. Total autorisé des captures (TAC) annuel (en tonnes, t) et débarquements (t) de la pêche expérimentale et commerciale de la civelle de 1989 à 2023 dans la région des Maritimes. P(TAC) est la proportion du quota qui a été débarquée. Tous les poids sont des poids humides. Les estimations déjà présentées dans MPO (2019) et Bradford et al. (2022) pour 2008 à 2018 ont été révisées à la suite de l'examen. La mention « S.O. » signifie qu'aucun TAC n'a été fixé. Un tiret signifie qu'aucune révision n'est requise.

Année	Pêche	TAC (t)	Débarquements commerciaux (t)	P(TAC)	Débarquements commerciaux (t)	P (TAC) révisé
1989	Expérimentale	Aucun	0,03	S.O.	—	—
1990	Expérimentale	Aucun	0,17	S.O.	—	—
1991	Expérimentale	Aucun	0,07	S.O.	—	—
1992	Expérimentale	Aucun	0,23	S.O.	—	—

Année	Pêche	TAC (t)	Débarquements commerciaux (t)	P(TAC)	Débarquements commerciaux (t)	P (TAC) révisé
1993	Expérimentale	Aucun	0,71	S.O.	—	—
1994	Expérimentale	Aucun	1,57	S.O.	—	—
1995	Expérimentale	Aucun	3,24	S.O.	—	—
1996	Commerciale	Aucun	2,86	S.O.	—	—
1997	Commerciale	Aucun	4,13	S.O.	—	—
1998	Commerciale	13,3	2,05	0,15	—	—
1999	Commerciale	13,3	0,48	0,04	—	—
2000	Commerciale	13,3	0,68	0,05	—	—
2001	Commerciale	13,3	1,84	0,14	—	—
2002	Commerciale	13,3	2,36	0,18	—	—
2003	Commerciale	13,3	1,84	0,14	—	—
2004	Commerciale	13,3	1,27	0,10	—	—
2005	Commerciale	9,96	3,04	0,30	—	—
2006	Commerciale	9,96	2,46	0,25	—	—
2007	Commerciale	9,96	2,03	0,20	—	—
2008	Commerciale	9,96	3,59	0,36	4,80	0,48
2009	Commerciale	9,96	1,81	0,18	2,40	0,24
2010	Commerciale	9,96	1,47	0,15	1,95	0,20
2011	Commerciale	9,96	3,08	0,31	4,10	0,41
2012	Commerciale	9,96	5,59	0,56	5,60	0,56
2013	Commerciale	9,96	6,76	0,68	6,75	0,68
2014	Commerciale	9,96	5,71	0,57	5,70	0,57
2015	Commerciale	9,96	3,58	0,36	3,60	0,36
2016	Commerciale	9,96	5,20	0,52	5,20	0,52
2017	Commerciale	9,96	5,61	0,56	5,75	0,58
2018	Commerciale	9,96	6,96	0,70	8,30	0,83
2019	Commerciale	9,96	S.O.	S.O.	8,05	0,81
2020	Commerciale	9,96	S.O.	S.O.	2,95	0,30
2021	Commerciale	9,96	S.O.	S.O.	6,40	0,64
2022	Commerciale	9,96	S.O.	S.O.	8,30	0,83
2023	Commerciale	9,96	S.O.	S.O.	5,50	0,55

Tableau 9. Modèles linéaires généralisés élaborés pour les indices normalisés de l'abondance des prises de civelles et des captures de civelles par unité d'effort. Delta du critère d'information Akaike corrigé (dCI_{Ac}), écart, test de Kolmogorov-Smirnov (KS), test de dispersion (Disp), erreur quadratique moyenne (EQM), r_2 marginale (r_2 marg), r_2 conditionnelle (r_2 cond), signification statistique de la variance des variables testées * $p < 0,05$, ** $p = 0,01$, *** $p < 0,01$.

Modèle conditionnel	Modèle avec excès de zéros	Distribution	dCI _{Ac}	df	KS	Valeur de p Disp.	EQM	r_2 cond	r_2 marg
Scatch~Year*+offset(log(SEffort))+1 fLicence+fQ90***	0	Tweedie	0	6	0,22	0,78	252,07	0,13	0,08
Scatch~Year**+offset(log(SEffort))+1 fLicence+fQ90***+fQuota	0	Tweedie	1,6	8	0,46	0,74	247,04	0,13	0,08
Scatch~Year**+offset(log(SEffort))+1 fLicence+fIncentive+fQ90***	0	Tweedie	1,7	7	0,20	0,81	250,69	0,13	0,08
Scatch~fYear+offset(log(SEffort))+1 fLicence+fQ90***	0	Tweedie	22,7	29	0,37	0,96	226,80	0,21	0,13
Scatch~fYear+offset(log(SEffort))+1 fLicence+fIncentive+fQ90***	1	Tweedie	26,1	30	0,51	0,90	226,80	0,21	0,13

Tableau 10. Indices modélisés de l'abondance des prises de civelles et des captures par unité d'effort (CPUE) pour les civelles dans la rivière East, à Chester, et indice de l'abondance nominale pour chaque variable, avec les erreurs types (ET) de la moyenne. Les indices ont été générés au moyen des prises tronquées au quota individuel, de sorte qu'ils ne reflètent pas toutes les activités de pêche. L'indice représente la remonte totale annuelle estimée (en kilogrammes, kg).

Année	Indice des prises	ET des prises	Abondance nominale	ET	Indice de la CPUE	ET de la CPUE	CPUE nominale	ET de la CPUE	Indice (kg)
1996	701,6	58,8	604,0	214,9	10,6	0,9	9,5	2,5	277
1997	642,7	59,2	809,4	196,3	12,7	1,2	16,6	4,7	359
1998	342,5	31,6	338,3	111,2	8,1	0,8	7,8	1,8	117
1999	208,5	19,8	136,3	93,9	8,3	0,8	5,7	3,6	85
2000	182,7	16,5	141,0	50,2	8,4	0,8	11,1	4,0	149
2001	296,6	27,3	357,4	160,8	8,5	0,8	11,1	3,4	120
2002	456,0	38,0	641,3	379,5	13,1	1,2	25,2	2,5	536
2003	437,5	40,0	465,8	164,7	9,2	0,9	9,8	3,4	S.O.
2004	480,8	44,1	416,5	166,7	9,3	0,9	7,9	2,9	S.O.
2005	501,5	46,8	607,6	160,7	9,2	0,9	11,3	3,8	S.O.
2006	582,8	50,0	669,5	245,7	13,3	1,2	14,8	4,4	S.O.
2007	520,2	47,9	533,5	222,1	9,9	0,9	10,0	4,2	S.O.
2009	519,7	49,4	405,8	104,0	9,2	0,9	7,4	2,0	280
2010	630,4	59,5	360,0	129,4	9,4	0,9	4,9	1,6	156
2011	688,8	64,2	697,7	158,0	12,0	1,1	12,9	5,5	468
2012	951,8	95,9	851,7	158,0	15,5	1,5	15,0	4,8	439
2013	962,2	93,8	919,3	98,0	15,3	1,4	16,6	4,5	387
2014	771,2	72,4	792,0	144,7	14,1	1,3	14,3	3,7	499
2015	602,7	56,4	502,2	129,4	10,0	0,9	8,5	2,4	277
2016	727,9	64,5	757,8	173,8	13,8	1,2	14,1	3,7	610
2017	863,9	79,4	759,3	176,1	14,4	1,3	12,5	3,3	253
2018	794,7	76,2	994,8	110,4	16,3	1,5	21,2	4,6	896
2019	995,3	92,4	955,0	102,0	16,5	1,5	16,3	2,2	520
2021	819,4	73,6	757,0	157,9	15,1	1,3	14,5	4,4	483
2022	873,5	92,8	1018,2	13,9	22,2	2,3	26,9	2,7	1610

Tableau 11. Résultats des analyses des modèles autorégressifs à moyennes mobiles intégrées (ARMMI) et des tendances pour les prises et les captures par unité d'effort (CPUE) de civelles. La période de référence (PR) de 1996 à 2022 représente l'ensemble de la série chronologique, et la période de référence de 1996 à 2018 représente les données disponibles pour l'évaluation précédente. Les années 2019, 2020 et 2021 sont choisies comme années de référence (AR), car elles représentent la somme totale des données sur les prises pour les années écoulées depuis la dernière évaluation en 2018. Le 75^e quantile (Q75) est le niveau de référence et « Pr » est la probabilité que la valeur d'une année de référence soit inférieure au Q75. Les statistiques tau (τ) de Mann-Kendall (M-K) pour la tendance et la statistique de Shapiro-Wilks (S-W) sont indiquées avec la probabilité (valeur de p) que les valeurs résiduelles des modèles ARMMI n'aient pas une distribution normale. Les tirets (—) signifient « sans objet ».

Série	Début PR	Fin PR	n	AR	Pr (AR < Q75)	τ M-K	Valeur de p	Tendance	S-W	Valeur de p
Prises	1996	2022	25	2019, 2021, 2022	0,31	0,613	<0,001	Positive	0,95	0,3
Prises	1996	2018	25	2019, 2021, 2022	0,19	—	—	—	—	—
CPUE	1996	2022	25	2019, 2021, 2022	0,06	0,624	<0,001	Positive	0,95	0,3
CPUE	1996	2018	25	2019, 2021, 2022	0,17	—	—	—	—	—

Tableau 12. Nombre annuel (n) de civelles dans la rivière East, à Sheet Harbour (RE-SH), la rivière East, à Chester (RE-C) et le ruisseau du lac Eel (RLE), tous en Nouvelle-Écosse, ainsi que dans le lac West Harbor (LWH), dans l'État du Maine, aux États-Unis d'Amérique. La remonte dans la RE-C est également indiquée en kilogrammes (kg). La régression (en kilogrammes) et la régression (en nombre) pour la RE-C sont dérivées de la relation linéaire prédite entre la RE-SH et la RE-C, telle que calculée pour les années 1996 à 1999. Les tirets (—) indiquent les années où il n'y a pas eu d'échantillonnage.

Année	RE-SH (n)	RE-C (n)	RE-C (kg)	Régression (kg)	Régression (n)	RLE (n)	LWH (n)
1990	218 300	—	—	189	1 021 688	—	—
1991	376 000	—	—	313	1 692 051	—	—
1992	219 200	—	—	190	1 025 596	—	—
1993	134 100	—	—	120	650 076	—	—
1994	309 900	—	—	262	1 414 184	—	—
1995	101 500	—	—	93	502 030	—	—
1996	336 500	1 367 609	277	282	1 526 472	—	—
1997	467 400	1 887 151	359	383	2 070 596	—	—
1998	109 200	594 729	117	99	537 273	—	—
1999	134 600	530 760	85	121	652 324	—	—
2000	—	879 854	149	—	—	—	—
2001	—	647 516	120	—	—	—	52 638
2002	—	2 689 021	536	—	—	—	82 359
2003	—	—	—	—	—	—	15 905
2004	—	—	—	—	—	—	2 401
2005	—	—	—	—	—	—	73 178
2006	—	—	—	—	—	—	4 812
2007	—	—	—	—	—	—	988
2008	—	1 970 988	458	—	—	—	46 167
2009	—	1 426 196	280	—	—	—	12 811
2010	—	774 811	156	—	—	—	10 314
2011	—	2 390 790	468	—	—	—	9 658
2012	—	2 587 177	439	—	—	—	156 472
2013	—	2 214 696	387	—	—	—	84 509
2014	—	2 748 237	499	—	—	15 535	140 706
2015	—	1 430 167	277	—	—	26 685	31 666
2016	—	2 951 576	610	—	—	40 175	106 990
2017	—	1 150 707	253	—	—	4 173	236 080
2018	—	3 793 992	896	—	—	149 315	67 380
2019	—	2 515 559	534	—	—	110 976	160 211
2020	—	—	—	—	—	—	—
2021	—	2 071 555	463	—	—	—	—
2022	—	7 273 401	1 610	—	—	—	—

Tableau 13. Résumé des abondances annuelles disponibles des civelles à l'échelle de la superficie (en kilomètres carrés) du bassin versant du plan d'eau récepteur. Les prises quotidiennes de civelles dans la rivière East, à Chester (RE-C), sont estimées en poids (kilogrammes), puis sous-échantillonnées pour leur estimation en nombre. Les estimations pour le ruisseau du lac Eel (RLE) et le lac West Harbor (LWH) ont été déclarées en nombre de civelles. Les estimations indiquées ci-dessous en kilogrammes par kilomètre carré pour ces indices supposent 5 000 civelles par kilogramme, une estimation annuelle agrégée typique pour RE-C. ET = erreur type. Les IC à 2,5 et 97,5 sont les limites inférieure et supérieure de l'intervalle de confiance à 95 centiles.

Années	Réseau fluvial	Unité	Moyenne nominale	Médiane nominale	Moyenne	Médiane	ET	IC à 2,5	IC à 97,5
1996-2002, 2008-2018	RE-C	kg	2,58	2,33	2,64	2,55	0,89	1,09	4,58
1996-2002, 2008-2018	RE-C	n	12 991	12 107	13 314	13 110	4 073	5 969	21 800
1996-2002, 2008-2022	RE-C	kg	3,12	2,82	3,12	3,09	0,52	2,23	4,25
2001-2021	LWH	kg	0,57	0,79	1,21	1,19	0,28	0,69	1,80
2001-2002, 2008-2022	RE-C	kg	2,77	3,34	3,10	3,09	0,35	2,41	3,80
2001-2002, 2008-2021	LWH	kg	0,95	1,24	1,49	1,48	0,33	0,91	2,20
1996-2002, 2008-2022	RE-C	n	15 258	14 387	15 258	15 090	2 289	11 312	20 239
2001-2021	LWH	n	2 789	3 958	6 032	5 959	1 387	2 584	8 967
2001-2002, 2008-2022	RE-C	n	13 775	16 166	15 262	15 282	1 575	12 204	18 428
2001-2002, 2008-2022	LWH	n	4 767	6 192	7 459	7 402	1 624	4 533	10 620
2014-2019	RE-C	kg	3,4	3,77	3,73	3,73	0,65	2,53	5,00
2014-2019	RLE	kg	3,12	1,81	3,12	3,10	1,19	1,03	5,58
2014-2019	LWH	kg	1,55	1,86	1,86	1,86	0,40	1,11	2,66
2014-2019	RE-C	n	16 373	19 211	17 750	17 749	2 688	12 635	22 922
2014-2019	RLE	n	15 624	9 035	15 624	15 529	5 808	4 797	27 580
2014-2019	LWH	n	7 767	9 311	9 311	9 286	2 010	5 561	13 246

Tableau 14a. Résultats de l'analyse de la variance entre les indices de l'abondance des civelles exprimés en nombre de civelles par kilomètre carré d'habitat récepteur pour la rivière East, à Chester, le ruisseau du lac Eel et le lac West Harbor. La colonne Années indique les années d'observations associées à chaque test. DDL = degré de liberté.

Années	DDL	Valeur F	Pr(>F)
Toutes	2,43	6,178	0,01
2001-2002, 2008-2019	2,36	8,152	0,01
2014 à 2019	2,15	1,044	0,38

Tableau 14b. Résultats du test t entre la rivière East, à Chester, et le lac West Harbor pour les années de surveillance commune. La colonne Années indique les années d'observations associées au test. DDL = degré de liberté.

Années	DDL	t	Valeur de p
2001-2002, 2008-2019	24	3,9891	0,001

Tableau 14c. Résultats des tests DSH (différence significative honnête) de Tukey entre des paires d'indices. La colonne Années indique les années d'observations associées à chaque test. RE-C = rivière East, à Chester; RLE = ruisseau du lac Eel; LWH = lac West Harbor.

Années	Cours d'eau comparés	Différence	Inférieure	Supérieure	p ajustée
Toutes	RLE, RE-C	367	-10 540	11 273	0,99
Toutes	LWH, RE-C	-10 132	-17 592	-2 673	0,01
Toutes	LWH, RLE	-10 499	-21 532	534	0,07
2001-2002, 2008-2019	RLE, RE-C	352	-9 106	9 807	0,99
2001-2002, 2008-2020	LWH, RE-C	-10 146	-16 971	-3 321	0,01
2001-2002, 2008-2021	LWH, RLE	-10 499	-19 573	-1 424	0,02
2014 à 2019	RLE, RE-C	-2 125	-17 901	13 651	0,94
2015 à 2019	LWH, RE-C	-8 439	-24 215	7 338	0,37
2016 à 2019	LWH, RLE	-6 313	-22 090	9 463	0,56

Tableau 15. Sélection d'un modèle pour les indices normalisés de l'abondance d'après les séries de données de la pêche à l'électricité de l'anguille dans les rivières LaHave (LH), Nashwaak (NW) et St. Mary's (SM) à l'aide de modèles linéaires généralisés : les distributions (D) sont soit binomiales avec excès de zéros (BEZ), soit binomiales négatives (BN). Delta du critère d'information d'Akaike corrigé (ΔCIAC), test de Kolmogorov-Smirnov (KS), test de dispersion (Disp), DDL = degré de liberté, erreur quadratique moyenne (EQM), signification statistique de la variance des variables testées * $p < 0,05$, ** $p = 0,01$, *** $p < 0,01$. Le sous-ensemble 1 comprend tous les ensembles de données pour lesquels des données sur la superficie et l'emplacement sont disponibles pour chaque site. Le sous-ensemble 2 comprend tous les ensembles de données pour lesquels des données sur la superficie, l'emplacement et le débit sont disponibles pour chaque site. Le sous-ensemble 3 comprend tous les ensembles de données pour lesquels des données sur la superficie, l'emplacement, le débit et la température de l'eau sont disponibles pour chaque site.

Rivière	Sous-ensemble	Modèle conditionnel	D	ΔCIAC	DDL	KS	Valeur de p Disp	EQM
LH	3	Catch~offset(log(Area))+fYear*+Flow***+fMonth***+fBranch***+WaterT***	BN	0	29	0,84	0,36	10,22
LH	3	Catch~offset(log(Area))+fYear* +Flow***+fMonth***+fBranch*** +WaterT***	BEZ	2,8	30	0,98	0,34	10,22
LH	3	Catch~offset(log(Area))+fYear* +I.Flow***+fMonth*** +fBranch***+WaterT***	BN	4	29	0,96	0,37	10,45
LH	3	Catch~offset(log(Area))+fYear* +I.Flow***+fMonth*** +fBranch***+WaterT***	BEZ	6,8	3	0,90	0,37	10,45
LH	2	Catch~offset(log(Area))+fYear* +Flow***+fMonth*** +fBranch***	BN	0	28	0,73	0,08	10,14
LH	2	Catch~offset(log(Area))+fYear* +Flow***+fMonth* +fBranch***	BEZ	1,4	29	0,77	0,14	9,86
LH	2	Catch~offset(log(Area))+fYear* +I.Flow*+fMonth** +fBranch***	BN	5,1	28	0,97	0,24	10,19
LH	2	Catch~offset(log(Area))+fYear* +I.Flow*+fMonth* +fBranch***	BEZ	7,5	29	0,97	0,18	10,05
LH	1	Catch~offset(log(Area))+fYear* +fMonth**+fBranch***	BN	0	27	0,95	0,18	10,67
LH	1	Catch~offset(log(Area))+fYear* +fMonth*+fBranch***	BN	1,8	28	0,94	0,14	10,42
LH	1	Catch~offset(log(Area))+Year** *+fMonth***+Branch***	BN	22,2	6	0,89	0,21	13,81
LH	1	Catch~offset(log(Area))+fYear* +fMonth**	BN	29	26	0,43	0,33	11,53
SM	3	Catch~offset(log(Area))+fYear*+I.Flow+fMonth* +fBranch***+WaterT***	BEZ	0,0	26	0,82	0,78	11,45
SM	3	Catch~offset(log(Area))+fYear* +Flow+fMonth*+fBranch*** +WaterT***	BN	0,1	26	0,59	0,74	11,32
SM	3	Catch~offset(log(Area))+fYear* +Flow+fMonth*+fBranch*** +WaterT***	BN	2,7	27	0,65	0,80	11,45
SM	3	Catch~offset(log(Area))+fYear* +I.Flow+fMonth+fBranch*** +WaterT***	BEZ	2,7	27	0,97	0,75	11,32
SM	2	Catch~offset(log(Area))+fYear* +Flow+fMonth +fBranch***	BN	0,0	23	0,83	0,224	10,23

Rivière	Sous-ensemble	Modèle conditionnel	D	ΔCI_{Ac}	DDL	KS	Valeur de p Disp	EQM
SM	2	Catch~offset(log(Area))+fYear* +I.Flow+fMonth +fBranch***	BN	0,2	23	0,75	0,30	10,30
SM	2	Catch~offset(log(Area))+fYear* +Flow+fMonth +fBranch***	BEZ	2,7	24	0,98	0,29	10,22
SM	2	Catch~offset(log(Area))+fYear* +I.Flow+fMonth +fBranch***	BEZ	2,8	24	0,94	0,34	10,30
SM	1	Catch~offset(log(Area))+fYear* +fMonth+fBranch***	BN	0,0	24	0,75	0,36	10,28
SM	1	Catch~offset(log(Area))+fYear* +fMonth+fBranch***	BEZ	2,6	25	0,80	0,32	10,28
SM	1	Catch~offset(log(Area))+fYear*	BN	8,2	21	0,99	0,91	13,91
SM	1	Catch~offset(log(Area))+fYear* +fMonth	BN	11,9	6	0,74	0,98	13,27
NW	3	Catch~offset(log(Area))+fYear* +Flow+fMonth +fBranch**+WaterT**	BEZ	0,0	41	0,90	0,92	9,67
NW	3	Catch~offset(log(Area))+fYear* +WaterT**	BEZ	1,9	37	0,95	0,82	9,61
NW	3	Catch~offset(log(Area))+fYear* +I.Flow+fMonth +fBranch**+WaterT**	BEZ	3,2	41	0,56	0,98	9,67
NW	3	Catch~offset(log(Area))+fYear* +Flow+fMonth+WaterT**	BEZ	4,1	40	0,76	0,87	9,62
NW	2	Catch~offset(log(Area))+fYear* +Flow+fMonth +fBranch**	BEZ	0,0	40	0,60	0,93	9,66
NW	2	Catch~offset(log(Area))+fYear* +Flow	BEZ	1,4	37	0,90	0,85	9,62
NW	2	Catch~offset(log(Area))+fYear* +I.Flow+fMonth +fBranch**	BEZ	2,5	40	0,85	1,00	9,65
NW	2	Catch~offset(log(Area))+fYear* +I.Flow	BEZ	3,5	37	0,94	0,90	9,62
NW	1	Catch~offset(log(Area))+fYear* +fMonth+fBranch**	BEZ	0,0	39	0,77	0,97	9,67
NW	1	Catch~offset(log(Area))+Year*** +fMonth+fBranch	BEZ	43,8	7	0,89	0,86	10,83
NW	1	Catch~offset(log(Area))+fYear* +fMonth+fBranch**	BN	45,8	38	0,74	0,024*	9,59
NW	1	Catch~offset(log(Area))+fYear**	BN	48,6	35	0,32	0,08	9,48

Tableau 16. Indices de l'abondance calculés à l'aide de modèles binomiaux négatifs avec excès de zéros (BEZ) et indices de l'abondance nominale selon les relevés par pêche à l'électricité (anguilles par 100 m²) dans la rivière LaHave. Den = densité, ET = erreur type de la moyenne, n = nombre de sites du relevé.

Année	n*	Den*	ET*	n**	Den**	ET**	n***	Den***	ET***	Indice nominal	ET nominal
1995	28	1,22	0,32	28	1,27	0,33	26	1,24	0,33	1,11	0,15
1997	13	1,14	0,42	13	1,12	0,39	11	1,51	0,55	0,87	0,23
2002	14	0,62	0,19	14	0,62	0,18	14	0,66	0,19	0,8	0,25
2003	11	0,37	0,13	11	0,36	0,12	10	0,33	0,11	0,36	0,1
2004	12	0,12	0,05	12	0,12	0,05	12	0,11	0,04	0,11	0,06
2005	15	0,19	0,07	15	0,19	0,07	15	0,18	0,07	0,21	0,08
2006	10	0,31	0,11	10	0,3	0,11	9	0,19	0,07	0,4	0,2
2007	7	0,01	0,01	7	0,01	0,01	7	0,01	0,01	0,01	0,01
2008	6	0,06	0,04	6	0,06	0,04	5	0,07	0,04	0,06	0,03
2009	9	0,25	0,09	9	0,25	0,09	9	0,25	0,09	0,27	0,11
2010	9	0,74	0,29	9	0,74	0,28	9	0,78	0,28	0,86	0,36
2011	4	0,28	0,16	4	0,27	0,15	3	0,46	0,3	0,32	0,21
2012	8	0,38	0,16	8	0,43	0,22	8	0,42	0,21	0,4	0,16
2013	8	0,69	0,31	8	0,49	0,21	8	0,47	0,19	0,51	0,32
2014	10	0,46	0,18	10	0,5	0,19	10	0,41	0,15	0,48	0,16
2015	9	0,59	0,22	9	0,65	0,23	9	0,68	0,23	0,71	0,37
2016	5	1,39	0,68	5	1,32	0,62	5	1,73	0,86	1,33	0,42
2017	11	0,54	0,2	11	0,51	0,19	11	0,53	0,19	0,54	0,26
2018	7	0,78	0,33	7	0,73	0,29	7	0,72	0,29	0,96	0,46
2019	2	0,89	0,66	2	0,68	0,49	2	0,65	0,44	0,91	0,83
2020	2	0,26	0,22	2	0,26	0,22	2	0,26	0,2	0,27	0,16
2021	5	0,51	0,26	5	0,54	0,27	5	0,49	0,23	0,49	0,24
2022	6	0,79	0,34	6	0,79	0,34	6	0,85	0,36	0,91	0,35

* Modèle 1 : Comprend le sous-ensemble de données 1 – superficie, emplacement; ensemble de données complet (n = 211)

** Modèle 2 : Comprend le sous-ensemble de données 2 – superficie, emplacement, débit; ensemble de données complet (n = 211)

*** Modèle 3 : Comprend le sous-ensemble de données 3 – superficie, emplacement, température de l'eau; ensemble de données réduit (n = 203)

Tableau 17. Indices de l'abondance calculés à l'aide de modèles binomiaux négatifs avec excès de zéros (BEZ) et indices de l'abondance nominale selon les relevés par pêche à l'électricité (anguilles par 100 m²) dans la rivière St. Mary's. Den = densité, ET = erreur type de la moyenne, n = nombre de sites du relevé.

Année	n*	Den*	ET*	n**	Den**	ET**	n***	Den***	ET***	Indice nominal	ET nominal
1995	28	1,22	0,32	28	1,27	0,33	26	1,24	0,33	1,11	0,15
1997	13	1,14	0,42	13	1,12	0,39	11	1,51	0,55	0,87	0,23
2002	14	0,62	0,19	14	0,62	0,18	14	0,66	0,19	0,8	0,25
2003	11	0,37	0,13	11	0,36	0,12	10	0,33	0,11	0,36	0,1
2004	12	0,12	0,05	12	0,12	0,05	12	0,11	0,04	0,11	0,06
2005	15	0,19	0,07	15	0,19	0,07	15	0,18	0,07	0,21	0,08
2006	10	0,31	0,11	10	0,3	0,11	9	0,19	0,07	0,4	0,2
2007	7	0,01	0,01	7	0,01	0,01	7	0,01	0,01	0,01	0,01
2008	6	0,06	0,04	6	0,06	0,04	5	0,07	0,04	0,06	0,03
2009	9	0,25	0,09	9	0,25	0,09	9	0,25	0,09	0,27	0,11
2010	9	0,74	0,29	9	0,74	0,28	9	0,78	0,28	0,86	0,36
2011	4	0,28	0,16	4	0,27	0,15	3	0,46	0,3	0,32	0,21
2012	8	0,38	0,16	8	0,43	0,22	8	0,42	0,21	0,4	0,16
2013	8	0,69	0,31	8	0,49	0,21	8	0,47	0,19	0,51	0,32
2014	10	0,46	0,18	10	0,5	0,19	10	0,41	0,15	0,48	0,16
2015	9	0,59	0,22	9	0,65	0,23	9	0,68	0,23	0,71	0,37
2016	5	1,39	0,68	5	1,32	0,62	5	1,73	0,86	1,33	0,42
2017	11	0,54	0,2	11	0,51	0,19	11	0,53	0,19	0,54	0,26
2018	7	0,78	0,33	7	0,73	0,29	7	0,72	0,29	0,96	0,46
2019	2	0,89	0,66	2	0,68	0,49	2	0,65	0,44	0,91	0,83
2020	2	0,26	0,22	2	0,26	0,22	2	0,26	0,2	0,27	0,16
2021	5	0,51	0,26	5	0,54	0,27	5	0,49	0,23	0,49	0,24
2022	6	0,79	0,34	6	0,79	0,34	6	0,85	0,36	0,91	0,35

* Modèle 1 : Comprend le sous-ensemble de données 1 – superficie, emplacement; ensemble de données complet (n = 202)

** Modèle 2 : Comprend le sous-ensemble de données 2 – superficie, emplacement, débit; ensemble de données complet (n = 202)

*** Modèle 3 : Comprend le sous-ensemble de données 3 – superficie, emplacement, température de l'eau; ensemble de données réduit (n = 201)

Tableau 18. Indices de l'abondance calculés à l'aide de modèles binomiaux négatifs avec excès de zéros (BEZ) et indices de l'abondance nominale selon les relevés par pêche à l'électricité (anguilles par 100 m²) dans la rivière Nashwaak. Den = densité, ET = erreur type de la moyenne, n = nombre de sites du relevé.

Année	n*	Den*	ET*	n**	Den**	ET**	n***	Den***	ET***	Indice nominal	ET nominal
1988	7	1,95	0,55	7	1,95	0,54	7	1,96	0,56	1,62	0,52
1989	8	3,35	0,72	8	3,35	0,72	8	3,38	0,73	3,62	0,41
1990	5	2,88	0,77	5	2,88	0,77	5	2,89	0,77	3,16	0,67
1991	8	2,12	0,47	8	2,12	0,47	8	2,11	0,47	2,35	0,52
1992	6	0,66	0,19	6	0,67	0,19	6	0,67	0,2	0,63	0,29
1993	10	1,96	0,44	10	1,96	0,44	10	1,98	0,44	1,47	0,44
1994	12	1,12	0,33	12	1,13	0,33	12	1,15	0,33	0,54	0,24
1995	8	0,92	0,31	8	0,92	0,31	8	0,9	0,31	0,62	0,32
1996	9	1,32	0,28	9	1,33	0,28	9	1,35	0,29	1,39	0,22
1997	9	0,96	0,2	9	0,96	0,2	9	0,97	0,2	1,04	0,23
1998	13	1,39	0,27	13	1,41	0,27	13	1,4	0,27	1,22	0,26
1999	9	0,88	0,23	9	0,89	0,24	9	0,86	0,23	0,73	0,25
2000	12	1,22	0,23	12	1,22	0,23	12	1,23	0,24	1,26	0,27
2001	15	1,57	0,27	15	1,57	0,27	15	1,59	0,27	1,72	0,29
2002	9	1,29	0,27	9	1,3	0,27	9	1,3	0,27	1,36	0,35
2003	14	0,72	0,17	14	0,72	0,17	14	0,71	0,17	0,54	0,14
2004	25	1,56	0,2	24	1,58	0,21	24	1,6	0,22	1,71	0,18
2005	25	1,35	0,18	25	1,35	0,18	25	1,36	0,19	1,47	0,24
2006	25	0,84	0,13	25	0,84	0,13	25	0,83	0,13	0,85	0,15
2007	26	1,37	0,19	26	1,37	0,19	26	1,36	0,2	1,43	0,19
2008	16	1,19	0,19	16	1,16	0,21	16	1,16	0,21	1,27	0,28
2009	8	1,22	0,27	8	1,21	0,27	8	1,22	0,27	1,34	0,3
2010	10	1,01	0,2	10	1,01	0,2	10	1,04	0,21	1,08	0,3
2011	10	0,61	0,14	10	0,61	0,14	10	0,62	0,14	0,62	0,11
2012	10	1,56	0,29	10	1,56	0,29	10	1,57	0,29	1,73	0,34
2013	22	0,23	0,06	22	0,22	0,06	22	0,21	0,05	0,19	0,06
2014	27	0,69	0,09	27	0,7	0,11	27	0,71	0,12	0,75	0,06
2015	10	1,29	0,25	10	1,3	0,25	10	1,29	0,25	1,38	0,24
2016	10	1,69	0,32	10	1,7	0,33	10	1,69	0,32	1,8	0,41
2017	10	1,16	0,23	10	1,16	0,23	10	1,17	0,23	1,24	0,23
2018	10	1,31	0,26	9	1,19	0,25	9	1,19	0,25	1,29	0,24
2019	10	0,93	0,19	10	0,94	0,19	10	0,95	0,19	1	0,21
2021	14	1,01	0,19	14	1	0,19	14	1,01	0,19	1,07	0,23
2022	20	1,22	0,19	20	1,22	0,19	20	1,21	0,19	1,33	0,16

* Modèle 1 : Comprend le sous-ensemble de données 1 – superficie, emplacement; ensemble de données complet (n = 442)

** Modèle 2 : Comprend le sous-ensemble de données 2 – superficie, emplacement, débit; ensemble de données réduit (n = 440)

*** *Modèle 3 : Comprend le sous-ensemble de données 3 – superficie, emplacement, température de l'eau; ensemble de données réduit ($n = 440$)*

Tableau 19. Résultats de l'analyse fondée sur les modèles ARMMI et de l'analyse des tendances pour les anguilles d'Amérique échantillonnées lors de relevés par pêche à l'électricité dans les rivières LaHave, St. Mary's et Nashwaak. La probabilité que l'abondance pour les années de référence (AR) soit inférieure au quantile précisé est indiquée. Les statistiques tau (τ) de Mann-Kendall (M-K) pour la présence d'une tendance et la statistique de Shapiro-Wilks (S-W) pour la normalité des résiduels des modèles ARMMI sont indiquées. « S.O. » signifie « sans objet » et « N.S. » signifie « non significatif ».

Rivière	Début AR	Fin AR	n	Quantile	AR-1	Prob(AR-1<Q)	AR-2	Prob(AR-2<Q)	(τ) M-K	Valeur de p	Tendance	W S-W	Valeur de p
LaHave	1995	2022	23	25	2022	0,10	2021 à 2022	0,13	0,19	0,22	N.S.	0,926	0,1
LaHave	1995	2022	23	50	2022	0,34	2021 à 2022	0,38	S. O.	S. O.	S. O.	S. O.	S. O.
LaHave	1995	2022	23	75	2022	0,67	2021 à 2022	0,71	S. O.	S. O.	S. O.	S. O.	S. O.
LaHave	2002	2022	21	25	2022	0,05	2021 à 2022	0,06	0,40	0,01	Positive	0,76	0,01
LaHave	2002	2022	21	50	2022	0,22	2021 à 2022	0,24	S. O.	S. O.	S. O.	S. O.	S. O.
LaHave	2002	2022	21	75	2022	0,50	2021 à 2022	0,50	S. O.	S. O.	S. O.	S. O.	S. O.
LaHave	1995	2017	23	25	2022	0,11	2021 à 2022	0,14	S. O.	S. O.	S. O.	S. O.	S. O.
LaHave	1995	2017	23	50	2022	0,31	2021 à 2022	0,34	S. O.	S. O.	S. O.	S. O.	S. O.
LaHave	1995	2017	23	75	2022	0,67	2021 à 2022	0,71	S. O.	S. O.	S. O.	S. O.	S. O.
St. Mary's	1995	2022	20	25	2022	0,33	2021 à 2022	0,34	0,05	0,77	N.S.	0,96	0,54
St. Mary's	1995	2022	20	50	2022	0,50	2021 à 2022	0,54	S. O.	S. O.	S. O.	S. O.	S. O.
St. Mary's	1995	2022	20	75	2022	0,75	2021 à 2022	0,76	S. O.	S. O.	S. O.	S. O.	S. O.
St. Mary's	2003	2022	18	25	2022	0,15	2021 à 2022	0,14	0,29	0,10	N.S.	0,98	0,91
St. Mary's	2003	2022	18	50	2022	0,30	2021 à 2022	0,29	S. O.	S. O.	S. O.	S. O.	S. O.
St. Mary's	2003	2022	18	75	2022	0,46	2021 à 2022	0,47	S. O.	S. O.	S. O.	S. O.	S. O.
St. Mary's	1995	2017	18	25	2022	0,34	2021 à 2022	0,37	S. O.	S. O.	S. O.	S. O.	S. O.
St. Mary's	1995	2017	18	50	2022	0,51	2021 à 2022	0,54	S. O.	S. O.	S. O.	S. O.	S. O.
St. Mary's	1995	2017	18	75	2022	0,75	2021 à 2022	0,74	S. O.	S. O.	S. O.	S. O.	S. O.
Nashwaak	1988	2022	34	25	2022	0,41	2021 à 2022	0,41	-0,26	0,03	Négative	0,98	0,7
Nashwaak	1988	2022	34	50	2022	0,67	2021 à 2022	0,67	S. O.	S. O.	S. O.	S. O.	S. O.
Nashwaak	1988	2022	34	75	2022	0,87	2021 à 2022	0,89	S. O.	S. O.	S. O.	S. O.	S. O.
Nashwaak	1995	2022	27	25	2022	0,26	2021 à 2022	0,28	-0,08	0,56	N.S.	0,97	0,5
Nashwaak	1995	2022	27	50	2022	0,43	2021 à 2022	0,42	S. O.	S. O.	S. O.	S. O.	S. O.
Nashwaak	1995	2022	27	75	2022	0,55	2021 à 2022	0,55	S. O.	S. O.	S. O.	S. O.	S. O.
Nashwaak	2002	2022	20	25	2022	0,44	2021 à 2022	0,45	-0,95	0,58	N.S.	0,97	0,81
Nashwaak	2002	2022	20	50	2022	0,58	2021 à 2022	0,57	S. O.	S. O.	S. O.	S. O.	S. O.
Nashwaak	2002	2022	20	75	2022	0,70	2021 à 2022	0,69	S. O.	S. O.	S. O.	S. O.	S. O.
Nashwaak	1988	2017	34	25	2022	0,41	2021 à 2022	0,43	S. O.	S. O.	S. O.	S. O.	S. O.
Nashwaak	1988	2017	34	50	2022	0,66	2021 à 2022	0,70	S. O.	S. O.	S. O.	S. O.	S. O.
Nashwaak	1988	2017	34	75	2022	0,88	2021 à 2022	0,91	S. O.	S. O.	S. O.	S. O.	S. O.

Tableau 20. Estimations de l'échappée d'anguilles adultes (argentées) obtenues dans les pièges de dénombrement installés dans le ruisseau du lac Oakland et le ruisseau du lac Eel, par année. Les estimations sont rapportées à l'habitat lacustre (hl) et au bassin versant (bv) en termes de nombre (n) et de kilogrammes (kg) par hectare (ha). Les tirets (–) signifient que les calculs n'ont pas été effectués.

Année	Emplacement	Individus capturés (n)	Individus échantillonnés (n)	Poids moyen (kg)	Poids total (kg)	n/hl ha	kg/hl ha	n/bv ha	kg/bv ha
2011*	Ruisseau du lac Oakland	272	228	0,1	27,8	4,1	0,42	0,7	0,07
2012	Ruisseau du lac Oakland	374	373	0,16	61,1	5,7	0,93	0,9	0,15
2013	Ruisseau du lac Oakland	526	526	0,14	74,5	8	1,13	1,3	0,18
2014	Ruisseau du lac Oakland	488	392	0,14	67,1	7,4	1,02	1,2	0,17
2015	Ruisseau du lac Oakland	523	410	0,12	63,6	7,9	0,96	1,3	0,16
2016*	Ruisseau du lac Oakland	153	144	0,14	19,3	2,3	0,29	0,4	0,05
2017	Ruisseau du lac Oakland	385	307	0,12	41,5	5,8	0,63	0,9	0,1
2018*	Ruisseau du lac Oakland	82	31	0,29	—	1,2	—	0,2	—
2019	Ruisseau du lac Oakland	158	123	0,12	41,5	2,4	0,63	0,4	0,1
2020	Ruisseau du lac Oakland	—	—	—	—	—	—	—	—
2021	Ruisseau du lac Oakland	—	—	—	—	—	—	—	—
2022	Ruisseau du lac Oakland	178	116	0,13	23,1	2,7	0,35	0,4	0,06
2014*	Ruisseau du lac Eel	214	203	0,1	21,8	1,8	0,19	0,6	0,06
2015	Ruisseau du lac Eel	944	944	0,09	85,7	8,1	0,73**	2,6	0,23
2016	Ruisseau du lac Eel	383	382	0,11	21,8	3,3	0,19	1	0,06
2017	Ruisseau du lac Eel	524	504	0,09	21,8	4,5	0,19	1,4	0,06
2018	Ruisseau du lac Eel	321	321	0,14	21,8	2,7	0,19	0,9	0,06
2019	Ruisseau du lac Eel	421	397	0,11	47,6	3,6	0,41	1,1	0,13
2020	Ruisseau du lac Eel	199	199	0,12	23,2	1,7	0,2	0,5	0,06
2021	Ruisseau du lac Eel	137	137	0,16	22,3	1,2	0,19	0,4	0,06

* Comptes partiels.

** 1,13 pour le ruisseau du lac Eel uniquement.

FIGURES

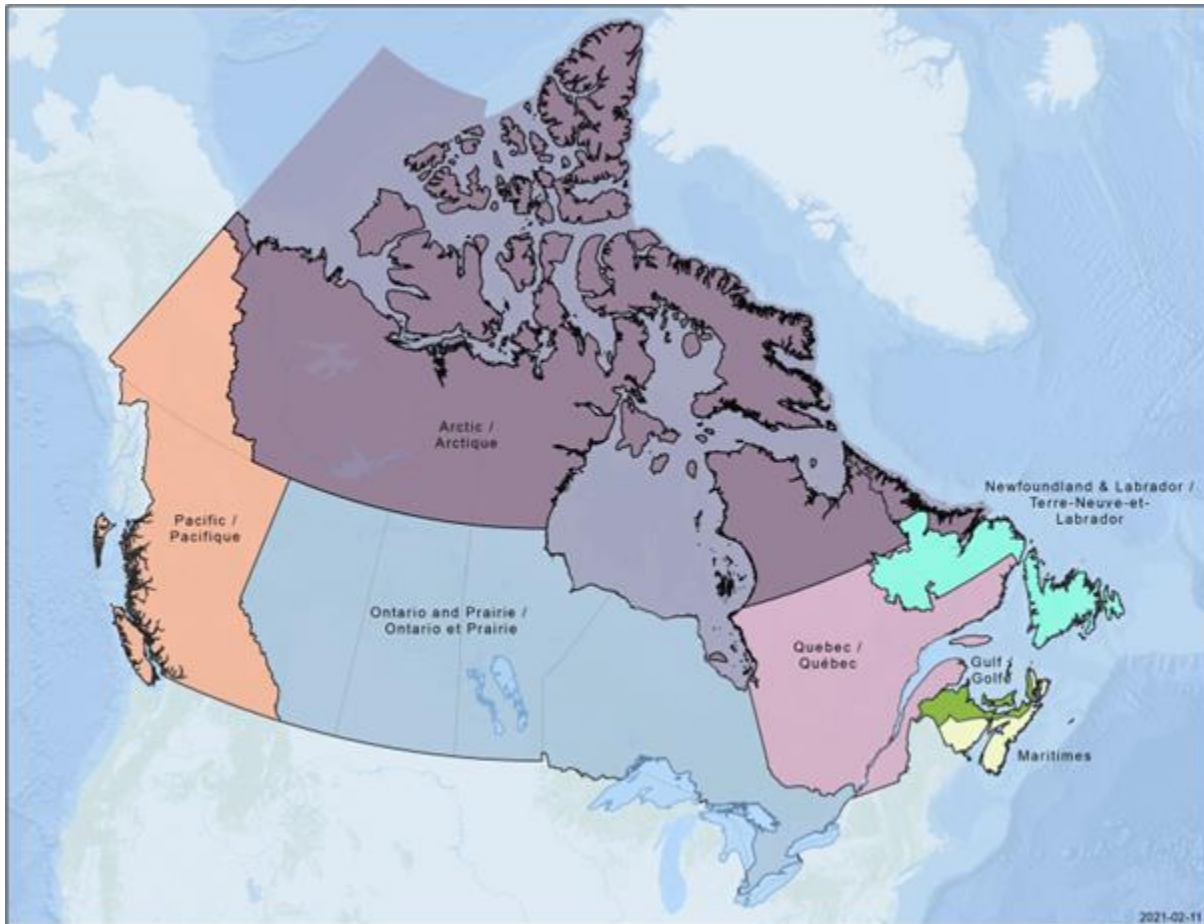


Figure 1. Carte des régions administratives de Pêches et Océans Canada (MPO).

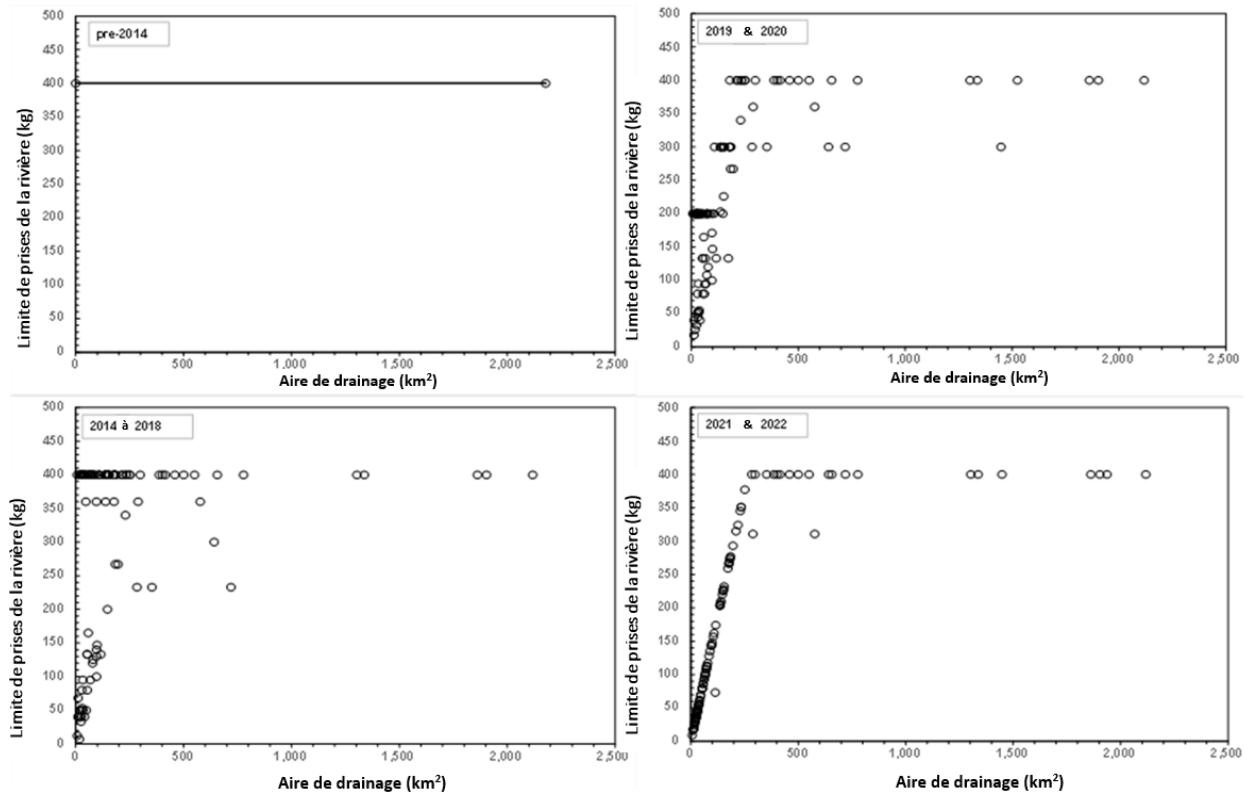


Figure 2. Scénarios de limites de prises dans la rivière (en kilogrammes) par rapport à la superficie du bassin versant (en kilogrammes par kilomètre carré) en vigueur depuis le début de la pêche commerciale de la civelle, en 1996, jusqu'en 2022.

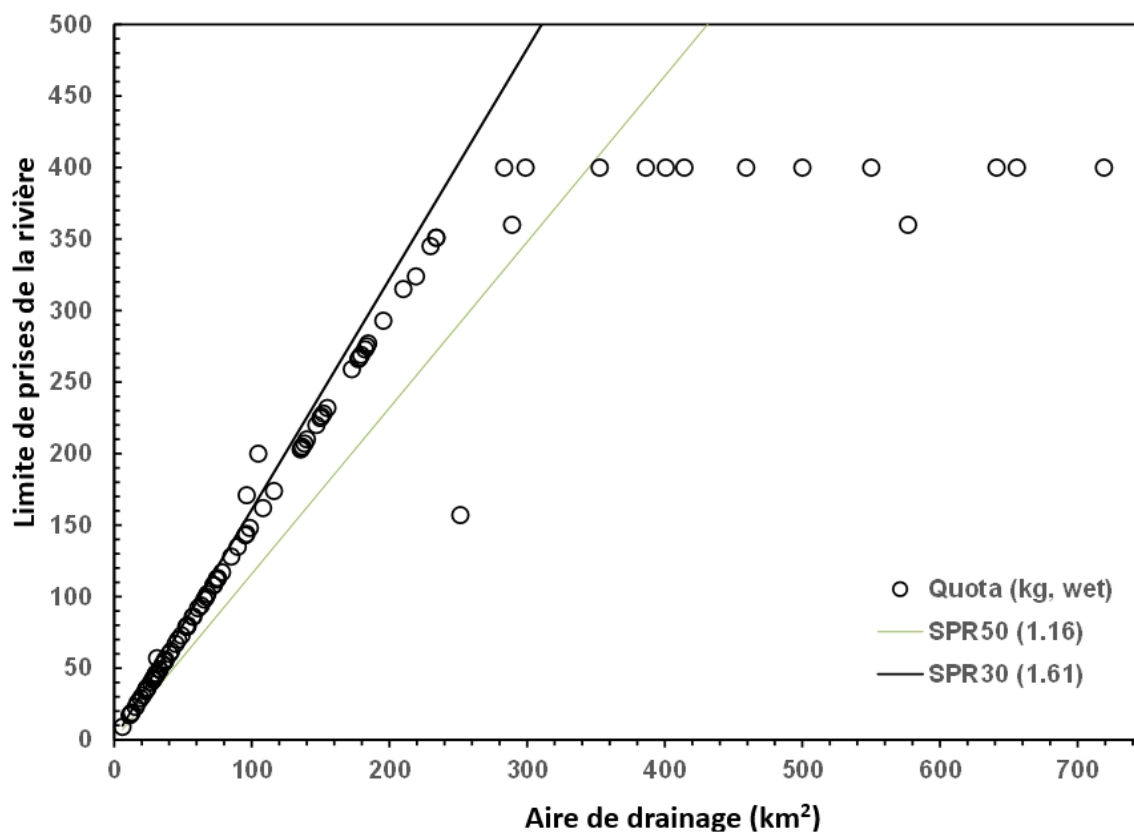


Figure 3. Limites de prises dans la rivière (en kilogrammes) par rapport à la superficie du bassin versant (en kilogrammes par kilomètre carré) en vigueur depuis 2021 par rapport aux niveaux de référence limite (RR30) et cible (RR50) pour la pêche de la civelle dans la région des Maritimes.

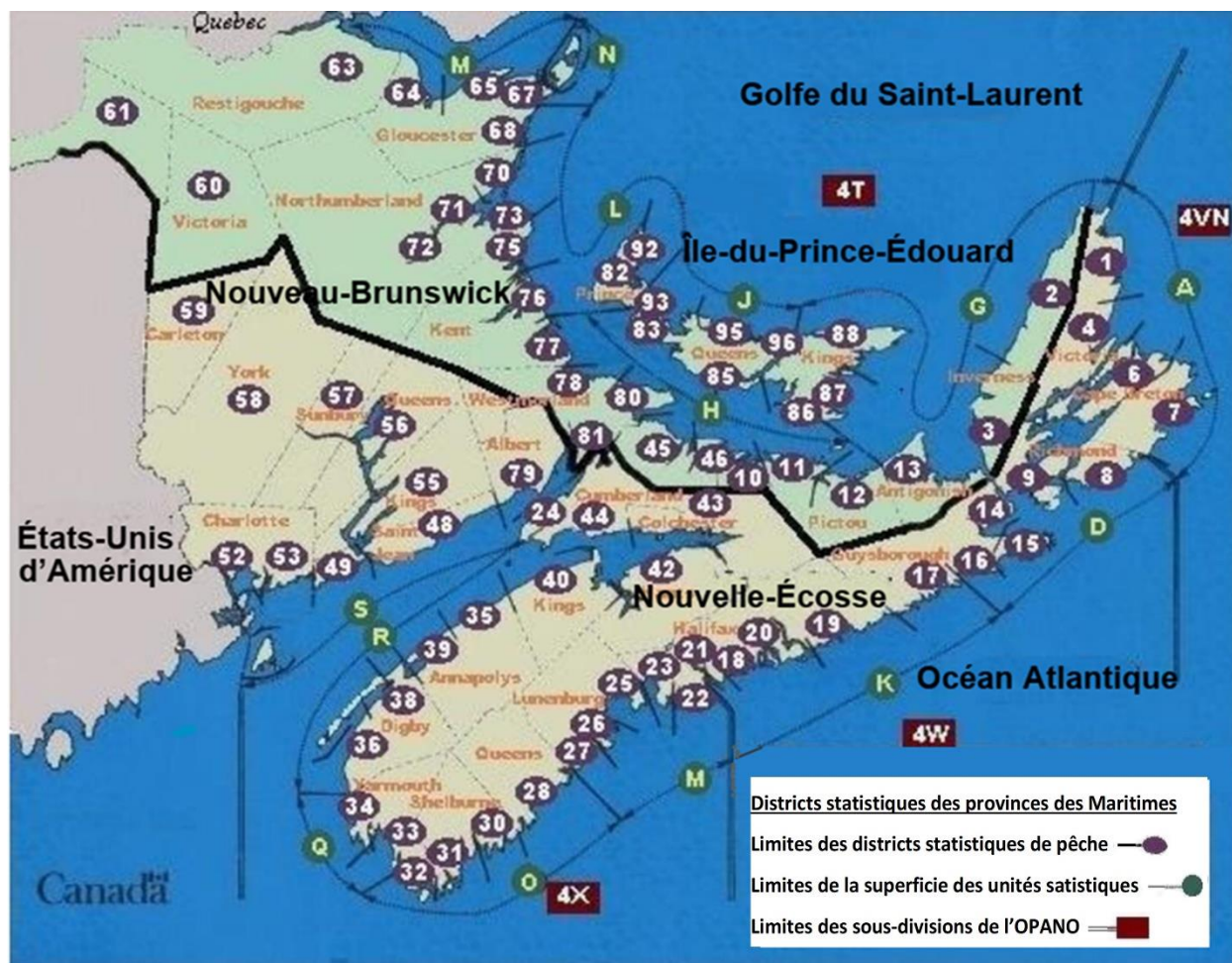


Figure 4. Carte des provinces maritimes montrant les parties du sud-ouest du Nouveau-Brunswick, de la baie de Fundy en Nouvelle-Écosse et de la côte atlantique de la Nouvelle-Écosse qui se trouvent dans la région des Maritimes. Les limites des comtés, qui définissent les limites géographiques pour les permis individuels de pêche de l'anguille de grande taille, sont illustrées. Les limites des districts statistiques des pêches (cercles bleus avec chiffres blancs) qui se trouvent dans la région représentent la base conventionnelle pour la déclaration des débarquements d'anguilles pour les années antérieures à 2015.

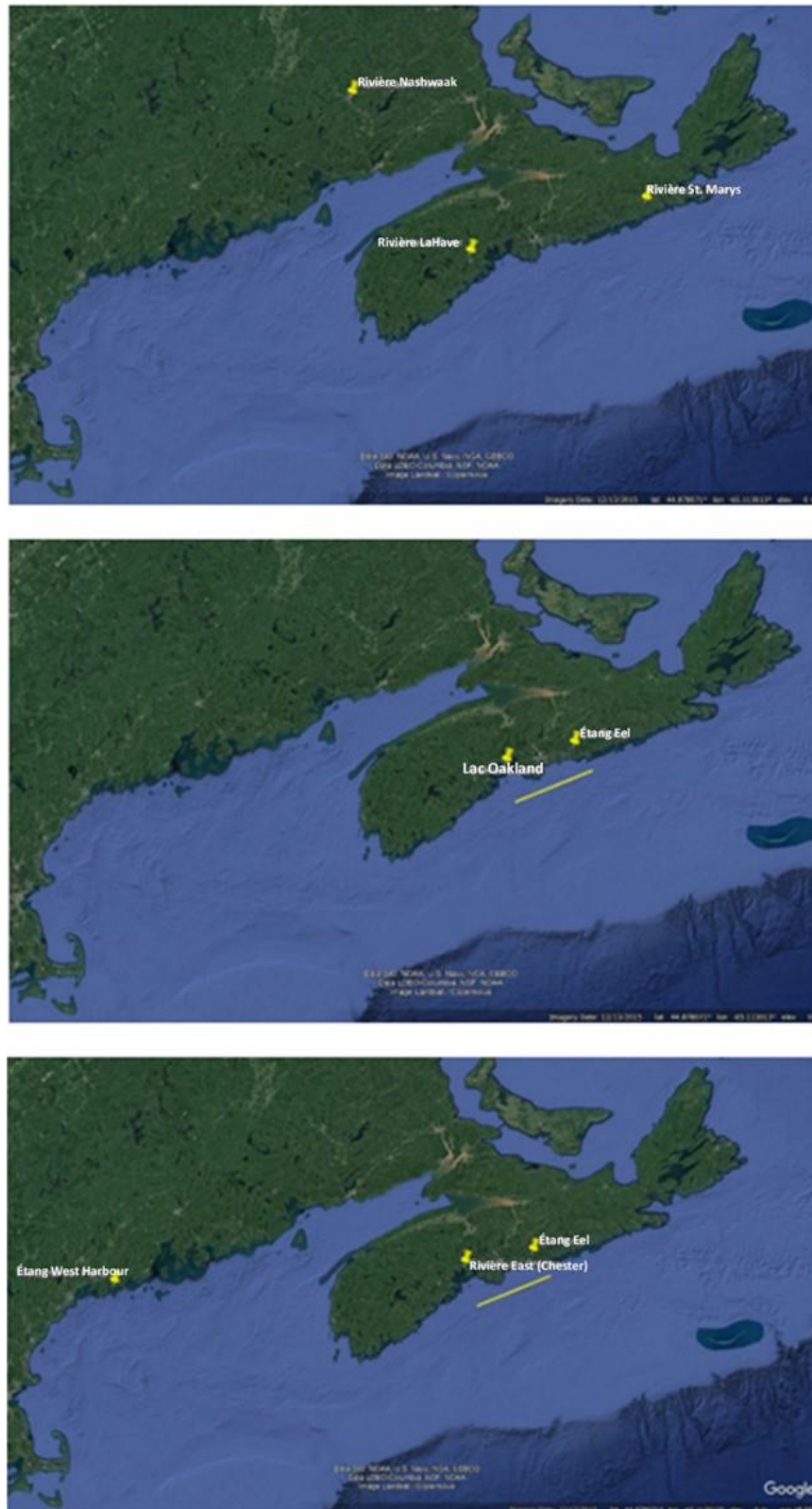


Figure 5. Emplacements des sites des données sur l'abondance des anguilles d'après la pêche à l'électricité (panneau supérieur), des sites de surveillance des remontes d'anguilles argentées (panneau du milieu) et des sites de surveillance des civelles (panneau inférieur) mentionnés dans le texte.

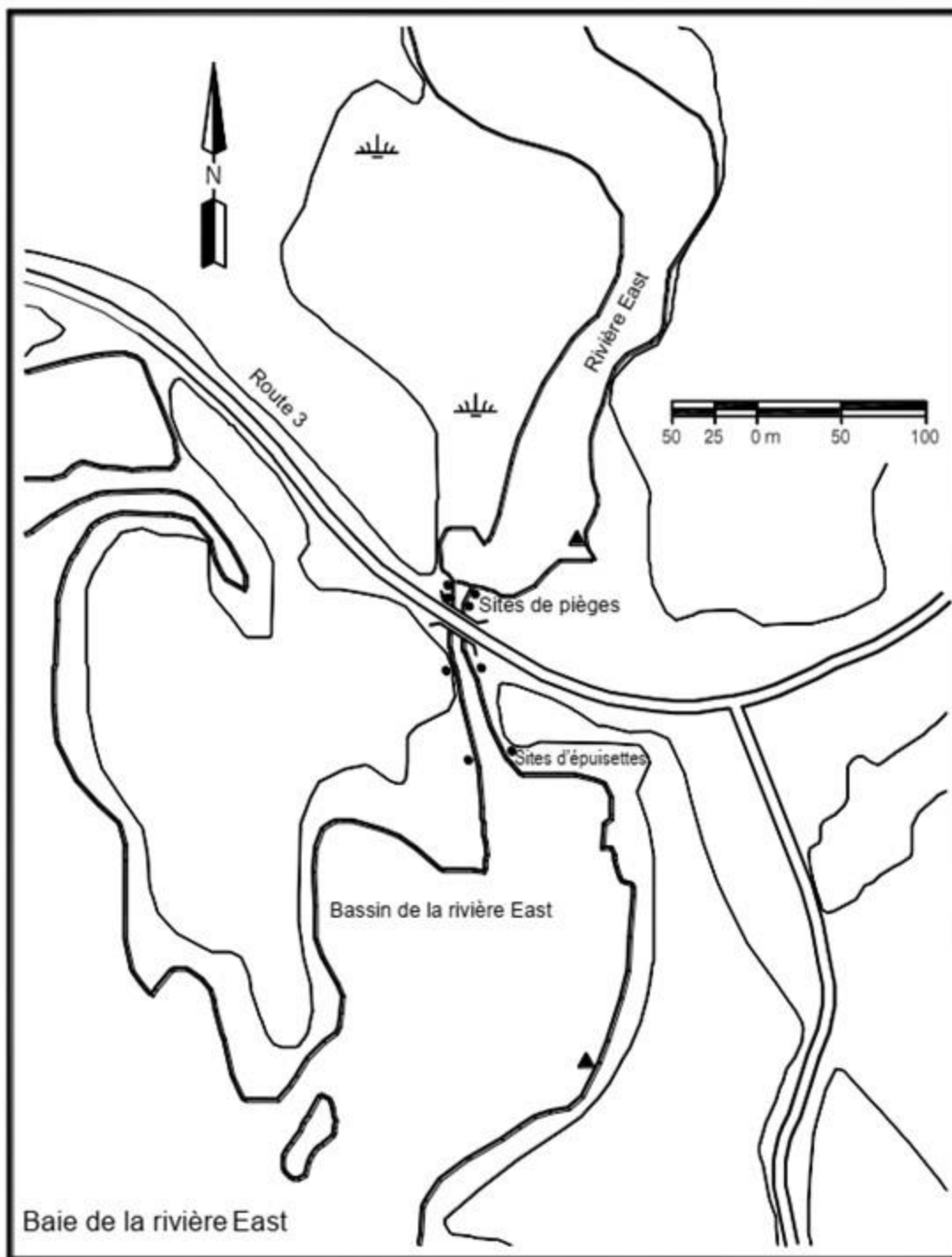


Figure 6. Emplacements de la pêche au piège en filet et à l'épuisette dans la rivière East, à Chester (Nouvelle-Écosse), indiqués par les cercles noirs. Les triangles noirs indiquent les sites de thermographe.

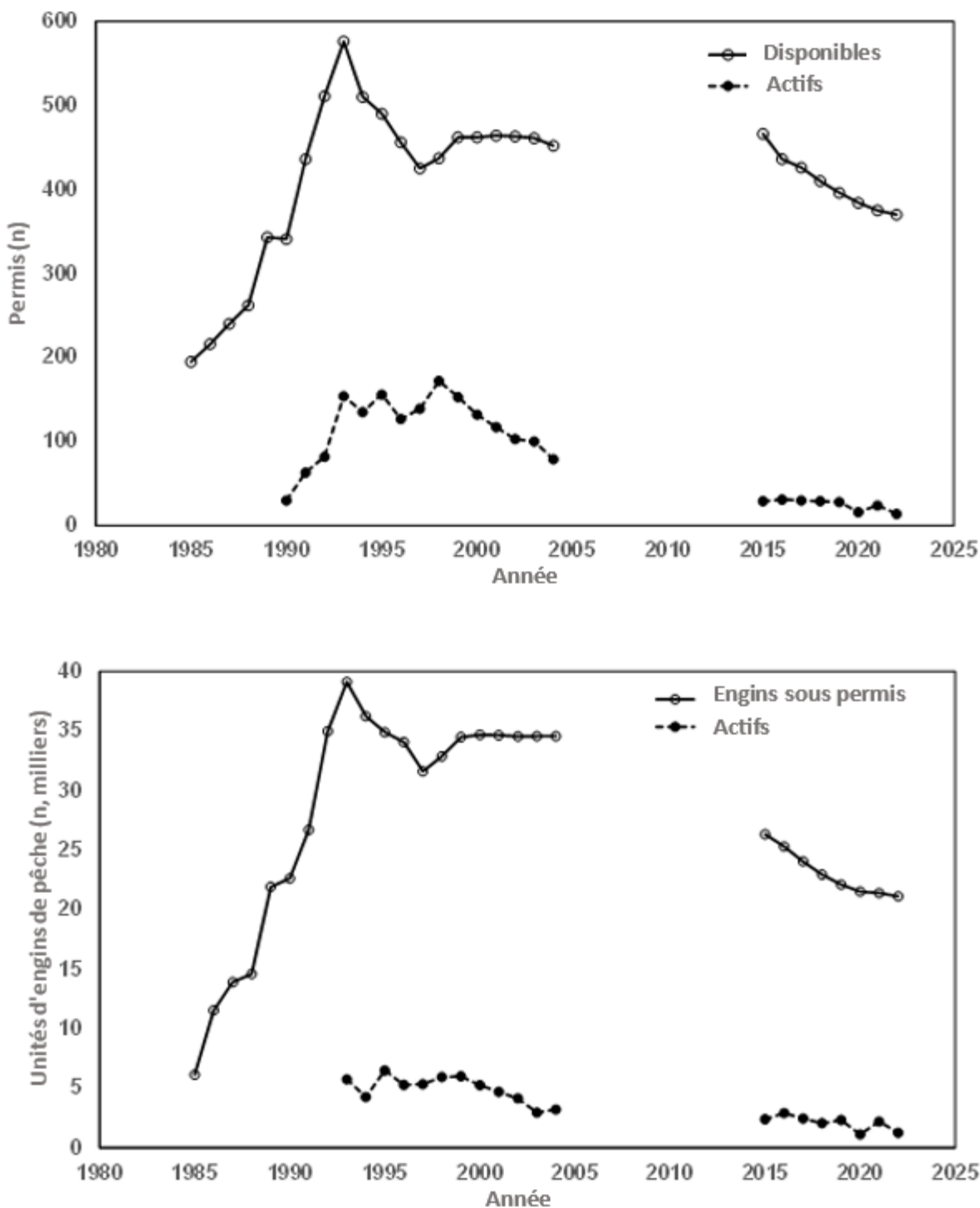


Figure 7. Panneau supérieur : Nombre de permis de pêche commerciale de l'anguille (ligne continue avec cercles blancs) et de permis de pêche commerciale actifs indiquant des prises d'anguilles (ligne tiretée avec cercles noirs), par année. Panneau inférieur : Quantité (en milliers) d'engins autorisés pour la pêche de l'anguille (ligne continue avec cercles blancs) et engins associés aux permis indiquant avoir capturé des anguilles (ligne tiretée avec cercles noirs), par année.

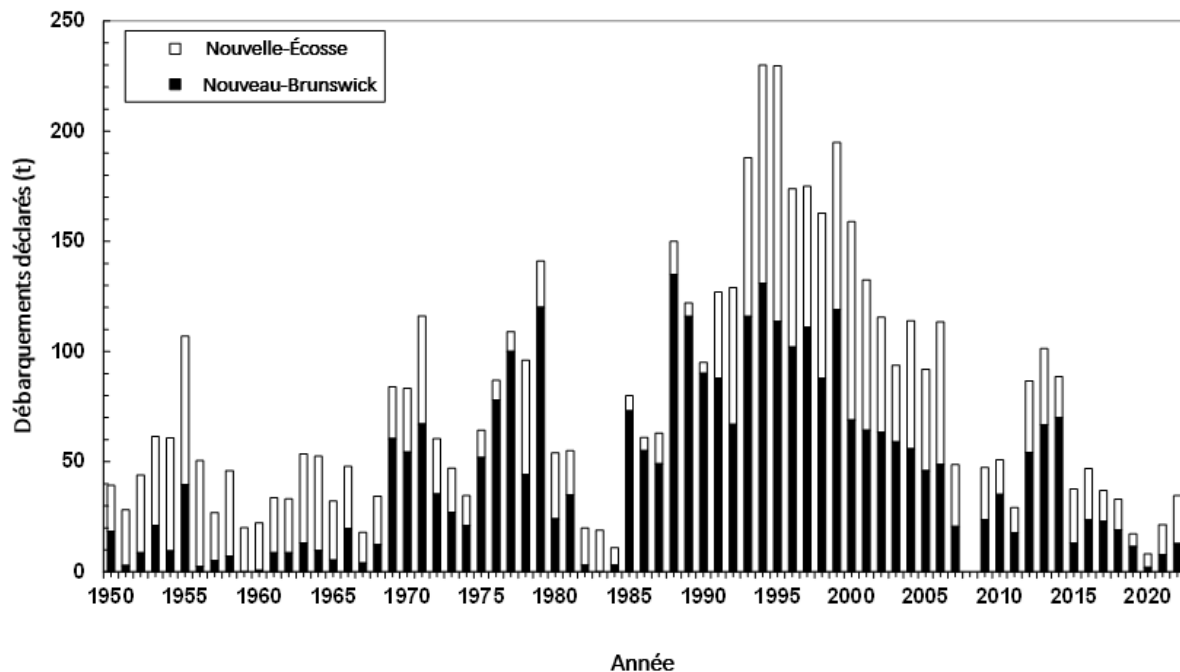


Figure 8. Débarquements commerciaux annuels déclarés (en tonnes) d'anguilles d'Amérique (anguilles de grande taille uniquement) pour les années 1950 à 2022, par province et par année (barres blanches : Nouvelle-Écosse, barres noires : Nouveau-Brunswick).

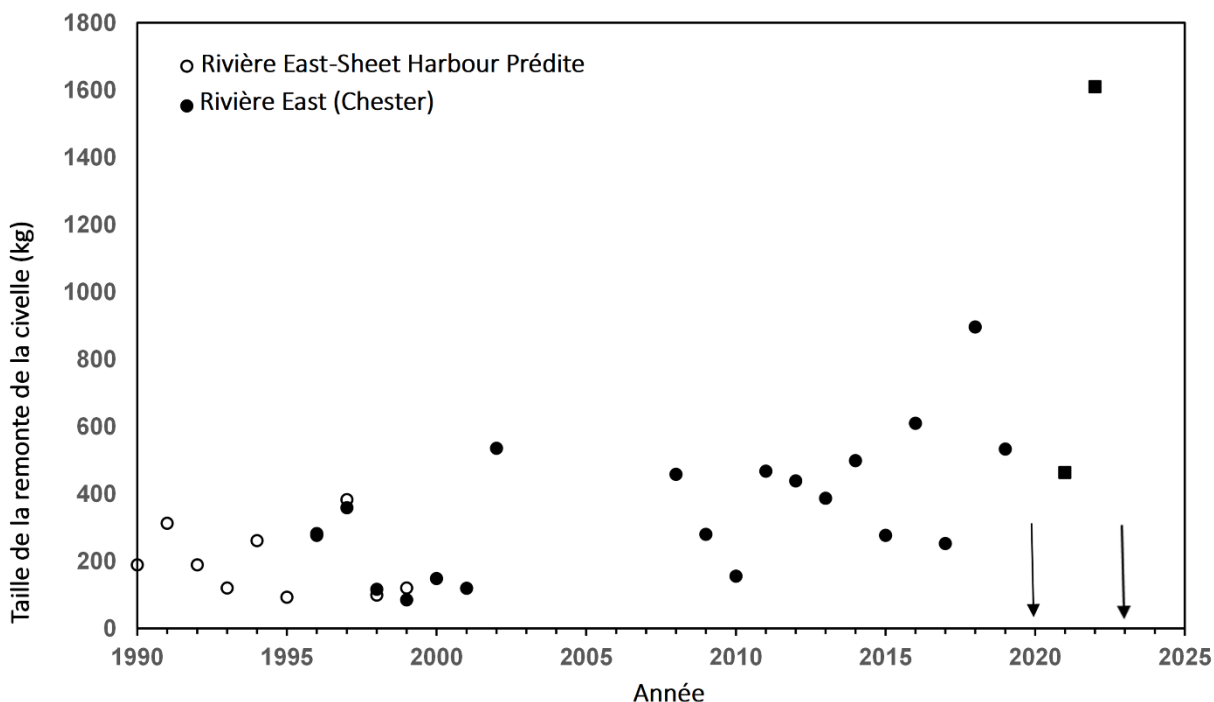


Figure 9. Indice de la civelle dans la rivière East, à Chester (cercles noirs, en kilogrammes), par année. Les cercles blancs représentent les remontes prévues à partir de la régression de la série chronologique par rapport à l'indice dans la rivière East à Sheet Harbour. Les flèches indiquent les années depuis 2018 où il n'y a pas eu de relevé dans la rivière East. Les carrés noirs indiquent les années depuis 2018 où l'indice a probablement sous-estimé la remonte totale.

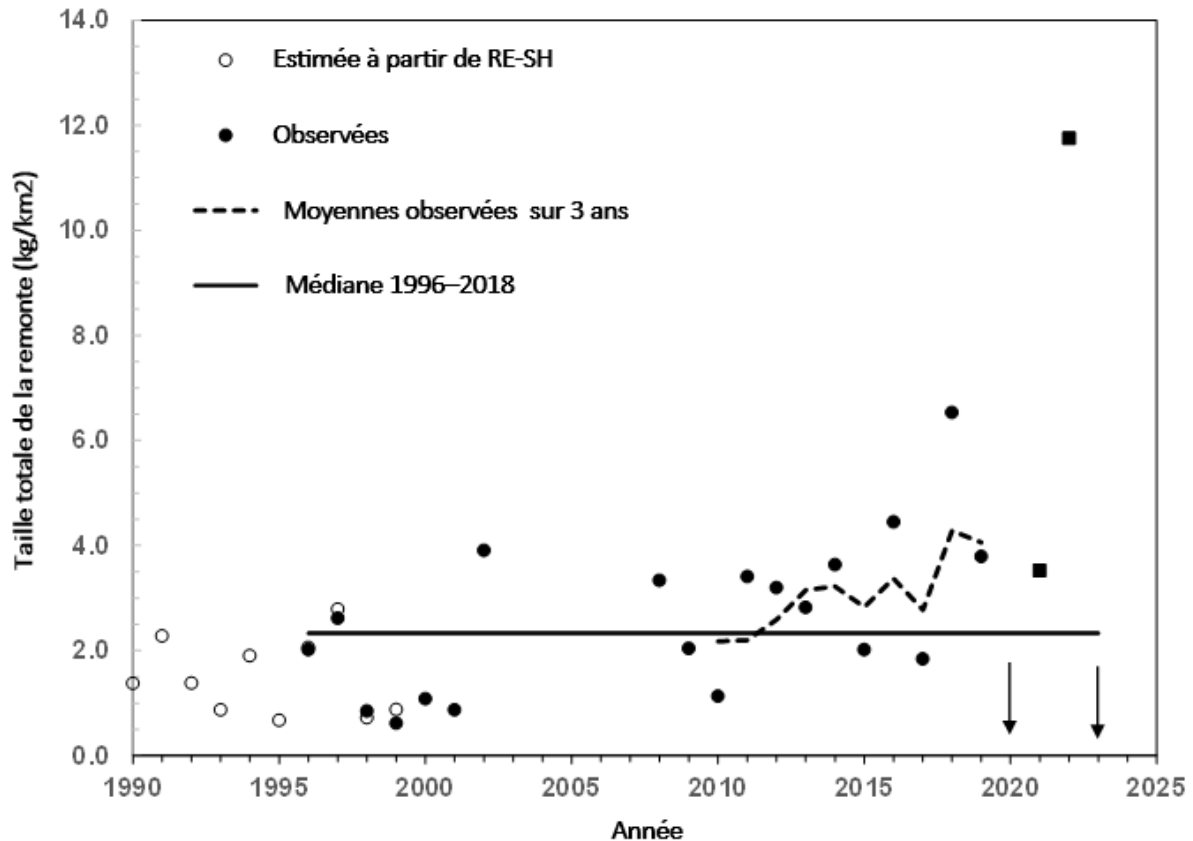


Figure 10. Indice de l'abondance des civelles dans la rivière East, à Chester, exprimé en kilogrammes par kilomètre carré (kg/km²) d'habitat récepteur. Les cercles vides représentent les valeurs prédites estimées à partir de la régression de la remonte dans la rivière East, à Chester, avec la remonte dans la rivière East, à Sheet Harbour (RE-SH), pour les années 1996 à 1999. Les cercles noirs sont les estimations observées pour la rivière East, à Chester. La ligne noire continue représente la médiane de la remonte au niveau de référence. La ligne tiretée représente la moyenne mobile sur trois ans. Les flèches indiquent les années depuis 2018 où il n'y a pas eu de relevé dans la rivière East, à Chester. Les carrés noirs indiquent les années depuis 2018 où l'indice a probablement sous-estimé la remonte totale.

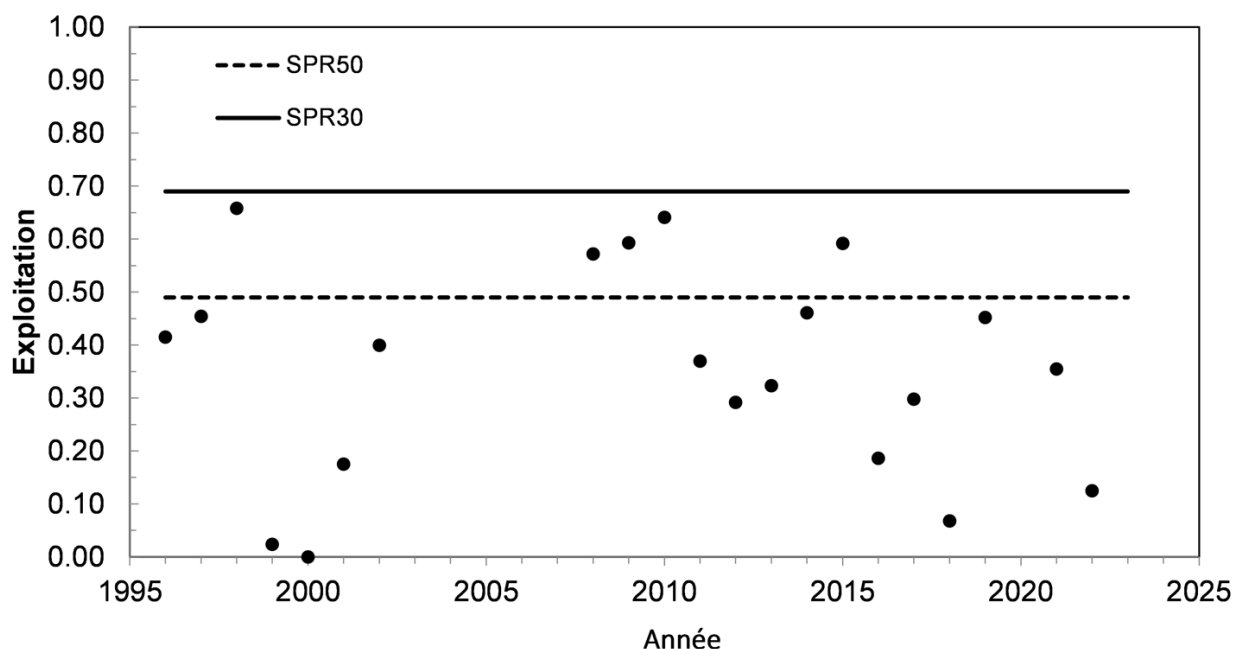


Figure 11. Estimations du taux d'exploitation de la civelle, par année, dans la rivière East, à Chester, par rapport aux niveaux de référence limite (RR30; 0,69) et cible (RR50; 0,49).

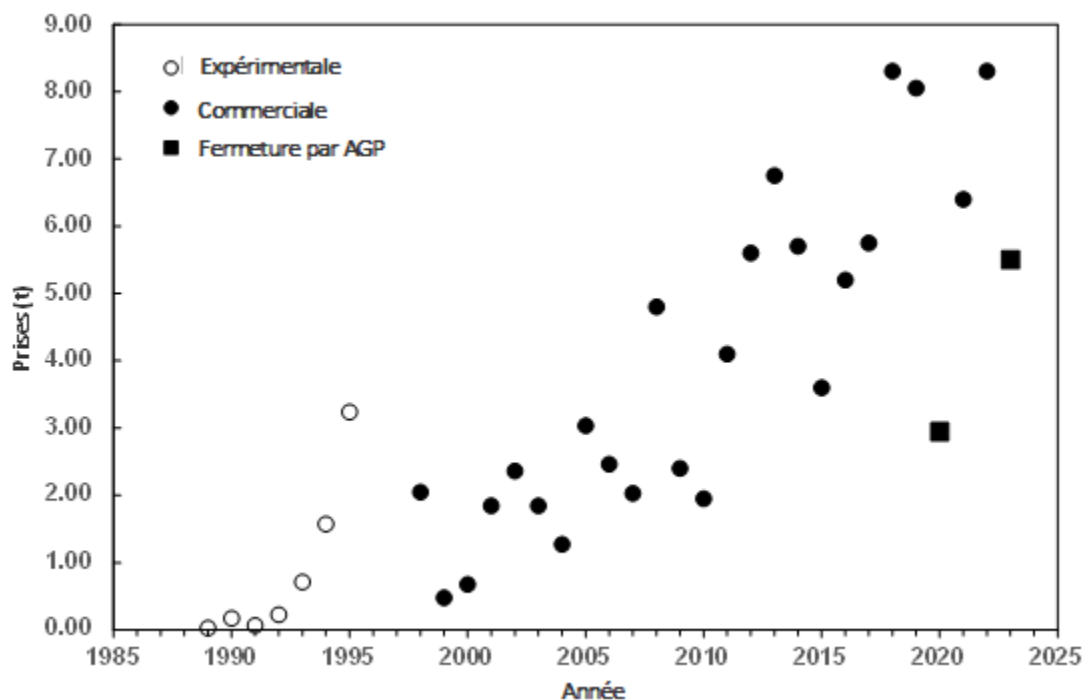


Figure 12. Débarquements de civelle (en tonnes) en fonction du temps (en années). Les estimations pour les années 2008 à 2018 ont été révisées par rapport à celles présentées dans MPO 2018 et Bradford et al. (2022). Les cercles blancs et noirs représentent respectivement les années de pêche expérimentale et commerciale. Les carrés noirs indiquent les années où la pêche a été fermée par un arrêté de gestion des pêches pour des raisons de conservation et de sécurité publique peu après le début de la saison de pêche commerciale.

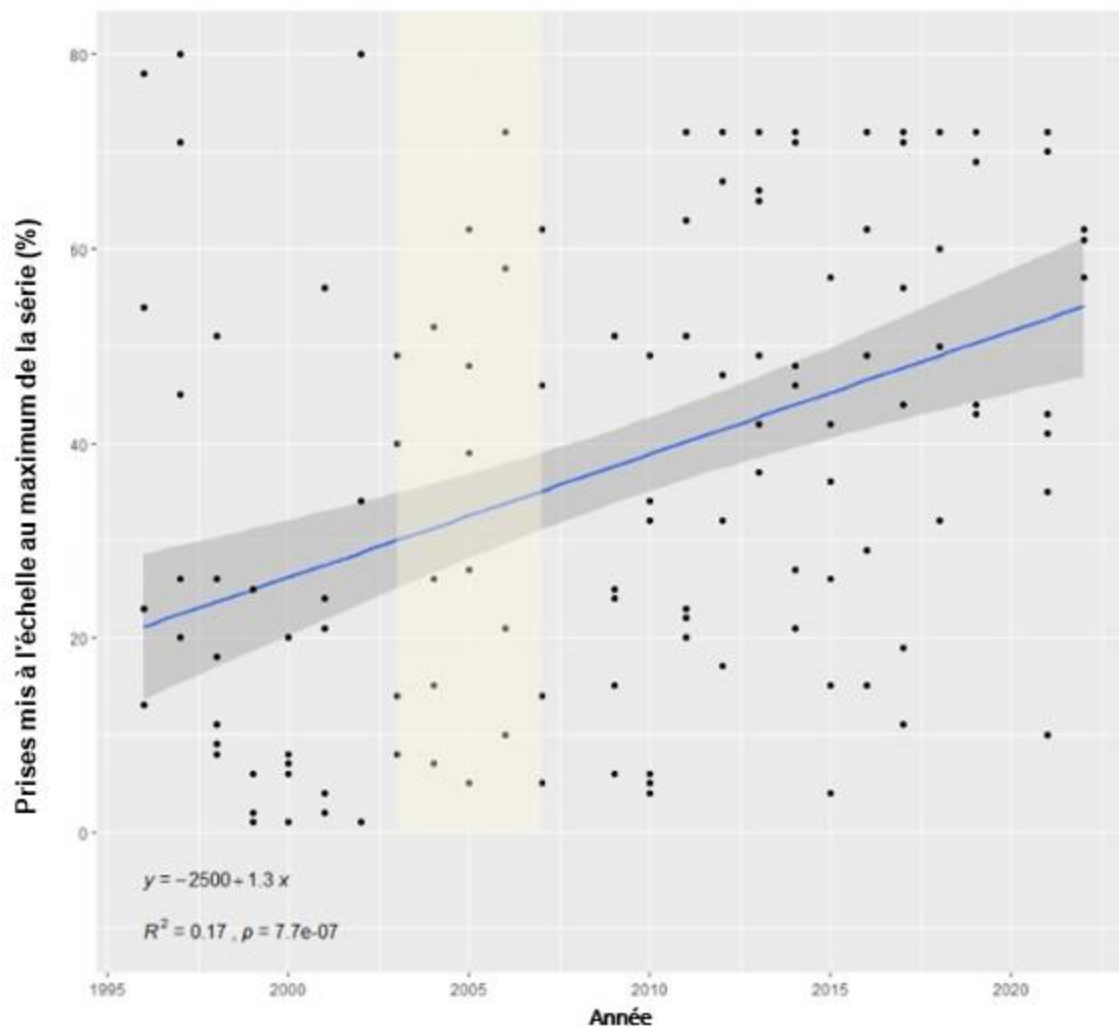


Figure 13. Prises annuelles déclarées (axe des ordonnées) par rapport à l'année (axe des abscisses, de 1996 à 2022) pour six pêches autorisées de la civelle. Les prises sont exprimées en pourcentage des prises annuelles maximales déclarées et sont plafonnées au quota individuel pour une année donnée. La zone ombrée (de 2003 à 2007) indique le bloc d'années où l'indice de la civelle dans la rivière East, à Chester, n'a pas été calculé. La saison de pêche 2020 est exclue.

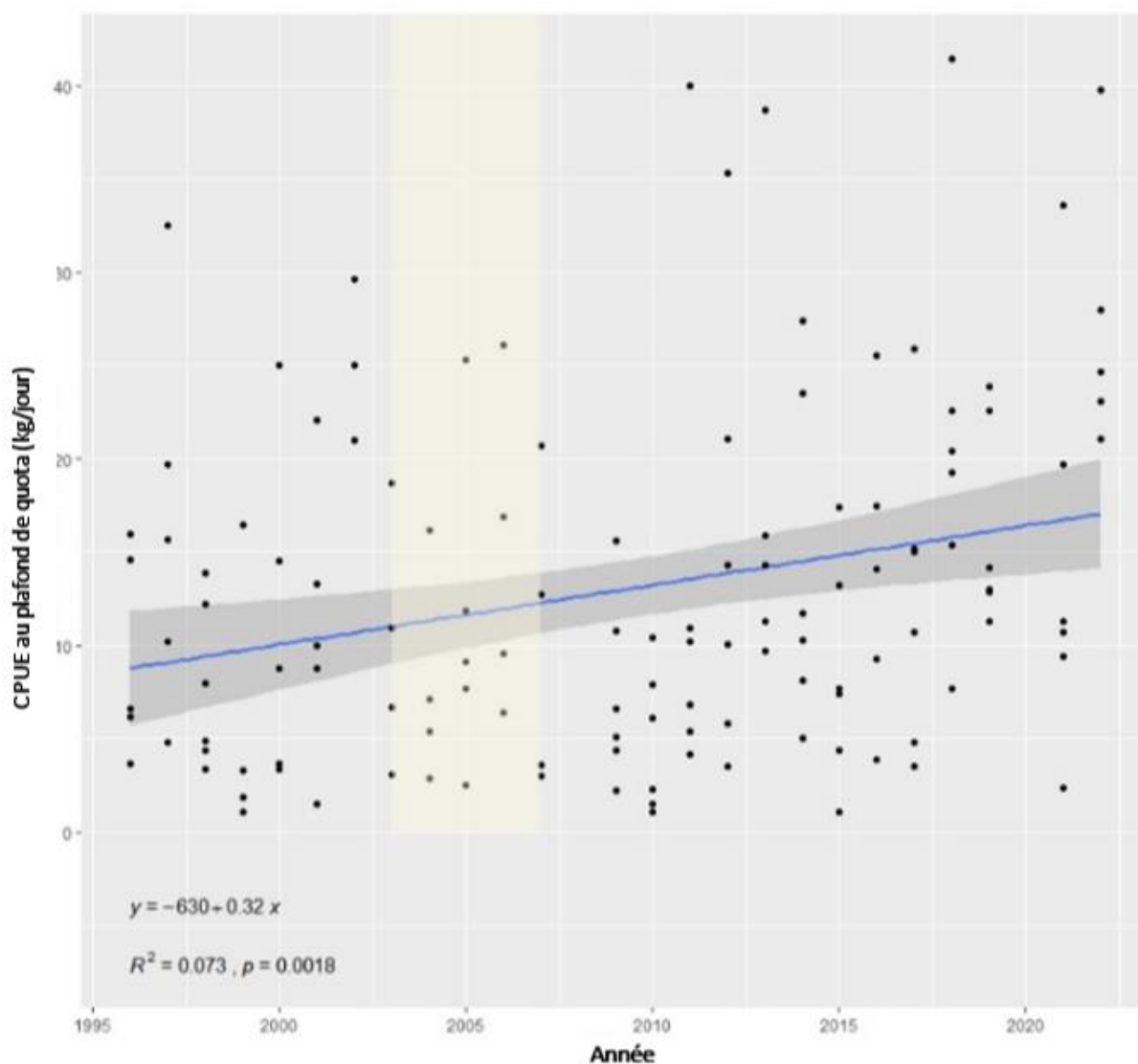


Figure 14. Capture par unité d'effort (CPUE; axe des ordonnées, en kilogrammes par jour) par rapport à l'année (axe des abscisses, de 1996 à 2022) pour les six pêches autorisées de la civelle. Les prises et les jours de pêche sont tronqués, lorsque cela est pertinent, au quota individuel pour une année donnée. La zone ombrée (de 2003 à 2007) indique le bloc d'années où l'indice de la civelle dans la rivière East, à Chester, n'a pas été calculé. La saison de pêche 2020 est exclue.

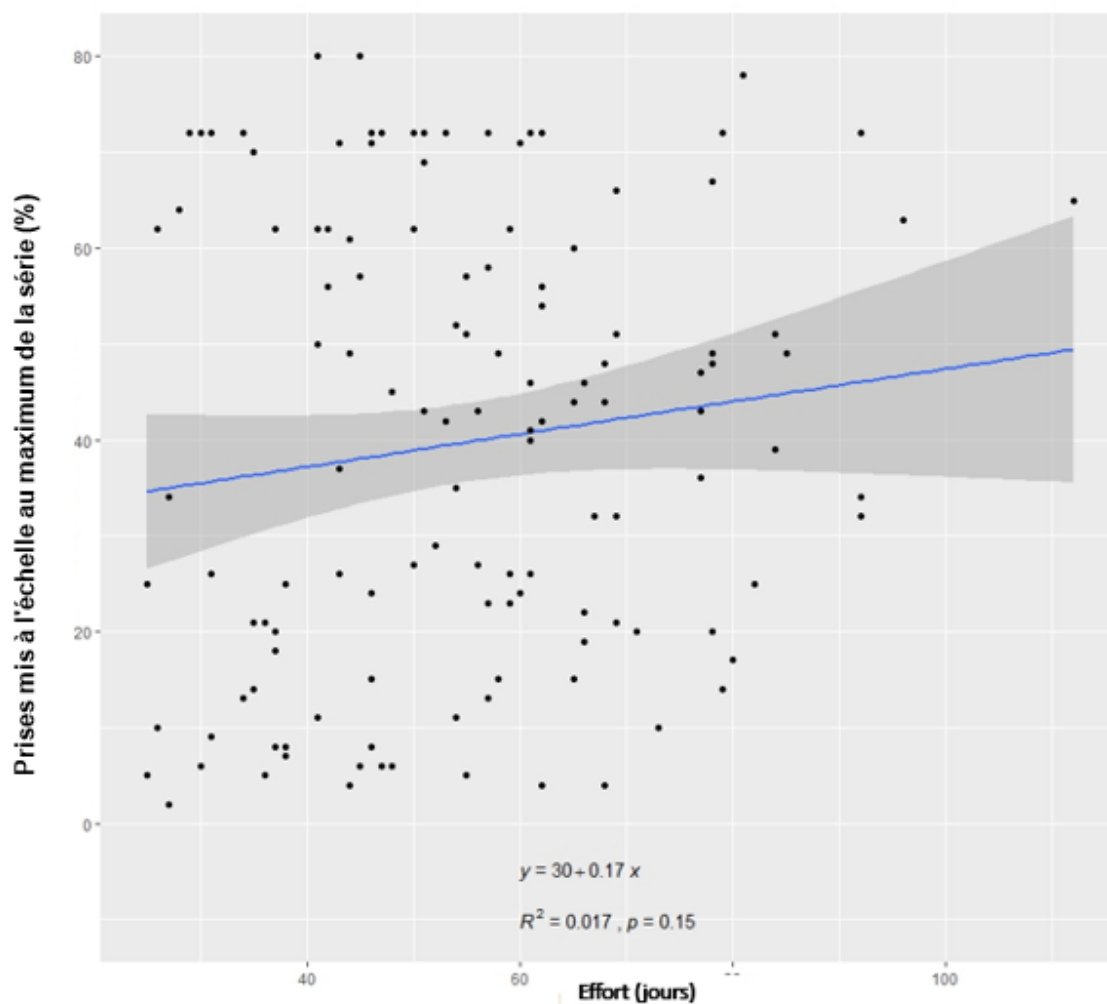


Figure 15. Prises commerciales annuelles (axe des ordonnées) par rapport à l'effort (axe des abscisses, en jours) déclarées par les six titulaires de permis entre 1996 et 2022. Les prises sont exprimées en pourcentage des prises annuelles maximales déclarées et sont plafonnées au quota individuel pour une année donnée.

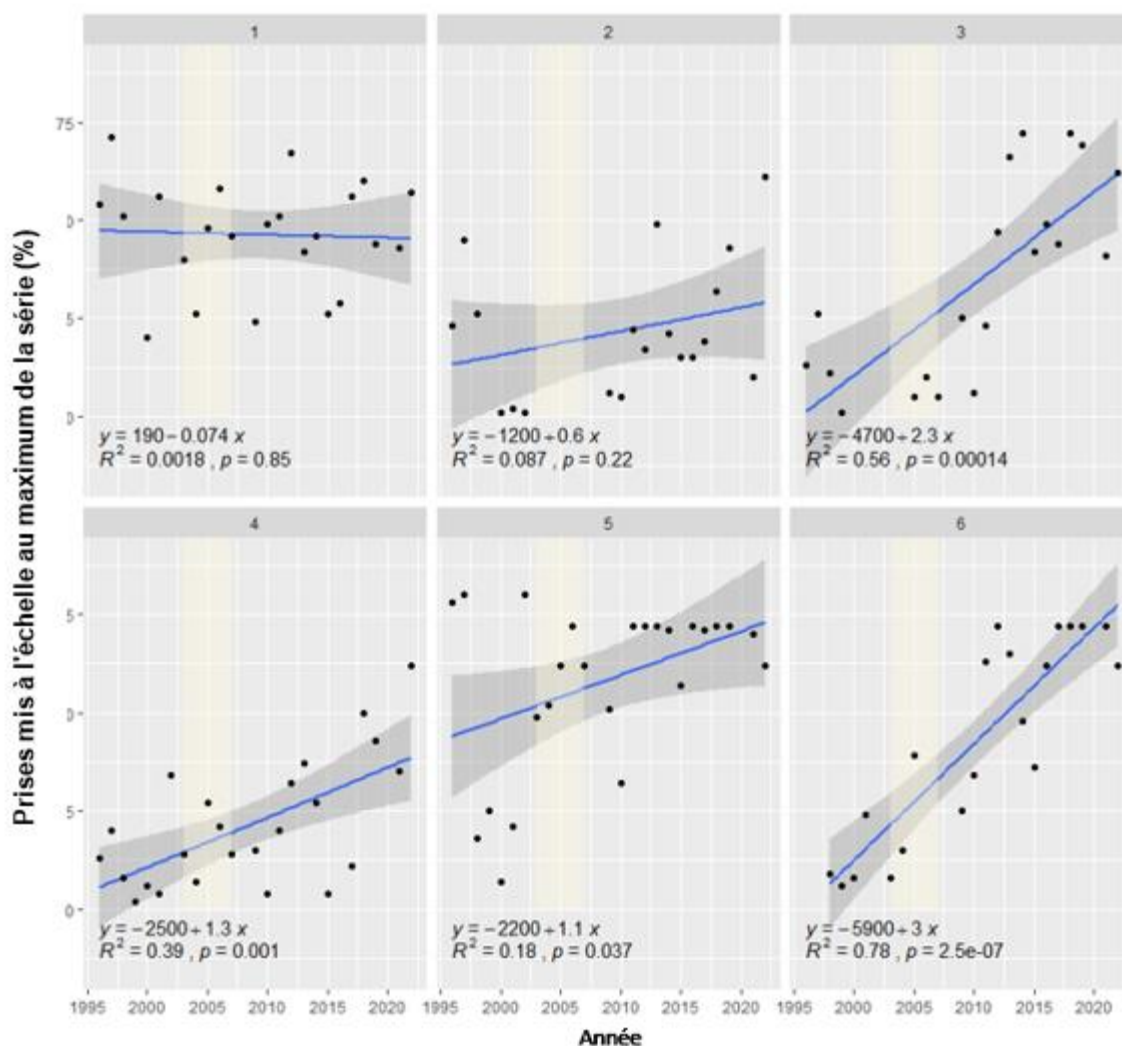


Figure 16. Prises annuelles déclarées (axe des ordonnées) par année (axe des abscisses, de 1996 à 2022), par permis. Les prises sont exprimées en pourcentage des prises annuelles maximales déclarées et sont plafonnées au quota individuel pour une année donnée. La zone ombrée (de 2003 à 2007) indique le bloc d'années où l'indice de la civelle dans la rivière East, à Chester, n'a pas été calculé. La saison de pêche 2020 est exclue.

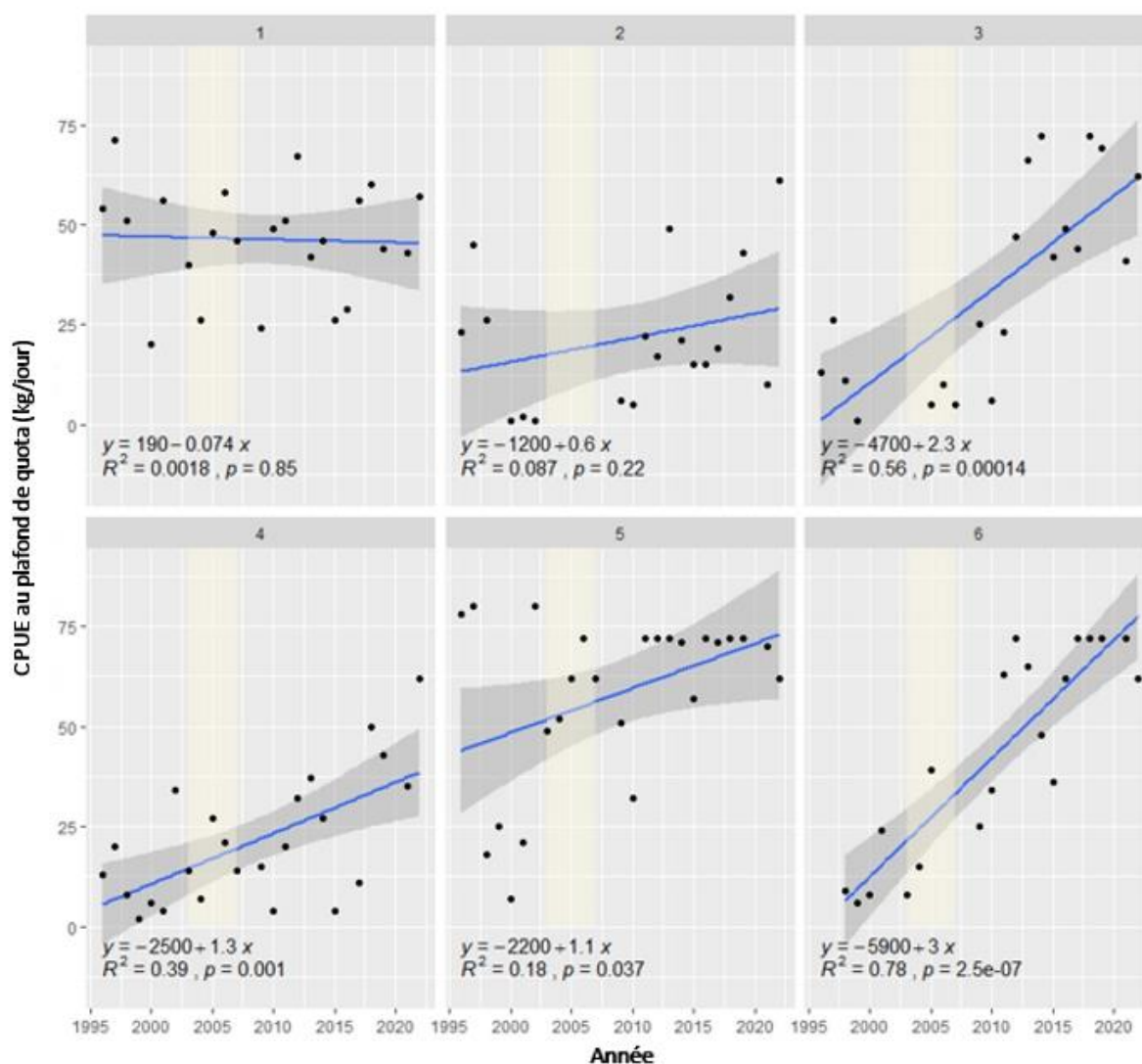


Figure 17. Captures par unité d'effort (CPUE; axe des ordonnées, en kilogrammes par jour) par année (axe des abscisses, de 1996 à 2022), par permis individuel. Les CPUE sont calculées à partir des prises et des jours de pêche tronqués, le cas échéant, au quota individuel pour une année donnée. La zone ombrée (de 2003 à 2007) indique le bloc d'années où l'indice de la civelle dans la rivière East, à Chester, n'a pas été calculé. La saison de pêche 2020 est exclue.

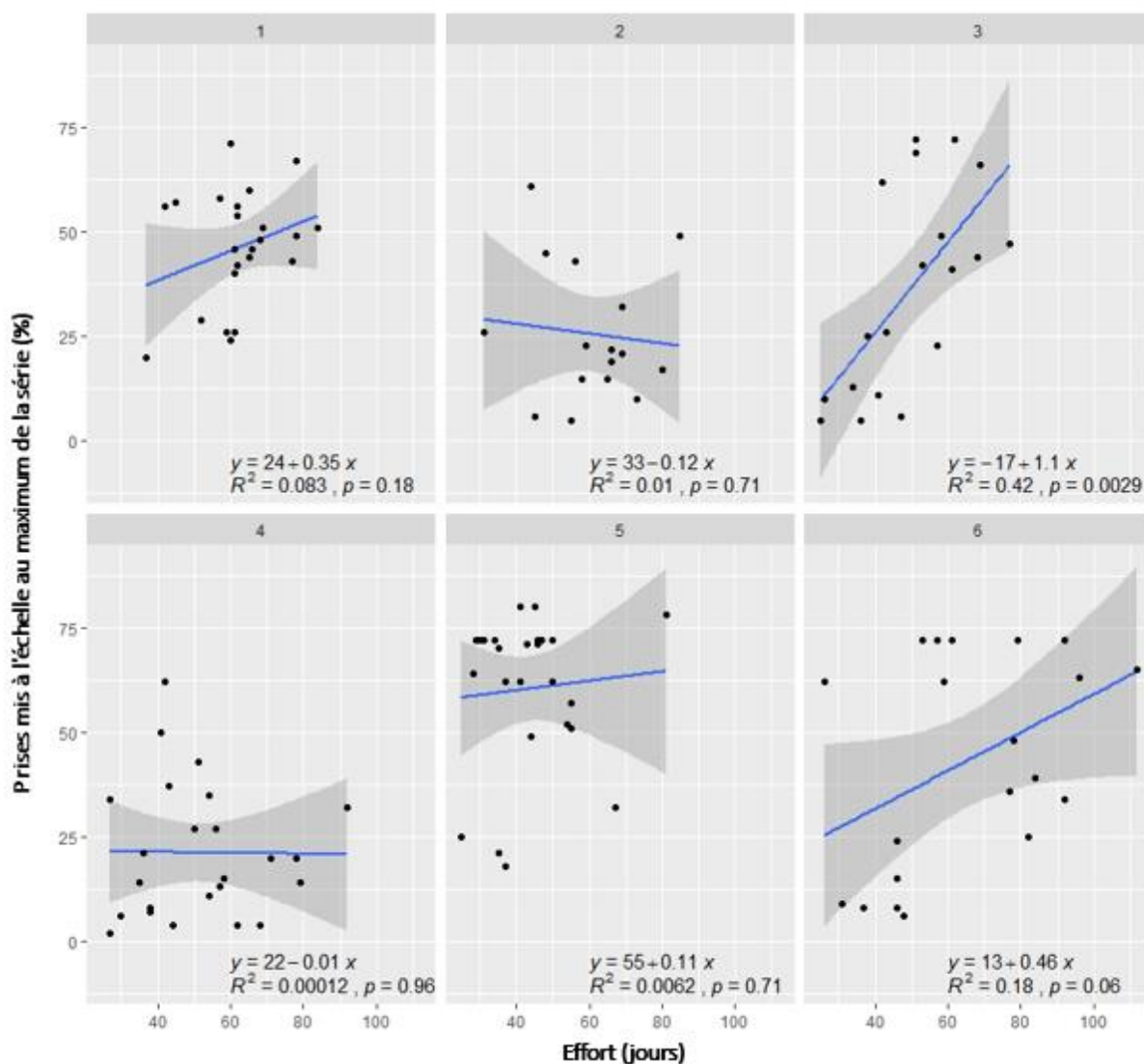


Figure 18. Prises commerciales annuelles (axe des ordonnées) comparées à l'effort (axe des abscisses, en jours), par permis. Les prises sont exprimées en pourcentage des prises annuelles maximales déclarées et sont plafonnées au quota individuel pour une année donnée.

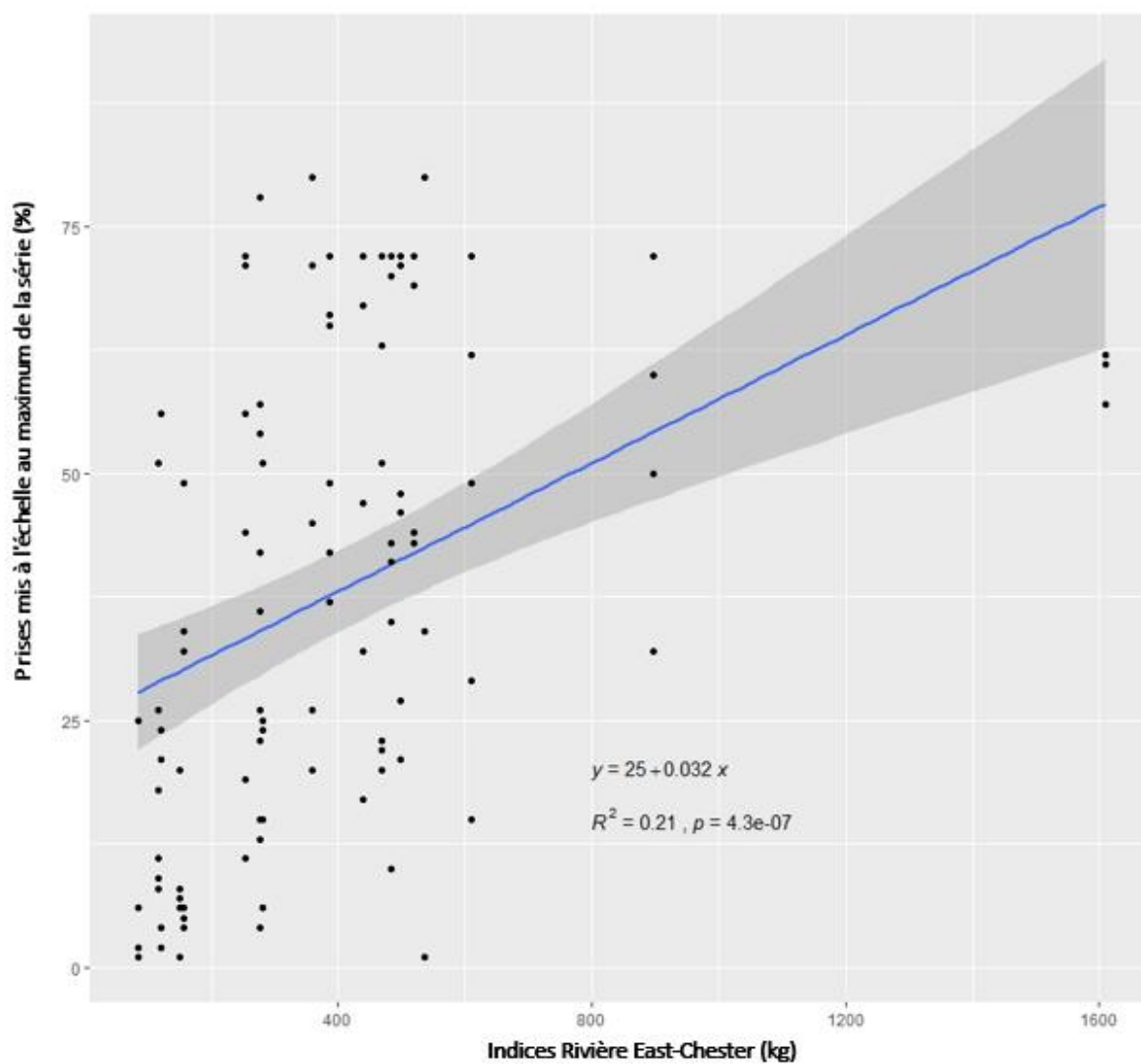


Figure 19. Prises annuelles déclarées (axe des ordonnées) comparées à l'indice de la civelle dans la rivière East, à Chester (axe des abscisses, en kilogrammes). Les prises sont exprimées en pourcentage des prises annuelles maximales déclarées et sont plafonnées au quota individuel pour une année donnée.

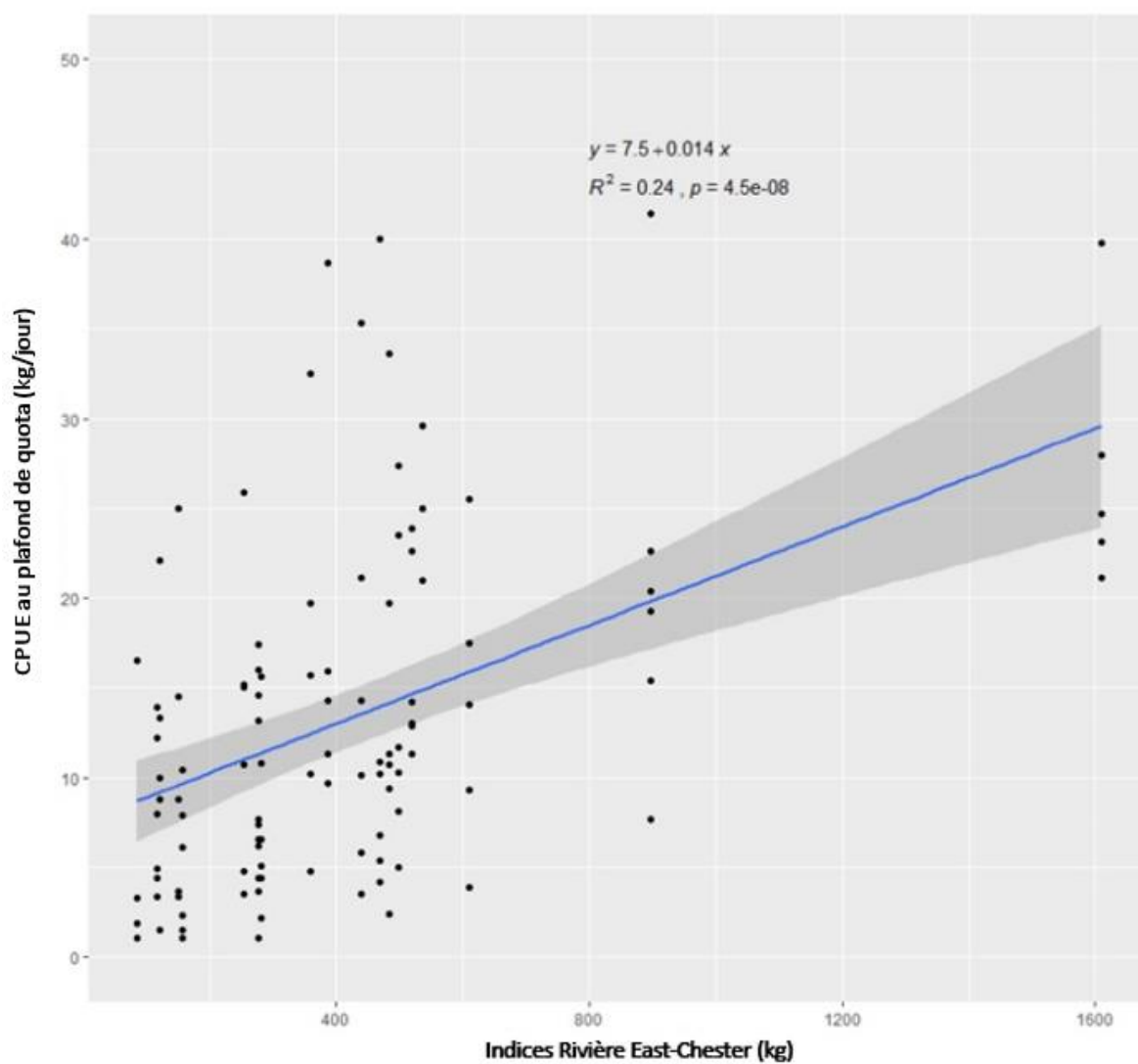


Figure 20. Captures par unité d'effort (CPUE; axe des ordonnées, en kilogrammes par jour) comparées à l'indice de la civelle dans la rivière East, à Chester (axe des abscisses, en kilogrammes). Les prises et les jours de pêche sont tronqués, lorsque cela est pertinent, au quota individuel pour une année donnée.

Résidus DHARMa

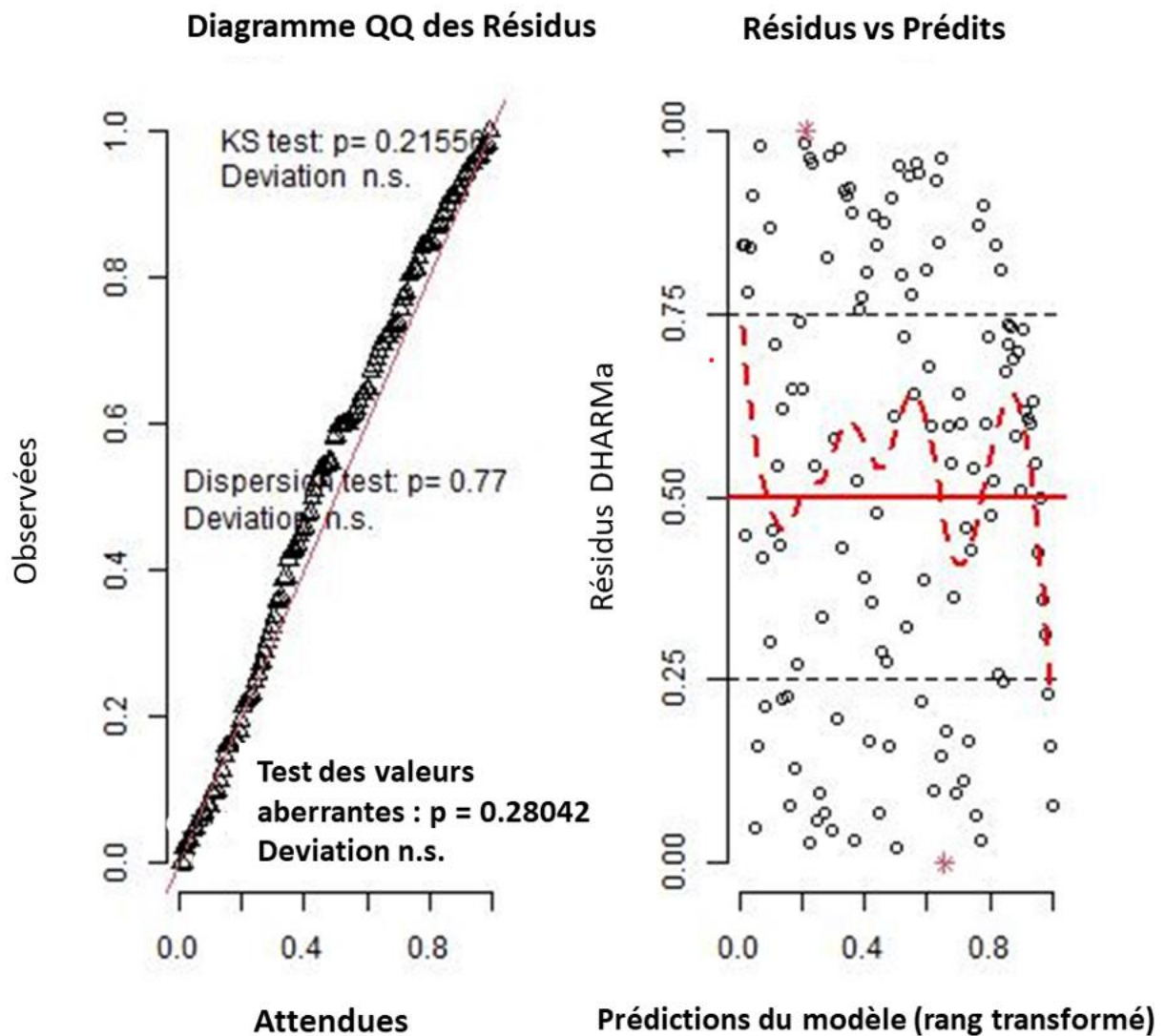


Figure 21. Graphiques de la qualité de l'ajustement du modèle final conservés pour normaliser les prises commerciales de civelles par année. C'est le progiciel Dharma dans R qui a été utilisé pour les diagnostics résiduels des modèles de régression hiérarchique (multiniveaux/mixtes).

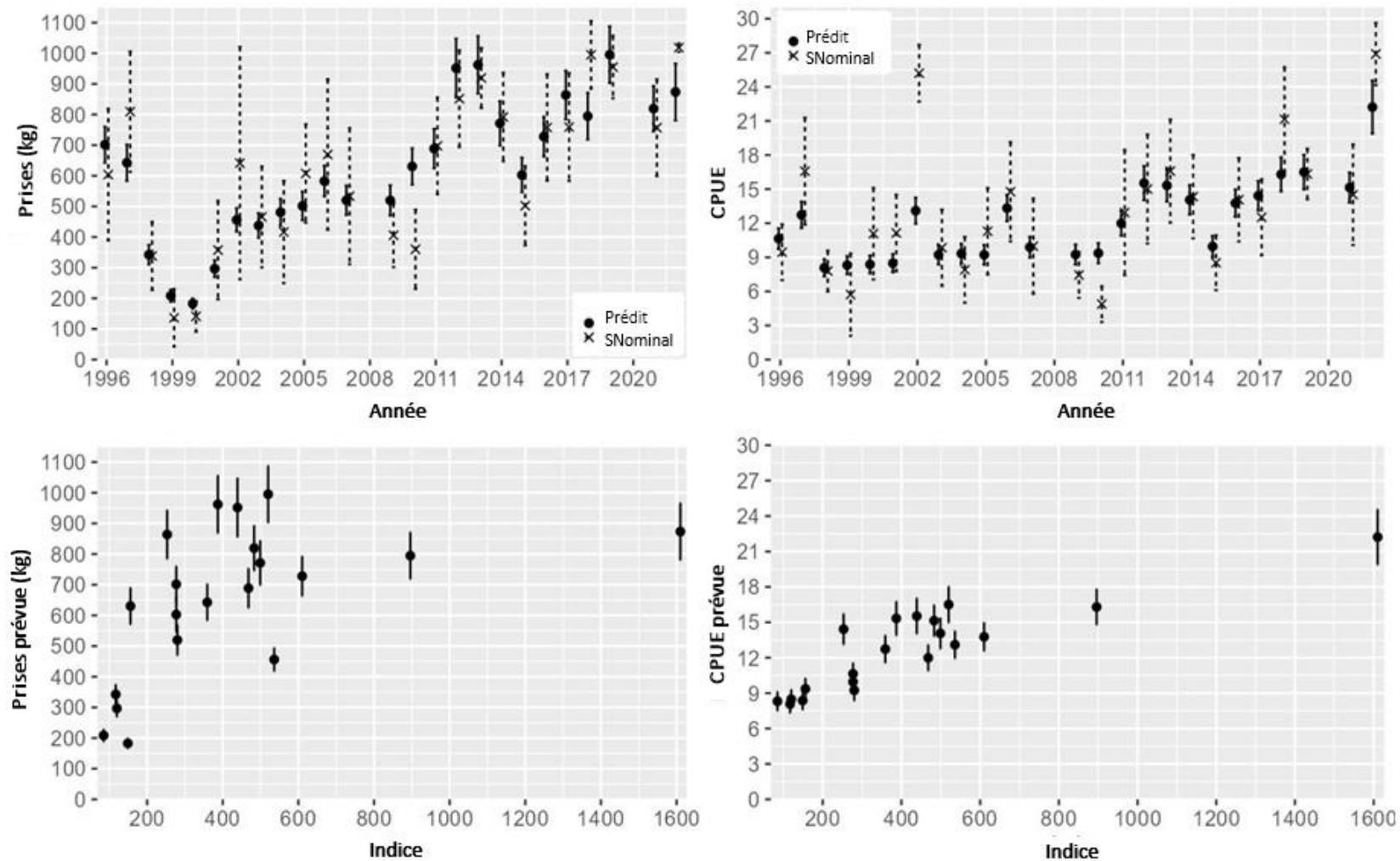


Figure 22. Poids relatif prédit et nominal des prises (en haut à gauche) et captures par unité d'effort (CPUE; en haut à droite) pour la civelle, par année. Les panneaux inférieurs gauche et droit montrent les prises prévues et les CPUE prévues, respectivement, par rapport l'indice de la civelle dans la rivière East, à Chester. Les lignes verticales représentent les fourchettes d'erreur type des estimations.

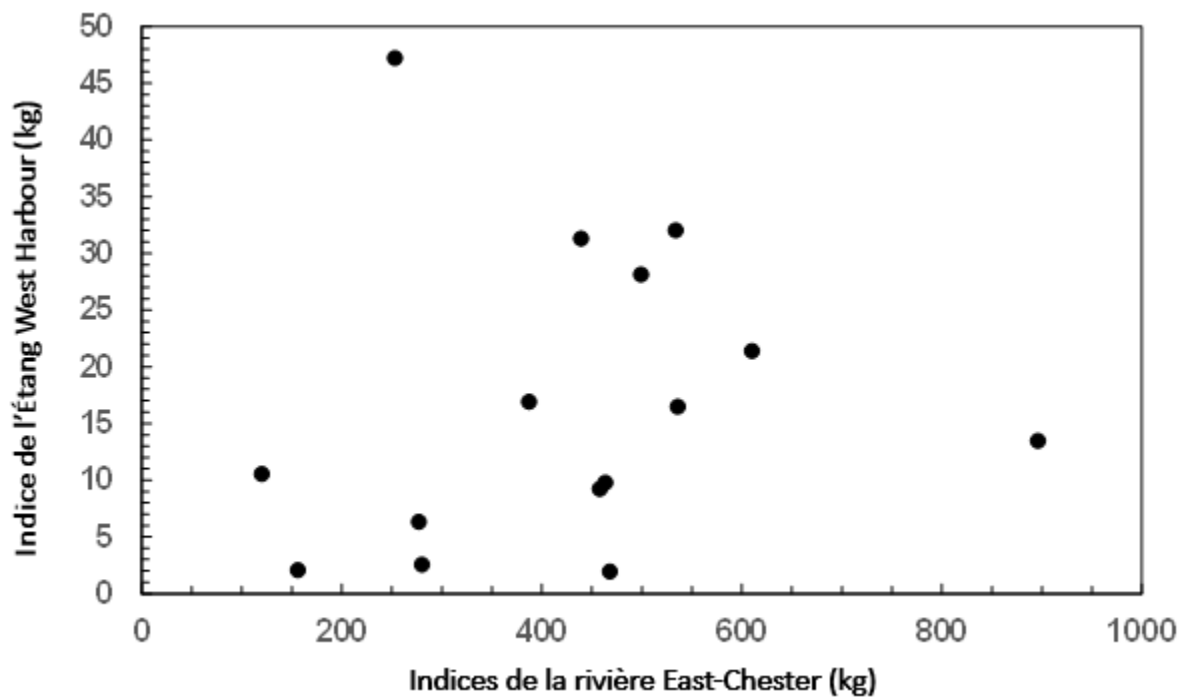


Figure 23. Estimation de la remonte annuelle totale pour l'indice de la civelle dans la rivière East, à Chester (en kilogrammes) par rapport à l'indice de la civelle dans le lac West Harbor (en kilogrammes) pour les années 2001, 2002, 2008 à 2019 et 2021.

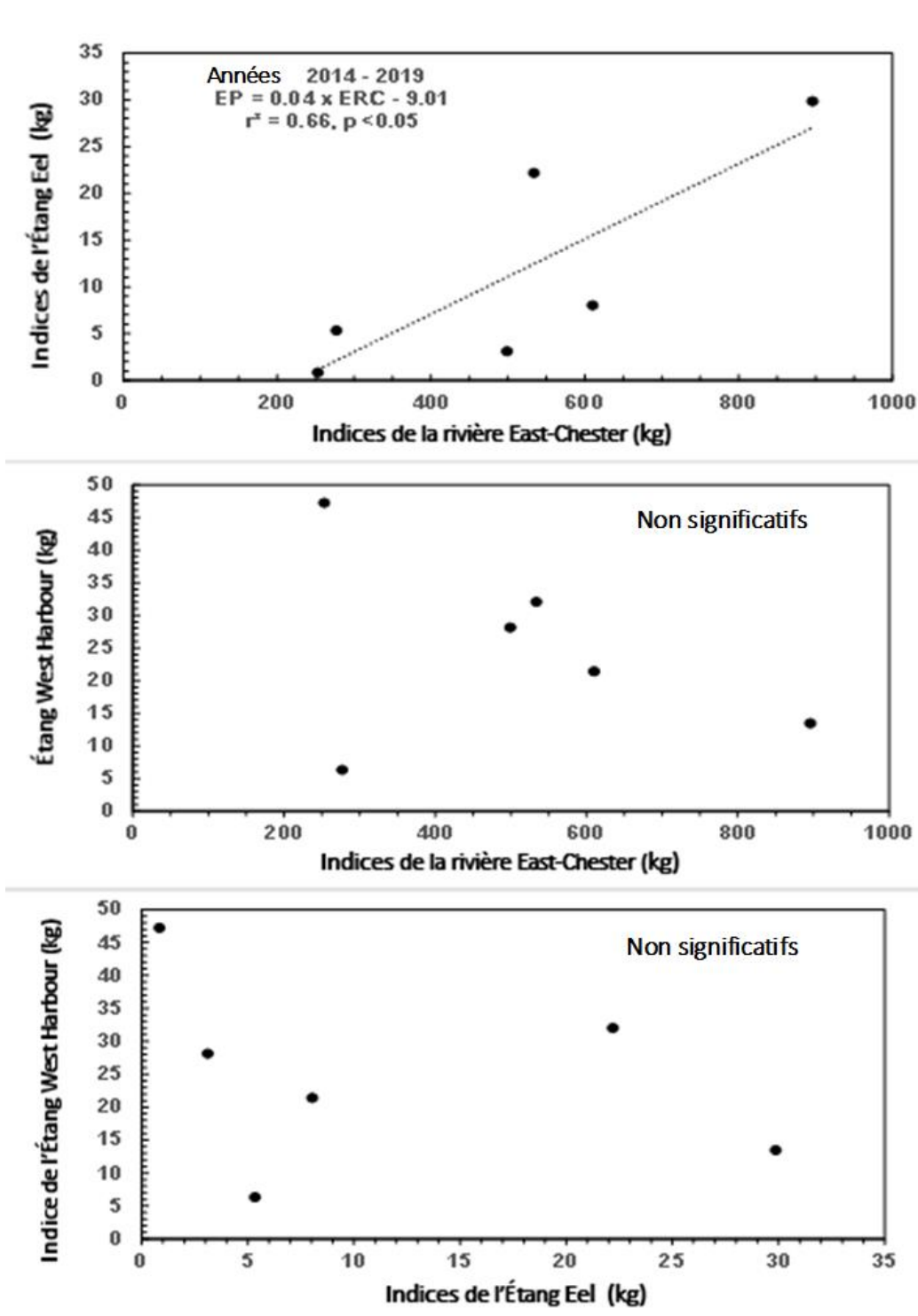


Figure 24. Estimation de la remonte annuelle totale de civelles dans la rivière East, à Chester (en kilogrammes), par rapport à celle dans le ruisseau du lac Eel (en kilogrammes; panneau supérieur), de la remonte annuelle totale de civelles dans la rivière East, à Chester (en kilogrammes), par rapport à celle dans le lac West Harbor (en kilogrammes; panneau central), et de la remonte annuelle totale de civelles dans le ruisseau du lac Eel (en kilogrammes) par rapport à celle dans le lac West Harbor (en kilogrammes; panneau inférieur), pour les années 2014 à 2019.

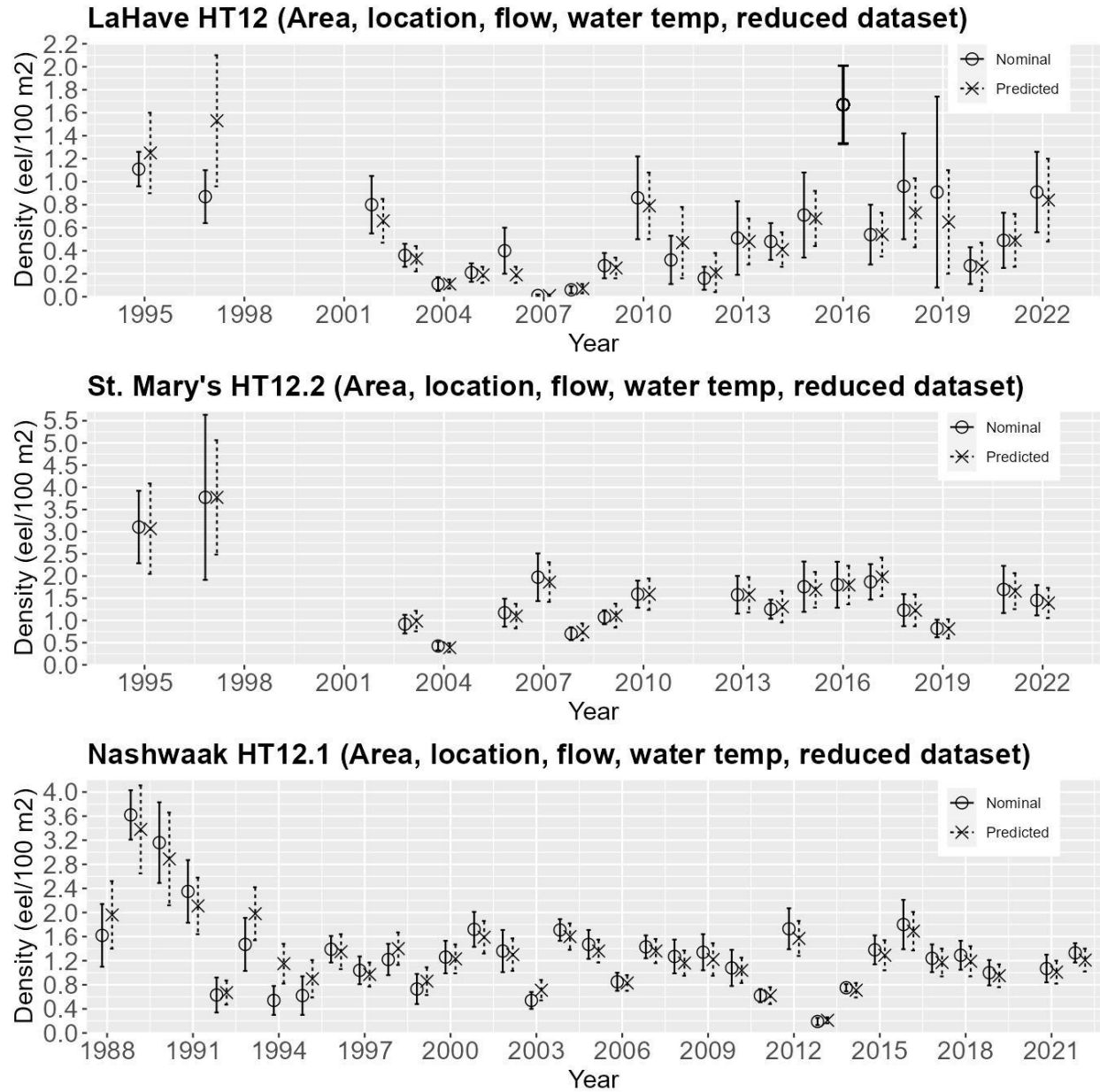


Figure 25. Indices de l'abondance prévue et nominale pour les estimations de la densité de l'anguille d'Amérique dérivées de relevés par pêche à l'électricité dans les rivières LaHave (panneau supérieur), St. Mary's (panneau central) et Nashwaak (panneau inférieur). Les barres verticales représentent les erreurs types des estimations.

DHARMA Résidus

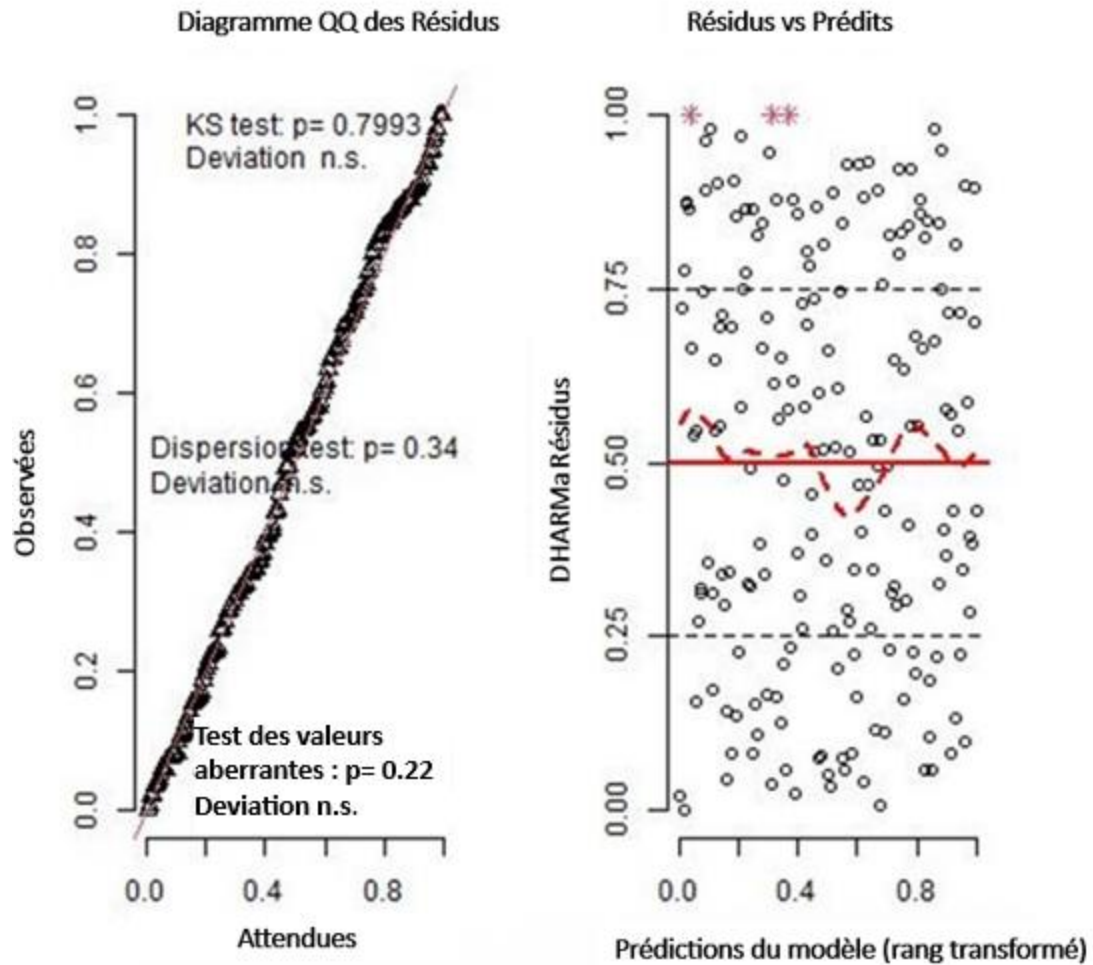


Figure 26. Graphiques de la qualité de l'ajustement du modèle final conservé pour normaliser les estimations de la densité de l'anguille d'Amérique tirées des relevés par pêche à l'électricité dans la rivière LaHave. C'est le progiciel Dharma dans R qui a été utilisé pour les diagnostics résiduels des modèles de régression hiérarchique (multiniveaux/mixtes). KS = test de Kolmogorov-Smirnov.

DHARMA Résidus

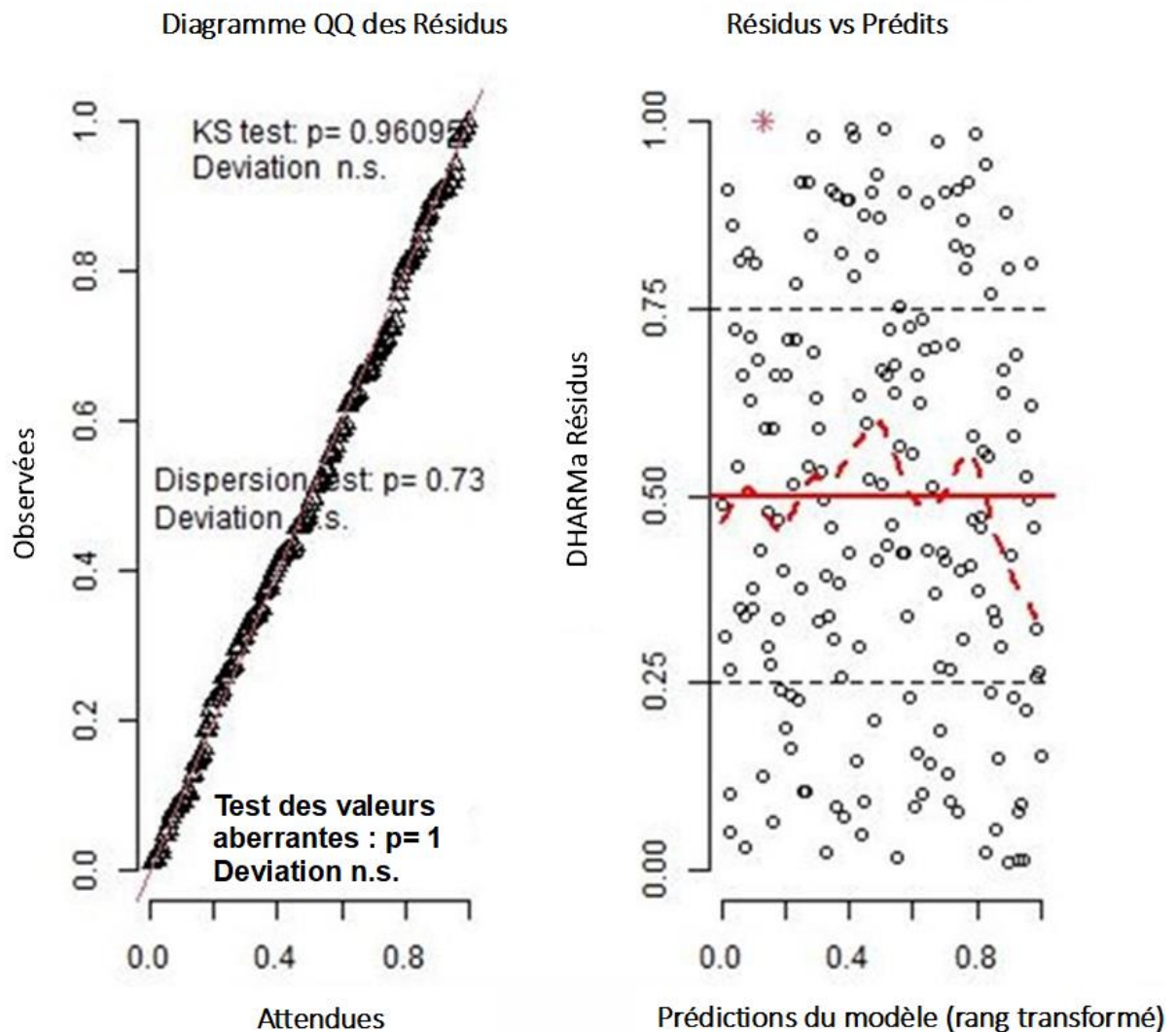


Figure 27. Graphiques de la qualité de l'ajustement du modèle final conservé pour normaliser les estimations de la densité de l'anguille d'Amérique tirées des relevés par pêche à l'électricité dans la rivière St. Mary's. C'est le progiciel Dharma dans R qui a été utilisé pour les diagnostics résiduels des modèles de régression hiérarchique (multiniveaux/mixtes).

DHARMA Résidus

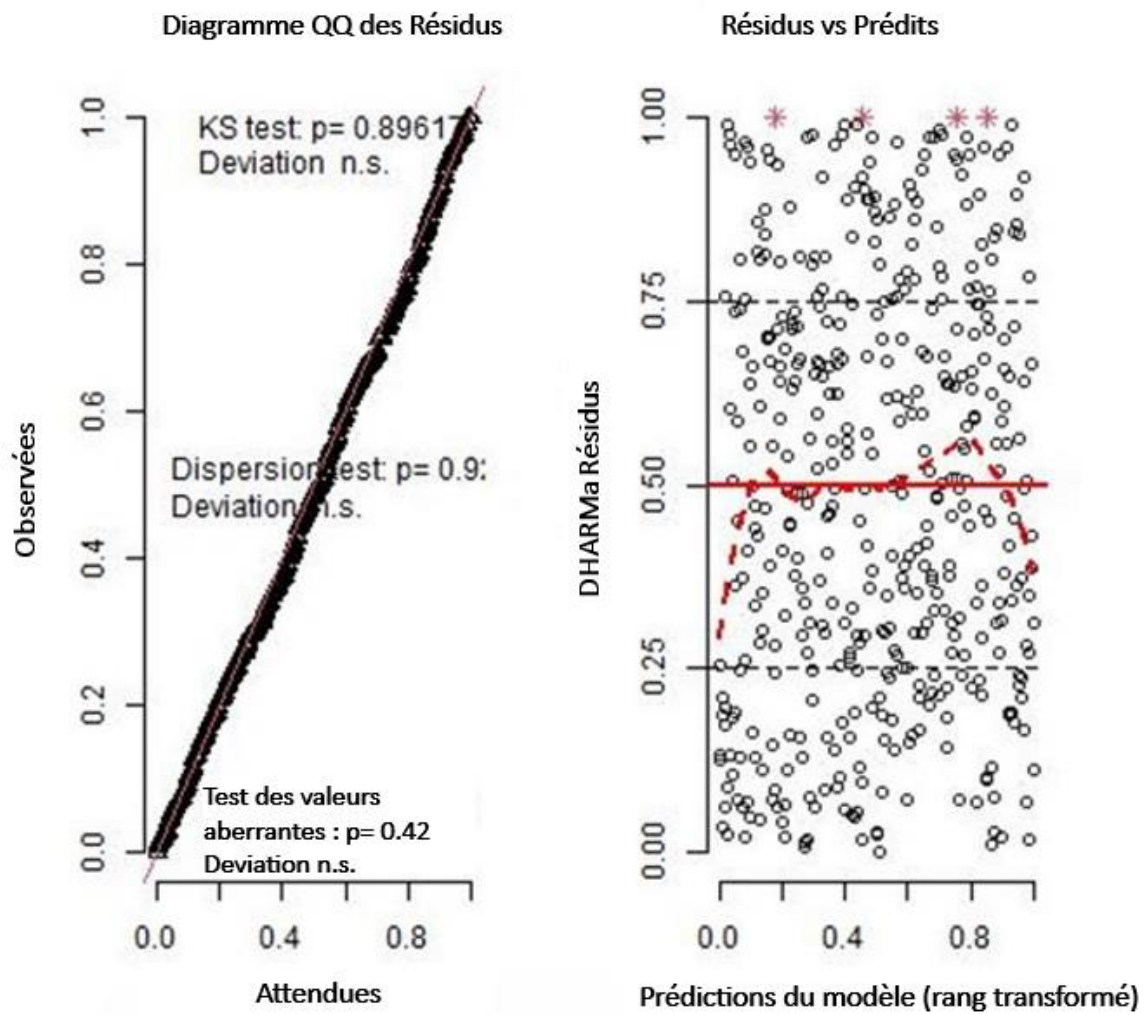


Figure 28. Graphiques de la qualité de l'ajustement du modèle final conservé pour normaliser les estimations de la densité de l'anguille d'Amérique tirées des relevés par pêche à l'électricité dans la rivière Nashwaak. C'est le progiciel Dharma dans R qui a été utilisé pour les diagnostics résiduels des modèles de régression hiérarchique (multiniveaux/mixtes).

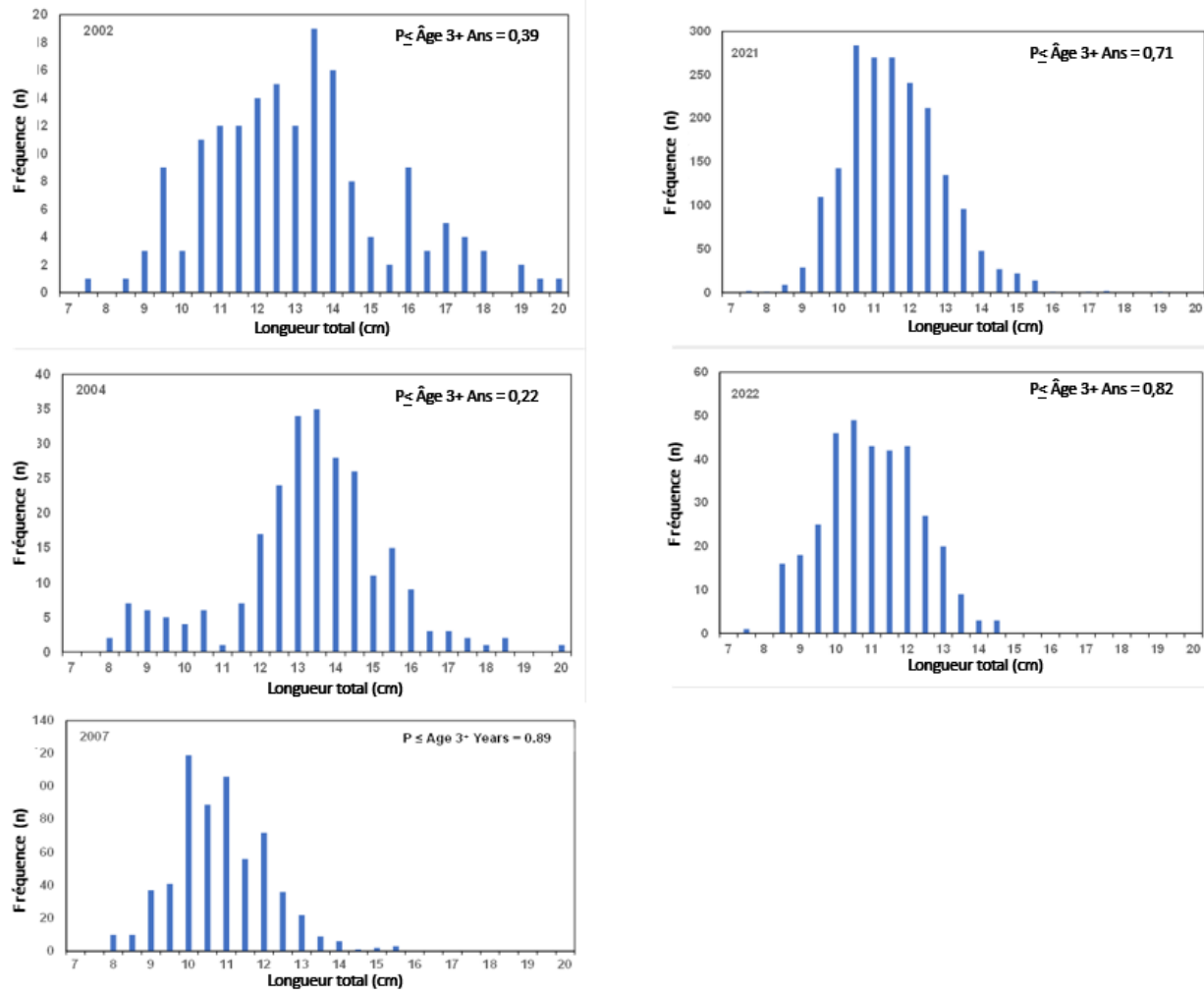


Figure 29. Distributions des fréquences de longueur totale (en centimètres) des anguilles jaunes échantillonnées aux chutes Morgan, par année. La proportion d'anguilles d'une longueur totale maximale de 12 cm ou moins reflète le nombre d'anguilles d'âge 3+ et d'anguilles plus jeunes dans les échantillons.

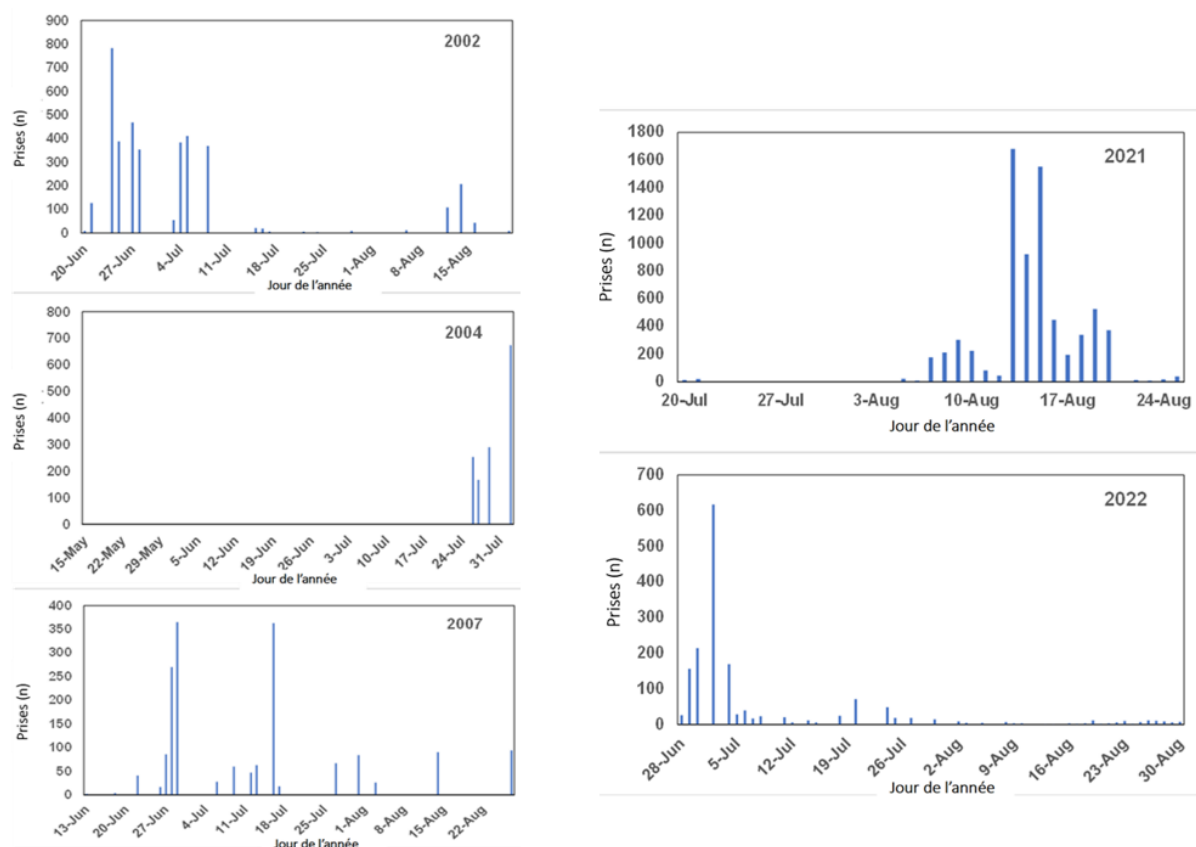


Figure 30. Prise (en nombre, n) d'anguilles jaunes, par date et année aux chutes Morgan. La largeur des bandes sur l'axe des abscisses reflète la durée de l'échantillonnage. Les prises étaient dénombrées à intervalles réguliers en 2002, 2004 et 2007 et quotidiennement en 2021 et 2022.

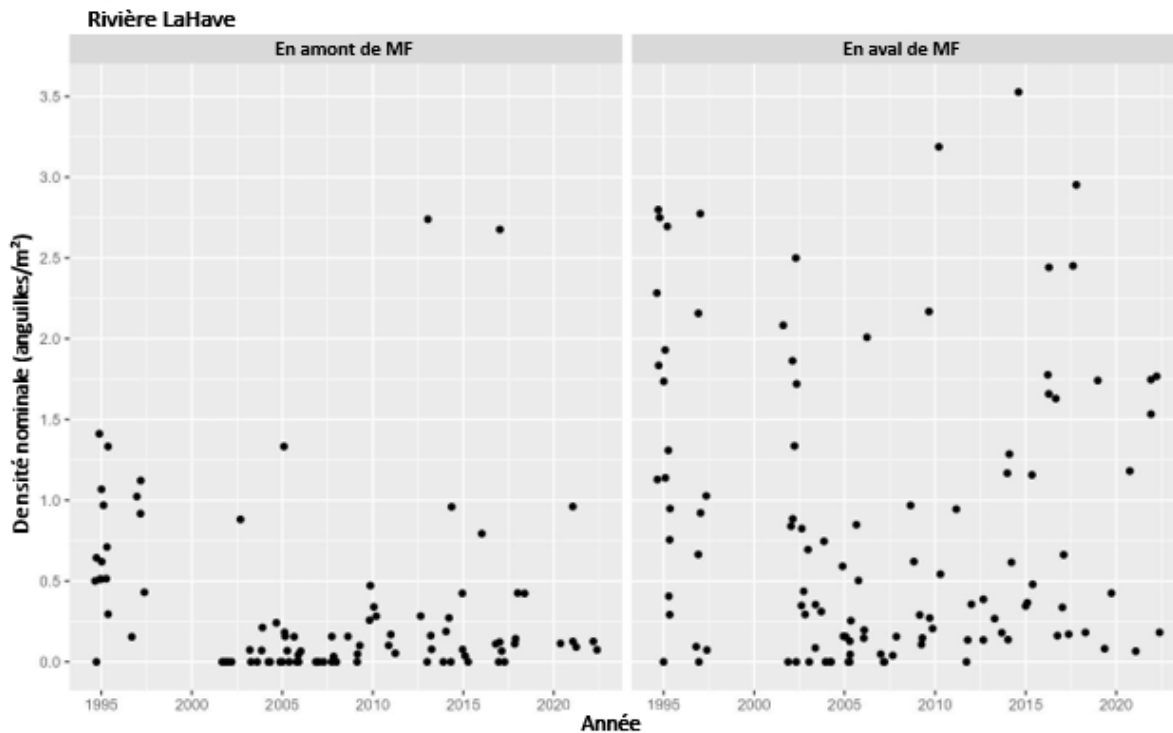


Figure 31. Estimations de la densité nominale (nombre par 100 m²) des anguilles en amont (panneau de gauche) et en aval (panneau de droite) des chutes Morgan sur la rivière LaHave, de 1995 à 2022.