



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 2023/034**

**Région du Centre et de l'Arctique**

### **Considérations relatives à l'effort et à l'efficacité nécessaires pour un programme de surveillance du méné long (*Clinostomus elongatus*) fondé sur l'occupation pour différentes échelles spatiales et temporelles**

Karl A. Lamothe<sup>1</sup>, Scott M. Reid<sup>2</sup>, et D. Andrew R. Drake<sup>1</sup>

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

<sup>2</sup> Section de la recherche et de la surveillance en matière de pêche  
Ministère des Richesses naturelles et des Forêts de l'Ontario  
2140 East Bank Dr.  
Peterborough ON K9J 7B8

---

## Avant-propos

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

### Publié par :

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

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



© Sa Majesté le Roi du chef du Canada, représenté par le ministre du  
ministère des Pêches et des Océans, 2023

ISSN 2292-4272

ISBN 978-0-660-48530-0 N° cat. Fs70-5/2023-034F-PDF

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

Lamothe, K.A., Reid, S.M., et Drake, D.A.R. 2023. Considérations relatives à l'effort et à l'efficacité nécessaires pour un programme de surveillance du méné long (*Clinostomus elongatus*) fondé sur l'occupation pour différentes échelles spatiales et temporelles. Secr. can. des avis sci. du MPO. Doc. de rech. 2023/034. iv + 42 p.

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

*Lamothe, K.A., Reid, S.M., and Drake, D.A.R. 2023. Considerations around effort and power for an occupancy-based Redside Dace (Clinostomus elongatus) monitoring program across spatial and temporal scales. DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2023/034. iv + 37 p.*

---

---

## TABLE DES MATIÈRES

RÉSUMÉ.....	iv
INTRODUCTION .....	1
OBJECTIFS POTENTIELS ET VARIABLES D'ÉVALUATION D'UN PROGRAMME DE SURVEILLANCE DU MÉNÉ LONG AU CANADA.....	5
L'OCCUPATION EN TANT QUE VARIABLE D'ÉVALUATION .....	10
ANALYSE DE PUISSANCE .....	12
CONSIDÉRATIONS SUR L'ALLOCATION DE L'EFFORT POUR UN PROGRAMME DE SURVEILLANCE DU MÉNÉ LONG .....	17
DÉFINIR L'UNITÉ D'ÉCHANTILLONNAGE POUR LE MÉNÉ LONG .....	18
Échantillonnage par fosse .....	18
Échantillonnage par tronçon .....	22
ÉCHANTILLONNAGE CIBLÉ OU ALÉATOIRE .....	23
STRATIFICATION DE L'EFFORT D'ÉCHANTILLONNAGE DANS L'ESPACE ET DANS LE TEMPS.....	24
EXTENSIONS DES MODÈLES D'OCCUPATION PAR UNE SEULE ESPÈCE PENDANT UNE SEULE SAISON .....	26
Abondance par fosse dans le ruisseau Gully .....	27
DISCUSSION.....	30
GLOSSAIRE .....	34
REMERCIEMENTS .....	36
RÉFÉRENCES CITÉES .....	36

---

## RÉSUMÉ

Le méné long (*Clinostomus elongatus*) est un petit vairon dont l'aire de répartition est limitée dans le sud de l'Ontario et qui est inscrit sur la liste des espèces en voie de disparition de la *Loi sur les espèces en péril*. L'ébauche du programme de rétablissement fédéral du méné long souligne la nécessité d'élaborer un programme de surveillance visant à quantifier l'abondance et la répartition de l'espèce au Canada. Un plan de relevé répété, dans lequel les relevés sont répétés dans l'espace et dans le temps, pourrait être utilisé pour orienter les modèles d'évaluation de l'abondance et de la répartition du méné long et les décisions de gestion subséquentes qui peuvent avoir un impact sur l'espèce. Nous présentons ici la surveillance du méné long, y compris un sommaire des efforts de surveillance, passés et en cours. Nous décrivons les objectifs potentiels d'un programme de surveillance du méné long et donnons une introduction sur l'utilisation d'un plan de relevé répété pour estimer la détection de l'espèce et son occupation de la zone. Nous expliquons des considérations concernant l'allocation de l'effort pour un programme de surveillance du méné long, notamment : i) l'effet de l'échelle sur la définition du site et les conséquences subséquentes pour l'effort total de surveillance et l'efficacité statistique; ii) l'échantillonnage ciblé par rapport à l'échantillonnage aléatoire; et iii) comment l'échantillonnage à stratification aléatoire sur différents gradients (p. ex. l'espace, le temps, les menaces) peut informer sur le statut de conservation de l'espèce. L'occupation est privilégiée par rapport à une approche fondée sur l'abondance, car elle offre une efficacité relativement plus grande par effort d'échantillonnage pour générer des conclusions. Néanmoins, l'échantillonnage du méné long à l'aide de relevés répétés pendant et entre les saisons d'échantillonnage peut servir à guider les estimations de l'abondance. Dans l'ensemble, la stratification de l'effort d'échantillonnage du méné long dans l'espace (c.-à-d. entre les populations) et dans le temps permettra de tirer des conclusions statistiquement efficaces sur les changements dans l'occupation et l'abondance à l'échelle locale, de la population et du Canada. La mise en œuvre d'une telle approche de surveillance permettrait d'orienter les activités de gestion comme l'examen des propositions d'aménagement et de travaux dans les cours d'eau, les évaluations de l'état des populations et les futurs projets de restauration.

## INTRODUCTION

Le méné long (*Clinostomus elongatus*) est un vairon coloré que l'on trouve dans les sections composées de seuils et de **fosses**<sup>1</sup> à débit lent des petits ruisseaux et des cours d'eau, souvent près de la végétation riveraine en surplomb. L'espèce affiche une préférence pour les positions au milieu de la colonne d'eau dans les parties les plus profondes des fosses (McKee et Parker 1982, Novinger et Coon 2000) et utilise les nids du mullet à cornes (*Semotilus atromaculatus*) et du méné à nageoires rouges (*Luxilus cornutus*) pour la reproduction (Koster 1939, Pitcher *et al.* 2009). Le méné long a une **répartition** disjointe dans toute l'Amérique du Nord; il est notamment présent dans le bassin hydrographique supérieur du Mississippi, le bassin des Grands Lacs, la rivière Ohio et le cours supérieur de la rivière Susquehanna (Page et Burr 1991). On le trouve à 17 emplacements au Canada et il est considéré comme disparu de neuf autres (Tableau 1, Figure 1; COSEPAC 2017). Les **populations** existantes de méné long sont principalement situées dans les affluents du lac Ontario dans la **région du Grand Toronto et de Hamilton** (RGT), mais on en trouve également sur l'île Saint-Joseph (lac Huron) et dans les affluents des lacs Érié et Huron (Figure 1).

Tableau 1. État de la population de méné long en Ontario d'après une analyse de l'abondance relative et des trajectoires de la population où la certitude a été attribuée et reflète le plus faible niveau de certitude associé à l'un ou l'autre des paramètres initiaux; 1 = analyse quantitative; 2 = CPUE ou échantillonnage normalisé; 3 = opinion d'expert. D'après Lebrun *et al.* 2019. La menace dominante a été déterminée par les auteurs d'après leur opinion d'expert.

Population	État	Certitude	Menace dominante	Estimation de l'abondance
Rivière Two Tree	Passable	2	Agriculture	Inconnue
Rivière Saugeen	Médiocre	2	Agriculture	Inconnue
Ruisseau Gully	Médiocre	2	Agriculture	741
Ruisseau Gully sud	Inconnue	3	Agriculture	Inconnue
Ruisseau Irvine	Médiocre	3	Agriculture	Inconnue
Ruisseau Spencer	Médiocre	2	Urbanisation	Inconnue
Ruisseau Bronte	Médiocre	3	Urbanisation	Inconnue
Ruisseau Fourteen Mile	Passable	2	Urbanisation	Inconnue
Ruisseau Sixteen Mile	Médiocre	2	Urbanisation	Inconnue
Rivière Credit	Médiocre	2	Urbanisation	Inconnue
Rivière Humber	Passable	2	Urbanisation	38 582
Rivière Don	Médiocre	2	Urbanisation	1 607
Rivière Rouge	Médiocre	2	Urbanisation	9 180
Ruisseau Duffins	Médiocre	2	Urbanisation	2 398
Ruisseau Carruthers	Passable	2	Urbanisation	Inconnue
Ruisseau Lynde	Médiocre	2	Urbanisation	Inconnue
Rivière Holland	Médiocre	2	Urbanisation	Inconnue
Ruisseau de la région de Niagara	Disparue	3	Inconnue	0
Ruisseau Wedgewood	Disparue	3	Urbanisation	0
Ruisseau Morrison	Disparue	2	Urbanisation	0
Ruisseau Clarkson	Disparue	3	Urbanisation	0

<sup>1</sup>Les termes définis dans le glossaire sont en caractères gras la première fois qu'ils apparaissent dans le corps du texte.

Population	État	Certitude	Menace dominante	Estimation de l'abondance
Ruisseau Etobicoke	Disparue	3	Urbanisation	0
Ruisseau Mimico	Disparue	3	Urbanisation	0
Ruisseau Highland	Disparue	3	Urbanisation	0
Ruisseau Petticoat	Disparue	3	Urbanisation	0
Pringle Creek	Disparue	3	Urbanisation	0

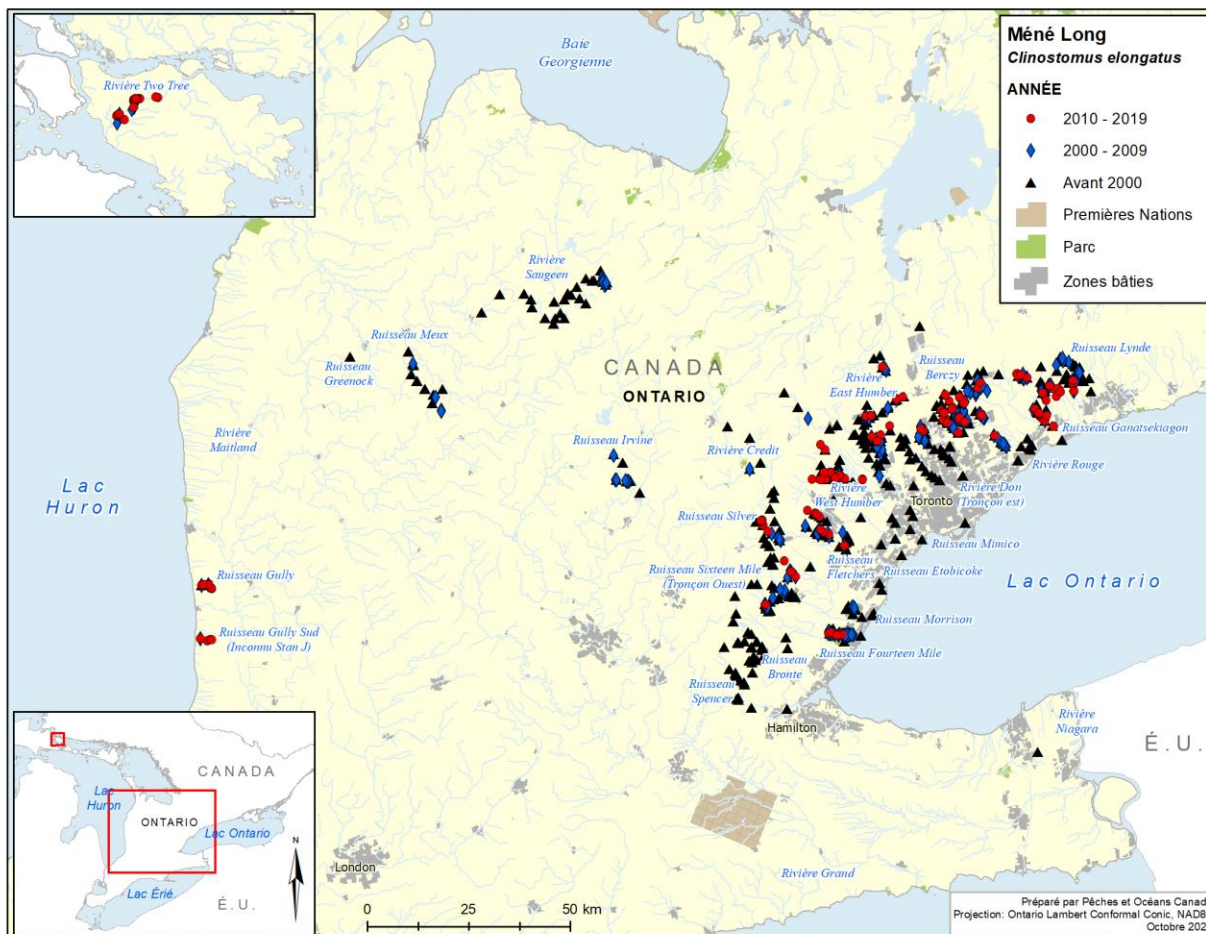


Figure 1. Répartition du méné long au Canada d'après des échantillons d'avant 2000 (triangles noirs), de 2000 à 2009 (diamants bleus) et de 2010 à 2019 (cercles rouges).

En raison des récents déclin de l'**abondance** et de la répartition du méné long et des menaces constantes pesant sur la persistance de l'espèce, le méné long a été évalué comme étant en voie de disparition en Ontario et figure à l'annexe 1 de la *Loi sur les espèces en péril* (TDRR 2010, COSEPAC 2017, Pêches et Océans Canada 2019). L'état de chaque population existante a été évalué en fonction de son abondance relative et de sa trajectoire lorsque les données étaient disponibles; quatre populations ont été considérées comme étant dans un état passable, 12 populations dans un état médiocre, avec une population dont l'état est inconnu (ruisseau Gully sud, Tableau 1; Pêches et Océans Canada 2019). Le déclin de l'abondance et de la répartition du méné long a été attribué aux pratiques agricoles et au développement urbain; l'élimination de la végétation riveraine, la canalisation, la pollution, l'envasement et la modification de l'hydrologie des cours d'eau sont considérés comme nuisibles à la persistance du méné long (McKee et Parker 1982, Reid et Parna 2017).

---

La mise en œuvre d'un programme de surveillance visant à caractériser les changements spatiaux et temporels dans l'abondance et la répartition de l'espèce et de son habitat est une mesure clé pour soutenir le rétablissement du méné long (p. ex. Portt *et al.* 2008, Wilson et Dextrase 2008, TDRR 2010, Mandrak et Bouvier 2014). Jusqu'à présent, la surveillance du méné long a été réalisée dans le cadre de divers efforts d'échantillonnage ciblés et de relevés de la communauté de poissons à l'échelle du bassin hydrographique à l'aide de différents engins (p. ex. ADN environnemental, pêche à l'électricité, sennes, caméras sous-marines). Il n'existe pas de documentation sur les relevés visant spécifiquement à observer et à capturer le méné long au Canada avant 1979. La plupart des premiers enregistrements du méné long ont résulté d'une étude générale de la communauté de poissons (COSEPAC 2007). Inversement, des relevés ciblés du méné long ont été effectués au cours des 20 dernières années par Pêches et Océans Canada, le ministère des Richesses naturelles et des Forêts de l'Ontario (MRNFO), les organismes de protection de la nature de l'Ontario, Ontario Streams et le Musée royal de l'Ontario pour confirmer la répartition du méné long et étudier son abondance à certains endroits. De plus, des relevés ont été effectués à l'échelle des bassins hydrographiques (Andersen 2002, Ontario Streams 2005, Mandrak *et al.* 2010, Reid *et al.* 2017) et des consultants et des chercheurs universitaires ont observé des ménés longs; par exemple, Poos et ses collaborateurs (2012) ont estimé l'abondance de plusieurs populations de méné long à l'aide de méthodes d'échantillonnage par prélèvement (Tableau 1).

Des orientations scientifiques ont été fournies sur la surveillance du méné long et d'autres espèces en péril en Ontario (Portt *et al.* 2008, Wilson et Dextrase 2008, Mandrak et Bouvier 2014), en mettant l'accent sur le matériel d'échantillonnage approprié, la définition des limites des sites, l'intensité de l'échantillonnage, le nombre de sites à échantillonner, la fréquence et le moment de l'échantillonnage (c.-à-d. la fenêtre temporelle pour éviter la période de fraie) et les procédures de manipulation des poissons. Ces orientations ont été élaborées en grande partie à partir du protocole d'évaluation des cours d'eau de l'Ontario (Ontario Stream Assessment Protocol, OSAP; Stanfield 2017), d'études antérieures menées dans le bassin laurentien des Grands Lacs pour guider les relevés généraux sur les communautés de poissons, ainsi que de l'opinion d'experts concernant l'échantillonnage du méné long et des poissons des cours d'eau de l'Ontario. En particulier, le *projet de protocoles d'échantillonnage du méné long* (Wilson et Dextrase 2008) présentait des approches normalisées pour déterminer l'occurrence du méné long sur un site (échantillonnage extensif) et surveiller les tendances de la population au fil du temps à des sites repères précis (échantillonnage intensif).

Le programme de rétablissement provincial (TDRR 2010) et l'ébauche du programme fédéral (Amy Boyko, Programme des espèces en péril du MPO, comm. pers.) pour le méné long prévoient l'élaboration d'un programme de surveillance à deux niveaux fondé sur les orientations données par Wilson et Dextrase (2008), qui comprend un échantillonnage intensif et extensif. L'échantillonnage intensif vise à évaluer l'abondance ou la densité du méné long à des sites repères prédéterminés, la fréquence de l'échantillonnage dépendant de l'état actuel de la population. Les informations provenant d'un échantillonnage intensif permettraient de comprendre l'abondance ou la trajectoire du méné long dans un sous-ensemble de sites, ainsi que les associations détaillées entre l'espèce et l'habitat. Un échantillonnage extensif comprendrait la collecte de données d'occurrence sur une échelle spatiale beaucoup plus grande, ce qui permettrait d'évaluer les changements dans la répartition du méné long à l'intérieur des bassins versants et entre eux. La mise en œuvre d'un programme de surveillance à deux niveaux pourrait ainsi fournir des informations quantitatives sur l'état de conservation de chaque population, tout en guidant la planification des projets de restauration et les décisions concernant les permis d'aménagement et les propositions de travaux dans les cours d'eau.

---

Toutefois, les observations suivantes, tirées de conversations avec des biologistes de l'Office de protection de la nature, décrivent la façon dont le projet de protocole a été appliqué au cours de la dernière décennie :

1. la surveillance des populations aux sites repères selon des méthodes d'échantillonnage par prélèvement a rarement été effectuée;
2. le nombre de sites régulièrement échantillonnés dans les différents bassins versants est variable dans l'aire de répartition du méné long;
3. la surveillance régulière du méné long n'est pas l'objectif de la plupart des échantillonnages dans les cours d'eau. La surveillance du méné long est accomplie indirectement par d'autres efforts visant à surveiller la santé des bassins versants et à orienter la planification de l'utilisation des terres;
4. les engins autorisés pour l'échantillonnage du méné long ont changé au fil des ans. Des préoccupations ont été exprimées quant à la manière d'interpréter les tendances de la répartition et de l'état de la population dans le temps lorsque des engins différents ont été utilisés.

L'intention du *projet de protocoles d'échantillonnage du méné long*, qui était de faire davantage qu'un échantillonnage ad hoc, fortuit et non standardisé, ne semble donc pas pleinement atteinte. En outre, il n'y a pas eu d'évaluation statistique des approches proposées pour surveiller l'abondance et la répartition du méné long au Canada, ce qui doit être fait avant la mise en œuvre généralisée du cadre à deux niveaux proposé.

Le présent document de recherche appuie l'élaboration et la mise en œuvre d'un programme de surveillance à deux niveaux pour le méné long : 1) en fournissant des avis relatifs à l'effort d'échantillonnage nécessaire pour évaluer les changements dans l'occupation par le méné long avec une efficacité statistique suffisante, guidant ainsi les aspects du plan d'échantillonnage extensif; et 2) en décrivant l'application d'une technique de modélisation pour estimer l'abondance à certains sites, orientant ainsi l'échantillonnage intensif. Les conseils sur le plan ont été élaborés en tenant compte de l'incidence de la **détection imparfaite** sur les efforts de surveillance du méné long, des limites des unités d'échantillonnage, du rôle de la collecte de données sur l'habitat et les menaces, et de l'utilité de stratifier l'effort dans l'espace et dans le temps. L'efficacité d'un plan de relevé répété par rapport à d'autres plans de surveillance (p. ex. les approches à passage unique) n'est pas abordée. Les considérations relatives à l'allocation de l'effort pour un programme de surveillance du méné long suivant un plan de relevé répété se concentrent plutôt sur les aspects suivants :

1. l'effet de l'échelle sur la définition du site et les conséquences subséquentes sur l'effort total de surveillance et l'efficacité statistique;
2. l'échantillonnage ciblé par rapport à l'échantillonnage aléatoire;
3. comment l'échantillonnage à stratification aléatoire sur différents gradients (p. ex. l'espace, le temps, les menaces) peut informer sur le statut de conservation de l'espèce.

Les exemples présentés ont été élaborés à l'aide de modèles d'occupation et à  $N$  mixte afin de démontrer l'utilité de mettre en place un protocole de relevé répété pour la surveillance à court ou à long terme du méné long au Canada. Les objectifs potentiels et les variables d'évaluation d'un programme de surveillance du méné long conçu pour éclairer les efforts de conservation de l'espèce sont abordés dans la section qui suit.



## OBJECTIFS POTENTIELS ET VARIABLES D'ÉVALUATION D'UN PROGRAMME DE SURVEILLANCE DU MÉNÉ LONG AU CANADA

La première étape de l'élaboration d'un programme de surveillance pour une espèce consiste à définir les objectifs et les variables d'évaluation utilisées pour guider les objectifs (Figure 2). Par exemple, l'un des objectifs du protocole OSAP est de recueillir des données sur toute la communauté d'espèces d'une manière qui permettra d'établir des comparaisons significatives entre les cours d'eau accessibles à gué (Stanfield 2017). Cet objectif guide la définition de l'unité d'échantillonnage et la méthode de collecte des données; plus précisément, les poissons sont prélevés dans des segments de cours d'eau d'au moins 40 m qui comprennent au moins une séquence seuil-fosse, commençant et se terminant à des **points de croisement** (Stanfield 2017). Cette description précise de l'unité d'échantillonnage permet de s'assurer de pouvoir détecter les espèces vivant dans les seuils, les rapides et les fosses, et vise donc à caractériser la composition de tout l'assemblage de poissons du cours d'eau à ce site. Si l'on ne définit pas les questions et objectifs normatifs pendant la phase d'élaboration d'un programme de surveillance, on aboutit souvent à des plans expérimentaux imparfaits et il est alors difficile de tirer des conclusions significatives sur la question d'intérêt (Yoccoz *et al.* 2001, Nichols et Williams 2006, Bailey *et al.* 2007, Sauer et Knutson 2008).

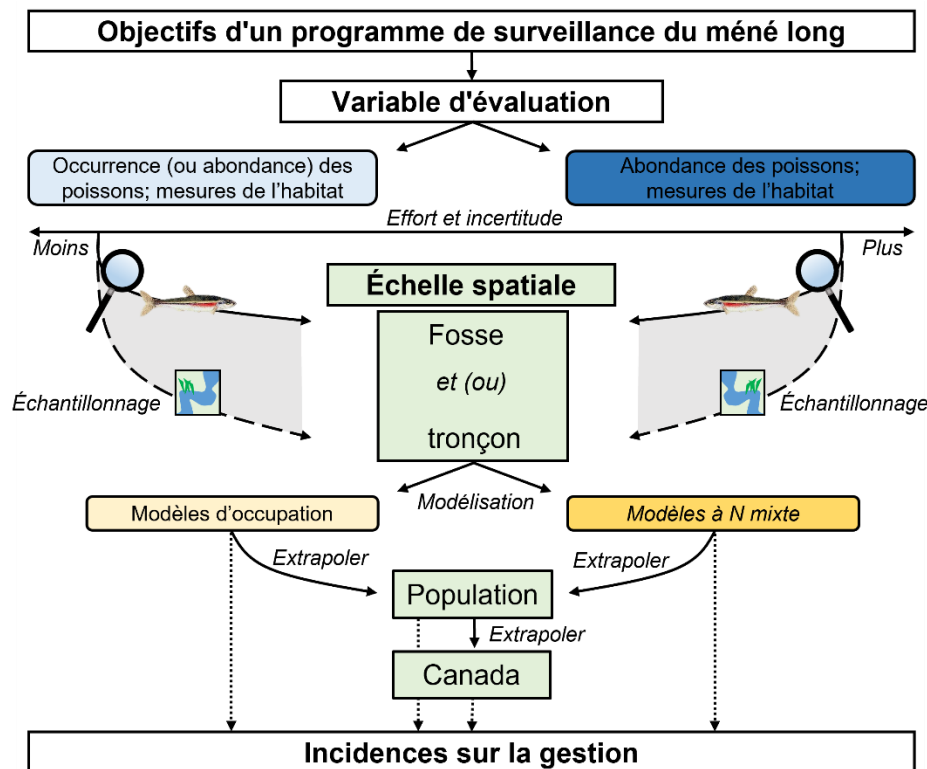


Figure 2. Diagramme décrivant les étapes de l'élaboration d'un programme de surveillance du méné long. La planification commence par la définition des objectifs précis d'un programme de surveillance, la détermination des variables d'évaluation à partir des objectifs énoncés et la compréhension de l'effort relatif et de l'incertitude associés aux mesures sur le terrain. On établit ensuite l'échelle spatiale de l'échantillonnage, l'approche de modélisation et la nécessité d'extrapoler, ainsi que les conséquences sur la gestion. Les approches de modélisation (modèles d'occupation et à N mixte) peuvent guider les objectifs de gestion, ce qui a des conséquences sur plusieurs échelles spatiales.

Le présent document n'a pas pour but de définir un objectif unique pour un programme de surveillance du méné long, mais plutôt de déterminer des objectifs potentiels liés à

---

l'échantillonnage extensif (c.-à-d. fondé sur la répartition) et intensif (c.-à-d. fondé sur l'abondance), conformément aux orientations provinciales antérieures (Wilson et Dextrase 2008), au programme de rétablissement provincial (TDRR 2010) et à l'ébauche de programme de rétablissement fédéral (Amy Boyko, Programme des espèces en péril du MPO, comm. pers.). Les objectifs potentiels d'un programme de surveillance du méné long abordés dans ce document comprennent donc la quantification des éléments suivants :

1. changements dans l'occupation de la zone par l'espèce, pour pouvoir déterminer les expansions ou les contractions de la répartition du méné long dans le temps;
2. changements dans l'abondance de la population de méné long dans le temps.

Ces objectifs peuvent être établis à trois échelles spatiales ou plus, y compris l'échelle locale (c.-à-d. le site), l'échelle de la population (c.-à-d. la rivière ou le bassin hydrographique) et l'échelle nationale (c.-à-d. l'Ontario), l'inférence de la variable d'évaluation (p. ex. l'occupation, l'abondance) dépendant de l'échelle choisie (Figure 3). Par exemple, l'échantillonnage visant à établir les tendances relatives aux sites occupés d'une seule population fournirait un indice de la répartition du méné long dans ce bassin versant; les changements dans les sites occupés au fil du temps indiqueraient un changement sous-jacent dans la répartition de l'espèce, qu'il soit dû à des menaces, à des facteurs limitatifs, à des mesures de rétablissement ou à la variabilité environnementale naturelle. L'extension de l'échantillonnage à plusieurs populations permettrait une inférence similaire au sein des populations sélectionnées et entre elles. La manière dont le **cadre d'échantillonnage** est défini et dont les sites sont sélectionnés se répercute sur l'interprétation de la variable d'évaluation (p. ex. les changements dans l'occupation). Par exemple, la définition d'un cadre d'échantillonnage comprenant des sites à proximité et au-delà de la limite prévue de l'aire de répartition pourrait être combinée à une approche fondée sur l'occupation pour informer sur les changements de la limite de l'aire de répartition au fil du temps. En revanche, un cadre d'échantillonnage concentré dans l'aire de répartition, qui comprendrait les principaux sites et les sites en bordure de l'aire de répartition, fournirait des informations sur les changements dans la tendance des sites occupés dans l'aire de répartition. Cette distinction est semblable à l'utilisation de la **zone d'occurrence** et de la **zone d'occupation** comme indicateurs de la répartition par le COSEPAC (2017); l'intention générale de la zone d'occurrence est d'évaluer la limite de l'aire de répartition, tandis que celle de la zone d'occupation est d'évaluer la quantité d'habitat occupée par une espèce. Idéalement, un programme de surveillance utilisant l'occupation comme variable d'évaluation permettrait de déduire la zone d'occurrence et la zone d'occupation.

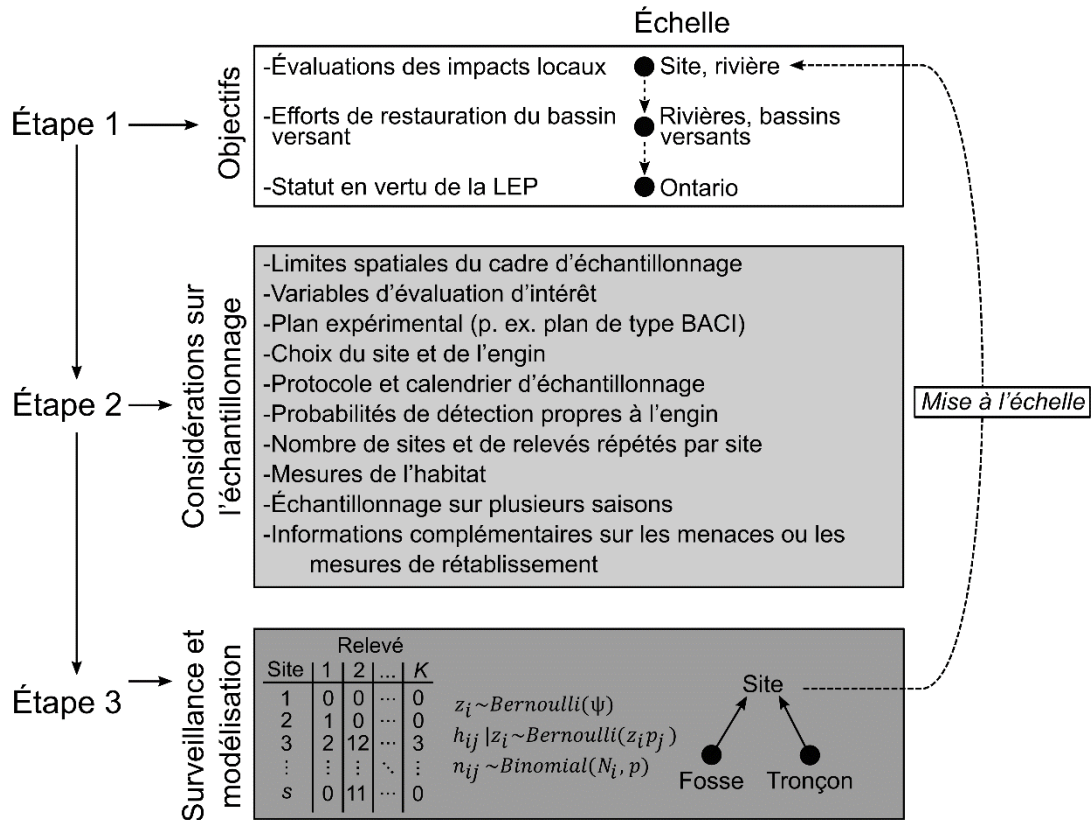


Figure 3. Considérations initiales lors de l'élaboration d'un programme de surveillance d'une espèce. L'étape 1 consiste à définir l'objectif particulier, y compris l'échelle à laquelle il doit être traité. Les considérations relatives à l'échantillonnage sont déterminées à l'étape 2, après la description de l'objectif initial et de l'échelle. L'étape 3 comprend la modélisation des données recueillies et la mise à l'échelle des résultats pour traiter les objectifs définis à l'étape 1.

La série de paramètres de surveillance potentiels pour les populations animales a déjà été décrite (MacKenzie *et al.* 2018). Il serait certes idéal de mesurer directement les changements dans les processus constitutifs (c'est-à-dire les taux vitaux) qui influencent l'abondance d'une espèce ou la dynamique des méta-populations, mais l'effort d'échantillonnage pour évaluer ces paramètres avec une efficacité statistique suffisante est important (Gryski *et al.* 1997, Quist *et al.* 2006) et dépasse généralement les capacités d'effort des programmes, même les mieux financés (MacKenzie *et al.* 2018). Cette limite a favorisé l'élaboration et l'utilisation d'approches de modélisation et d'inférences de l'occupation, la justification étant que les changements dans la tendance des sites occupés reflètent des changements sous-jacents dans l'abondance de la population ou dans les processus constitutifs. Les avantages de l'utilisation d'une approche fondée sur l'occupation ont été démontrés pour divers taxons (p. ex. Bayne *et al.* 2008, Chen *et al.* 2013, Miller et Grant 2015), y compris les poissons d'eau douce en péril dont l'aire de répartition décroît (Dextrase *et al.* 2014a, Lamothe *et al.* 2019a,b, 2020), et ils s'harmonisent bien avec la nécessité d'évaluer les changements dans la répartition des espèces. Dans ce document, nous proposons des méthodes et des extensions pour l'estimation de l'occupation fondée sur l'abondance afin que la surveillance des changements dans l'abondance et la répartition du méné long ne soit pas biaisée par une détection imparfaite, surtout si l'on considère qu'une détection imparfaite peut changer au fil du temps en fonction de la diminution de la densité ou d'autres facteurs.

---

Les changements dans la tendance des sites occupés dans le paysage échantillonné peuvent indiquer des changements dans la qualité de l'habitat à l'échelle locale ou à grande échelle, ou d'autres changements dans les taux vitaux résultant de menaces (p. ex. la prédation, l'échec de la reproduction en raison de la perturbation de l'habitat; MacKenzie *et al.* 2018). Le choix du site est essentiel pour déduire les causes des changements dans l'occupation par une espèce et, si l'on ne tient pas compte de l'objectif et de l'échelle de l'effort d'échantillonnage (Figures 2, 3), on risque de ne pas pouvoir généraliser à l'échelle du paysage. Par exemple, un échantillonnage intensif et localisé dans plusieurs bassins peut être utile pour évaluer les effets d'une perturbation ou d'un projet de restauration d'un cours d'eau, mais il ne serait pas idéal pour estimer l'effet de plusieurs agents de stress sur les populations de méné long. L'estimation de l'occupation à l'échelle de la population devrait plutôt intégrer un cadre d'échantillonnage plus large et un plus grand nombre de mesures des menaces potentielles et des mesures de restauration, en plus des détections de poissons. Enfin, les probabilités d'occupation à l'échelle nationale pourraient servir à estimer les pertes ou les gains finaux dans la répartition du méné long au Canada au fil du temps.

Une approche fondée sur l'occupation pour la surveillance du méné long :

1. soutient directement l'ébauche du programme de rétablissement fédéral visant à surveiller la présence et l'absence à de grandes échelles spatiales;
2. nécessiterait un effort d'échantillonnage moindre par rapport à la surveillance fondée sur l'abondance;
3. peut informer sur les tendances de la répartition du méné long dans le temps en établissant un lien direct avec la zone d'occupation ou la zone d'occurrence;
4. sous réserve que les sites soient choisis de manière adéquate, peut être utilisée pour estimer la superficie totale occupée par l'espèce (qu'il s'agisse d'une ou de plusieurs populations).

La superficie totale peut être comparée aux objectifs ou aux seuils de gestion, comme la **superficie minimale pour la viabilité d'une population (SMVP)** [p. ex. van der Lee *et al.* 2020], permettant d'évaluer la probabilité qu'une ou plusieurs populations se situent au-dessus ou au-dessous de seuils de gestion précis en tant que résultat de la conception du programme. Bien que les modèles d'occupation et leurs extensions ne soient pas conçus pour élaborer des seuils de gestion (p. ex. la SMVP), ils peuvent être utilisés pour indiquer si les seuils de gestion ont été atteints.

De nombreuses études ont utilisé les estimations de l'occupation locale comme paramètre de substitution pour évaluer les changements dans l'abondance d'une espèce, parce qu'intuitivement, on estime qu'une espèce risque davantage de ne pas être détectée si elle est peu abondante que si elle est très abondante. Mais bien que la relation entre l'occupation et l'abondance soit généralement positive (Hartley 1998), elle est souvent non linéaire et diffère selon l'échelle spatiale (Gaston *et al.* 2000, He et Gaston 2000, Steenweg *et al.* 2018), ces relations découlant de mécanismes complexes et propres au système (Borregaard et Rahbek 2010). Par conséquent, l'hypothèse d'une relation 1:1 entre l'occupation et l'abondance peut conduire à des inférences erronées sur la dynamique des populations et les relations avec l'habitat (Tyre *et al.* 2003), en particulier pour les espèces dont la probabilité de détection est inférieure à 1,0 (c'est-à-dire la plupart des espèces en péril, y compris le méné long; Tableau 2), ce qui a des répercussions sur la désignation et la gestion des habitats essentiels. Même si le fait de se concentrer sur l'occupation ne fournira pas directement d'informations sur les changements dans l'abondance ou ses processus constitutifs (c'est-à-dire les taux vitaux) qui influencent la dynamique des populations locales, les estimations de l'occupation fondées sur la

présence-absence restent une approche prometteuse et rentable (Joseph *et al.* 2006) pour évaluer la répartition et l'état de conservation du méné long.

Tableau 2. Estimations précédentes de l'occupation ( $\psi$ ) et des probabilités de détection ( $p$ ) pour le méné long au Canada à l'aide de divers types d'engins, l'échantillonnage ayant eu lieu pendant différentes saisons et à différents emplacements avec un nombre différent de relevés ( $K$ ).  $p^*$  = probabilité de capture. Min. 3 = un minimum de trois traits.

Type d'engin	Param	Est.	ET	K	Saison	Emplacement
ADNe <sup>1</sup>	$\psi$	0,55	0,10	3	Printemps	Plusieurs emplacements
ADNe <sup>1</sup>	$\psi$	0,59	0,10	4	Printemps	Plusieurs emplacements
ADNe <sup>1</sup>	$\psi$	0,61	0,10	5	Printemps	Plusieurs emplacements
ADNe <sup>1</sup>	$\psi$	0,47	0,10	3	Automne	Plusieurs emplacements
ADNe <sup>1</sup>	$\psi$	0,47	0,10	4	Automne	Plusieurs emplacements
ADNe <sup>1</sup>	$\psi$	0,52	0,09	5	Automne	Plusieurs emplacements
ADNe <sup>1</sup>	$p$	0,82	0,04	3	Printemps	Plusieurs emplacements
ADNe <sup>1</sup>	$p$	0,79	0,04	4	Printemps	Plusieurs emplacements
ADNe <sup>1</sup>	$p$	0,73	0,04	5	Printemps	Plusieurs emplacements
ADNe <sup>1</sup>	$p$	0,73	0,06	3	Automne	Plusieurs emplacements
ADNe <sup>1</sup>	$p$	0,73	0,05	4	Automne	Plusieurs emplacements
ADNe <sup>1</sup>	$p$	0,64	0,04	5	Automne	Plusieurs emplacements
Senne <sup>2</sup>	$\psi$	0,732	0,14	3	Été	Ruisseau Gully
Senne <sup>2</sup>	$p$	0,606	0,18	3	Été	Ruisseau Gully
Pêche à l'électricité <sup>3</sup>	$\psi$	0,509	0,08	3	Été	Plusieurs emplacements
Pêche à l'électricité <sup>3</sup>	$p$	0,738	0,06	3	Été	Plusieurs emplacements
Senne <sup>4</sup>	$p^*$	0,584	S. O.	Min. 3	Été	Ruisseau Gull
Senne <sup>4</sup>	$p^*$	0,612	S. O.	Min. 3	Été	Rivière Humber
Senne <sup>4</sup>	$p^*$	0,785	S. O.	Min. 3	Été	Rivière Don
Senne <sup>4</sup>	$p^*$	0,751	S. O.	Min. 3	Été	Rivière Rouge – Leslie
Senne <sup>4</sup>	$p^*$	0,718	S. O.	Min. 3	Été	Rivière Rouge – Berczy
Senne <sup>4</sup>	$p^*$	0,608	S. O.	Min. 3	Été	Ruisseau Duffins
Pêche à l'électricité <sup>3</sup>	$p^*$	0,62	S. O.	Min. 3	Été	Plusieurs emplacements
Senne <sup>5</sup>	$p^*$	0,71	S. O.	Min. 3	Été	Rivière Rouge – Leslie
Senne <sup>5</sup>	$p^*$	0,656	S. O.	Min. 3	Été	Rivière Rouge – Berczy
Pêche à l'électricité <sup>6</sup>	$p$	0,45	0,02	1	Été	Plusieurs emplacements
Senne <sup>6</sup>	$p$	0,68	0,03	1	Été	Plusieurs emplacements
Pièges photographiques <sup>6</sup>	$p$	0,74	0,03	4	Été	Plusieurs emplacements

<sup>1</sup> = Serrao *et al.* 2018; <sup>2</sup> = Données du MPO dans ce document, Gáspárdy et Drake 2021; <sup>3</sup> = Reid *et al.* 2009; <sup>4</sup> = Poesch *et al.* 2012; <sup>5</sup> = Poos et Jackson 2012; <sup>6</sup> = Castañeda *et al.* 2020

La majeure partie de ce document de recherche évalue l'effort d'échantillonnage nécessaire pour mesurer les changements dans l'occupation au fil du temps, afin d'orienter le paramètre de la surveillance étendue décrit dans le programme de rétablissement provincial (TDRR 2010) et l'ébauche du programme de rétablissement fédéral (Amy Boyko, Programme des espèces en péril du MPO, comm. pers.). Cependant, étant donné la relation non linéaire et dépendante de

---

l'échelle entre l'occupation et l'abondance, il faudra peut-être des déclin substantiels de l'abondance avant qu'un changement dans l'occupation puisse être détecté. Pour cette raison, un exemple pratique d'estimation de l'abondance locale de l'espèce à l'aide de modèles à  $N$  mixte est également donné pour guider le paramètre de la surveillance intensive fondé sur l'abondance (p. ex. Wilson et Dextrase 2008, TDRR 2010, COSEPAC 2017). L'un des avantages de l'utilisation des modèles à  $N$  mixte, qui nécessitent un plan de relevé répété similaire, est la possibilité de générer des estimations de l'abondance propres à un site et la possibilité d'étendre ces estimations à l'échelle locale, de la population ou nationale, en fonction du plan d'échantillonnage (c'est-à-dire la sélection des sites d'échantillonnage, le nombre de sites d'échantillonnage; Figure 3). Les estimations de l'abondance propre au site générées par les modèles à  $N$  mixte peuvent être extrapolées et comparées aux estimations de la **population minimale viable (PMV)** de méné long (van der Lee *et al.* 2020), la conception du programme de surveillance pouvant donner une probabilité d'être au-dessus ou au-dessous de la population minimale viable. Toutefois, il convient de noter que, pour un même niveau d'effort, les mesures fondées sur l'abondance, y compris les modèles à  $N$  mixte, peuvent être relativement peu performantes par rapport aux modèles d'occupation (Ward *et al.* 2017). De ce fait, les approches d'occupation peuvent maximiser l'efficacité statistique par rapport aux méthodes fondées sur le dénombrement (c'est-à-dire l'abondance) pour les espèces ayant de faibles taux de détection ou peu abondantes (Pollock 2006).

## L'OCCUPATION EN TANT QUE VARIABLE D'ÉVALUATION

Les modèles d'occupation sont de plus en plus utilisés pour caractériser la répartition des poissons en péril, avec des exemples dans le centre-nord de l'Arkansas (Magoulick et Lynch 2015), en Virginie (Moore *et al.* 2017), en Arizona (Stewart *et al.* 2017), en Floride (Dorazio *et al.* 2005), en Caroline du Nord (Midway *et al.* 2014), dans le fleuve Missouri (Schloesser *et al.* 2012) et dans le sud de l'Ontario (Dextrase *et al.* 2014a). Les modèles d'occupation par une seule espèce ont révélé des différences dans les probabilités de détection entre les espèces (Schloesser *et al.* 2012, Haynes *et al.* 2013), des différences dans les probabilités de détection par engin (Klein *et al.* 2015, Smith *et al.* 2015, Moore *et al.* 2017) et des différences régionales dans la probabilité de détecter une espèce (Peoples et Frimpong 2011). Des modèles d'occupation par plusieurs espèces, qui sont des extensions des modèles pour une seule espèce, ont été utilisés pour estimer la probabilité de détection et d'occupation dans les communautés d'eau douce (Midway *et al.* 2014, Smith *et al.* 2015, Gibson-Reinemer *et al.* 2016, Potoka *et al.* 2016, Stewart et Long 2016), de même que pour estimer la richesse absolue en espèces et la diversité des sites (Holtrop *et al.* 2010, Benoit *et al.* 2018). À mesure que les modèles d'occupation sont devenus plus courants dans les ouvrages scientifiques, des améliorations ont été apportées aux calculs et aux analyses, ce qui a permis d'améliorer l'utilité de ces modèles pour la conservation des espèces.

Le modèle de base d'occupation par une seule espèce pendant une seule **saison** fournit un point de départ intuitif pour décrire l'approche (Mackenzie *et al.* 2002). Un plan de relevé répété permet de tenir compte des différences dans la probabilité de détection propre au site ( $p_i$ ) lors de l'estimation de l'occupation par une espèce ( $\psi$ ). On entend par « relevé répété » l'échantillonnage du site  $i$  plusieurs fois, consécutivement, ce qui permet de respecter l'hypothèse de **fermeture** (Mackenzie *et al.* 2002). Pour mettre en œuvre cette approche, une répétition spatiale et temporelle est nécessaire, mais la quantité d'effort entre les sites ou dans le temps est flexible. Le plan d'échantillonnage pour réaliser des relevés répétés est diversifié (Reich 2020), mais pour les poissons, les relevés répétés sont le plus souvent réalisés sous les formes suivantes :

1. un prélèvement de poisson effectué à plusieurs dates de relevé au cours d'une saison, dans une même unité d'échantillonnage;
2. un prélèvement de poisson effectué à plusieurs emplacements d'une unité d'échantillonnage, à la même date de relevé; ou
3. des prélèvements répétés de poisson au même endroit dans une unité d'échantillonnage et à la même date de relevé.

Les processus biologiques et d'échantillonnage pour détecter les espèces peuvent être décrits mathématiquement (Mackenzie *et al.* 2002), la présence ou l'absence réelle d'une espèce sur le site  $i$ ,  $z_i$ , étant un processus de Bernoulli avec une valeur attendue,  $\psi$  :

$$z_i \sim \text{Bernoulli}(\psi). \quad \text{Équation 1.}$$

L'occurrence observée ( $h$ ) au site  $i$  et dans le relevé  $j$  est donc également un processus de Bernoulli conditionné par l'occurrence réelle et la probabilité de détecter l'espèce pendant le relevé en question ( $p_{ij}$ ) :

$$h_{ij} | z_i \sim \text{Bernoulli}(z_i p_{ij}). \quad \text{Équation 2.}$$

Ce modèle permet de développer la vraisemblance des données observées ou complètes pour estimer les paramètres (MacKenzie *et al.* 2002, 2018).

Prenons l'exemple d'un chercheur qui souhaite quantifier la répartition d'une espèce dans une zone géographique. Pour commencer, il choisit des sites au hasard pour déterminer la présence ou l'absence de cette espèce. Les données sur les prises seront codées par un 1 si l'espèce a été collectée à un site ou par un 0 si elle n'a pas été observée (détection ou non-détection). Si cinq échantillons répétés ont été effectués au site  $i$  et ont produit l'historique de détection ( $H$ )  $H = 1\ 0\ 1\ 0\ 1$ , où l'espèce a été détectée lors des premier, troisième et cinquième relevés, mais ne l'a pas été lors des deuxième et quatrième relevés, l'énoncé de probabilité décrivant les données pourrait être écrit comme suit :

$$\text{Prob.}(10101) = \psi_i p_{i1} (1 - p_{i2}) p_{i3} (1 - p_{i4}) p_{i5} \quad \text{Équation 3.}$$

où la probabilité d'observer cet historique de détection précis (c'est-à-dire 10101) est une fonction de la probabilité d'occupation propre au site ( $\psi_i$ ) multipliée par les probabilités de détection propres au relevé pour le premier ( $p_{i1}$ ), le troisième ( $p_{i3}$ ) et le cinquième relevé ( $p_{i5}$ ), et un moins les probabilités de détection propres au relevé pour le deuxième ( $1 - p_{i2}$ ) et le quatrième relevé ( $1 - p_{i4}$ ) lorsque l'espèce a été manquée. En supposant que les sites sont indépendants, le produit des termes (un pour chaque site) crée la vraisemblance du modèle pour l'ensemble de données observé, qui peut ensuite être maximisée pour obtenir des estimations du maximum de vraisemblance de  $\psi_i$  et de  $p_{ij}$  (MacKenzie *et al.* 2002, 2018).  $\psi_i$  peut être modélisé en fonction de variables d'habitat propres au site et  $p$  peut être modélisé en fonction de variables propres au site et au relevé, ce qui permet de tester des hypothèses sur les changements dans  $\psi$  et  $p$  au fil du temps pour les caractéristiques de l'habitat ayant une importance perçue (MacKenzie *et al.* 2002, 2018, Noon *et al.* 2012, Dextrase *et al.* 2014a).

Le modèle d'occupation statique par une seule espèce comporte six hypothèses :

1. l'occupation des unités d'échantillonnage ne change pas pendant la période des relevés;
2. la probabilité d'occupation est égale dans toutes les unités d'échantillonnage ou prise en compte à l'aide de covariables pertinentes;
3. la probabilité de détecter l'espèce dans un relevé, si elle est présente, est égale dans toutes les unités ou prise en compte à l'aide de covariables pertinentes;

- 
4. la détection de l'espèce dans chaque relevé d'une unité est indépendante des détections effectuées au cours d'autres relevés de l'unité;
  5. les historiques de détection observés à chaque emplacement sont indépendants;
  6. il n'y a pas d'erreur d'identification de l'espèce entraînant de fausses détections (MacKenzie et al. 2002, 2018).

## ANALYSE DE PUISSANCE

Les analyses de puissance prospectives peuvent aider à garantir que les conceptions des programmes de surveillance détecteront probablement les changements dans les variables d'évaluation de l'espèce (c'est-à-dire la probabilité d'occupation). L'analyse de puissance a été utilisée pour comparer l'efficacité de différents engins d'échantillonnage (p. ex. les sennes ou les sennes de plage; Reid et Dextrase 2017), stratégies d'échantillonnage (p. ex. l'utilisation de filets d'isolement pour confiner les unités d'échantillonnage; Reid et Hogg 2014) et niveaux d'effort d'échantillonnage (p. ex. le temps consacré à la pêche à l'électricité; Reid et Haxton 2017) pour détecter les changements dans l'abondance et la répartition des poissons de l'Ontario. Dans le présent document de recherche, l'analyse de puissance est utilisée pour illustrer l'influence de différentes stratégies d'échantillonnage sur la capacité des conceptions de programmes de surveillance à repérer les changements dans la probabilité d'occupation par le méné long.

En raison de la nature probabiliste des tests statistiques, il y a toujours une possibilité de déterminer un effet (p. ex. un changement dans l'occupation) alors qu'il n'y en a pas (erreur de type I; faux positif) ou de ne pas déterminer un effet alors qu'il existe (erreur de type II; faux négatif); ces possibilités sont abrégées comme  $\alpha$  et  $\beta$ , respectivement. L'efficacité statistique est définie comme la probabilité de déterminer l'effet d'un traitement à un niveau d'importance choisi ( $\alpha$ ), à condition que l'effet existe (c'est-à-dire  $1 - \beta$ ). Par convention,  $\alpha$  est fixé à 0,05 en recherche halieutique, ce qui indique que le chercheur accepte un risque de 5 % de conclure qu'une différence existe alors qu'il n'existe pas de différence réelle. La probabilité  $\beta$  (Peterman 1990), ou probabilité de commettre une erreur de type II, est moins fréquemment reconnue dans les sciences halieutiques. Cela pose problème, car les faux négatifs, où les programmes de surveillance ne détermineraient pas une véritable réduction de l'occupation, auraient des répercussions importantes sur la gestion des espèces en péril.

Par convention, les statisticiens considèrent qu'une efficacité de 0,80 (c'est-à-dire  $\beta = 0,20$ ) est suffisante pour la plupart des études (Peterman 1990, Cohen 2001, Guillera-Arroita et Lahoz-Monfort 2012), indiquant une probabilité de 80 % de repérer un effet pour peu que l'effet existe réellement ou, sinon, une chance de 20 % de ne pas déterminer un effet alors qu'il existe réellement. Cela serait interprété comme une probabilité de 80 % de déterminer une réduction (ou une augmentation) proportionnelle de l'occupation par l'espèce, étant donné que le changement proportionnel s'est vraiment produit dans la population. Comme pour les niveaux choisis pour  $\alpha$ , il appartient au chercheur d'établir des critères fiables pour  $\beta$ , en particulier lorsqu'il s'agit de détecter les chances de persistance d'une espèce. Par exemple, il peut être raisonnable de réduire  $\beta$  à 0,05 (c'est-à-dire efficacité = 0,95) ou d'augmenter  $\alpha$  pour améliorer l'efficacité, ce qui indique que le chercheur craint tout autant, voire plus, de commettre une erreur de type II qu'une erreur de type I.

Une approche du maximum de vraisemblance fondée sur le test bilatéral  $z$  a été élaborée pour évaluer l'efficacité de détection des différences d'occupation entre deux points dans l'espace ou le temps qui suppose un plan de relevé répété standard avec  $K$  relevés (p. ex. des traits de senne) à  $S$  sites (Guillera-Arroita et Lahoz-Monfort 2012). Cette approche tire parti du fait que



l'estimateur de la probabilité d'occupation a une distribution normale et n'est pas biaisé. Les différences de probabilité d'occupation sont considérées comme significatives lorsque :

$$\frac{|\hat{\Psi}_1 - \hat{\Psi}_2|}{\sqrt{\hat{\sigma}_1^2 + \hat{\sigma}_2^2}} > z_{\alpha/2}, \quad \text{Équation 4.}$$

où  $\hat{\Psi}_i$  sont les estimations de l'occupation par le maximum de vraisemblance et leurs écarts-types estimés ( $\hat{\sigma}_1^2$ ; Guillera-Arroita et Lahoz-Monfort 2012). En appliquant cette approche et en supposant que  $K$  et  $S$  restent constants du temps 1 au temps 2, le nombre de sites de relevé  $S$  nécessaire pour atteindre une puissance donnée peut être dérivé comme une fonction de  $\alpha$ ,  $\beta$ ,  $p_1$ ,  $p_2$  et  $\psi_1$ . Les estimations de la probabilité de détection et d'occupation pour le méné long au Canada n'ont été calculées que récemment et reflètent un effort d'échantillonnage relativement faible (Tableau 2), mais elles fournissent la base pour générer des simulations visant à caractériser l'effort requis pour tirer des conclusions statistiquement rigoureuses sur les changements dans l'occupation d'une zone par le méné long au fil du temps.

L'efficacité pour détecter des réductions proportionnelles (30 % – lignes pleines; 50 % – lignes pointillées) dans  $\psi$  est une fonction de  $S$  étant donné que  $\psi_1 = 0,4, 0,5, 0,6$  ou  $0,7$ ,  $p = 0,4, 0,5, 0,6, 0,7, 0,8, 0,9$  ou  $1,0$ ,  $K = 3, 4, 5, 6, 7, 8, 9$  ou  $10$  et  $\alpha = 0,05$ , qui est tracée sur la Figure 4. À mesure que  $\psi_1$ ,  $p$ ,  $K$  et les réductions proportionnelles de l'occupation diminuent,  $S$  augmente de façon non linéaire (Figure 4). Par exemple, pour détecter une réduction proportionnelle de 30 % de  $\psi$  (lignes pleines) avec une efficacité statistique de 0,80, il faut échantillonner environ 142 sites puisque  $p$  et  $\psi_1 = 0,6$  et  $K = 3$ ; toutefois, si  $\psi_1 = 0,5$  et  $p = 0,6$ ,  $S$  passe à environ 200 (Figure 4). Si 50 sites sont échantillonnés selon l'approche traditionnelle de relevé répété  $K = 3$ , et que  $p = 0,6$ ,  $\psi_1 = 0,5$  et  $\alpha = 0,05$ , l'efficacité pour détecter une réduction de 30 % de la probabilité d'occupation est inférieure à 0,30 (Figure 4). Cela indiquerait une probabilité inférieure à 30 % de déterminer une réduction de 30 % de la probabilité d'occupation (c'est-à-dire éviter une erreur de type II), tout en maintenant une probabilité de 95 % d'éviter une erreur de type I.

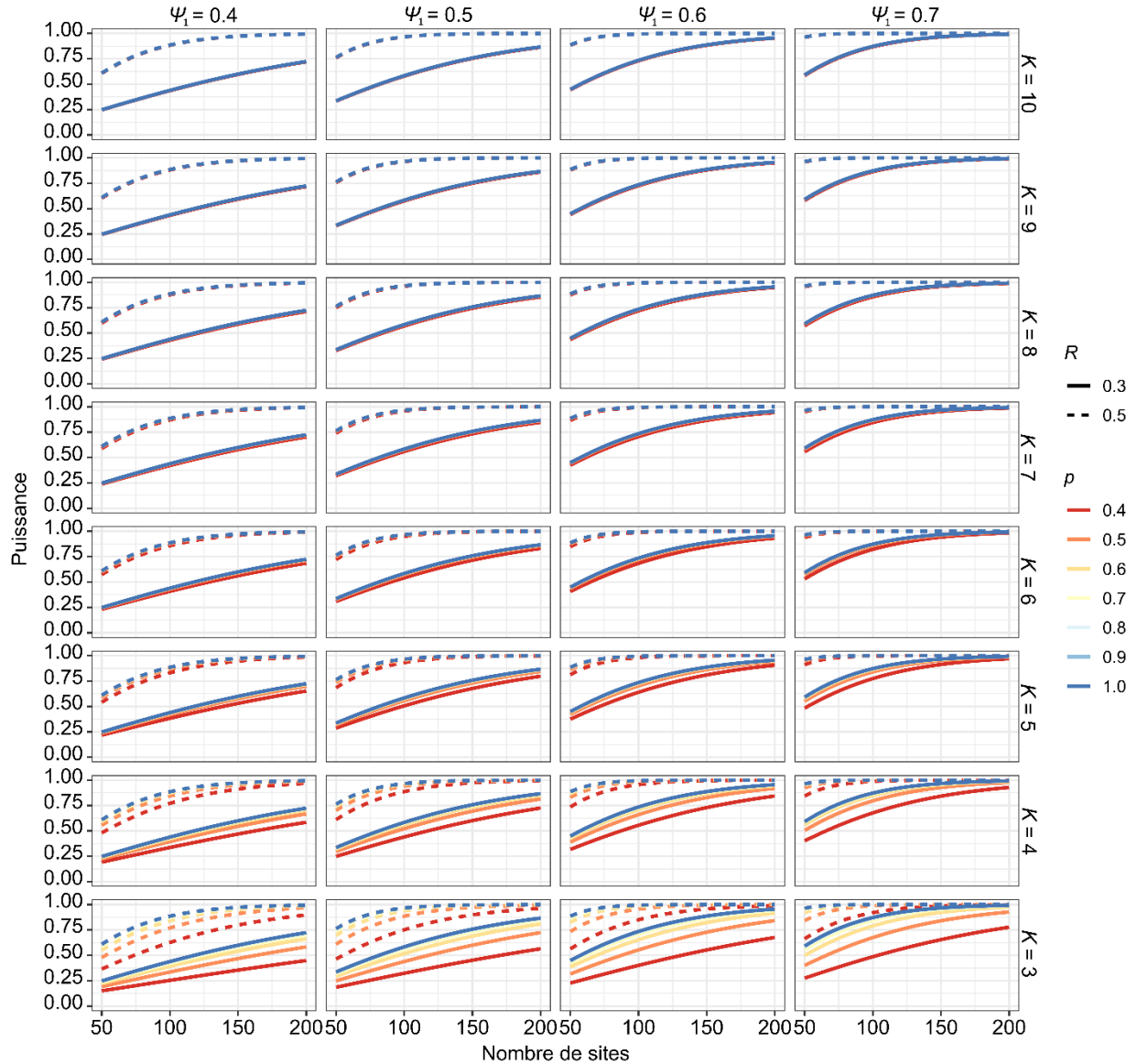


Figure 4. Puissance de détection des réductions proportionnelles ( $R$ ) des probabilités d'occupation par le méné long de 0,5 (lignes pointillées) et de 0,3 (lignes pleines) pour divers seuils de probabilité de détection ( $p$ ) (0,4-1,0; couleurs), où les probabilités d'occupation initiales ( $\psi_1$ ) varient entre 0,4 et 0,7, le nombre de relevés par site ( $K$ ) varie de 3 à 10 et  $\alpha = 0,05$ .

Le nombre de sites  $S$  nécessaire pour détecter des réductions proportionnelles dans  $\psi$  est réduit si  $\alpha$  augmente de 0,05 à 0,20 (Figure 5). Dans ce cas, le chercheur accepte une probabilité de 20 % de conclure qu'une réduction proportionnelle de l'occupation a eu lieu alors qu'aucune réduction ne s'est réellement produite. Par exemple, pour détecter une réduction proportionnelle de 30 % dans  $\psi$  (lignes pleines) avec une efficacité statistique de 0,80, il faut échantillonner environ 82 sites, étant donné que  $p$  et  $\psi_1 = 0,6$  et  $K = 3$ . On peut comparer ce chiffre aux 142 sites à échantillonner lorsque  $\alpha = 0,05$  (Figure 4). Pour améliorer l'efficacité à 0,95 tout en conservant  $\alpha = 0,05$ , il faudrait 234 échantillons aux périodes 1 et 2 pour détecter une réduction proportionnelle de 30 % (Figure 4).

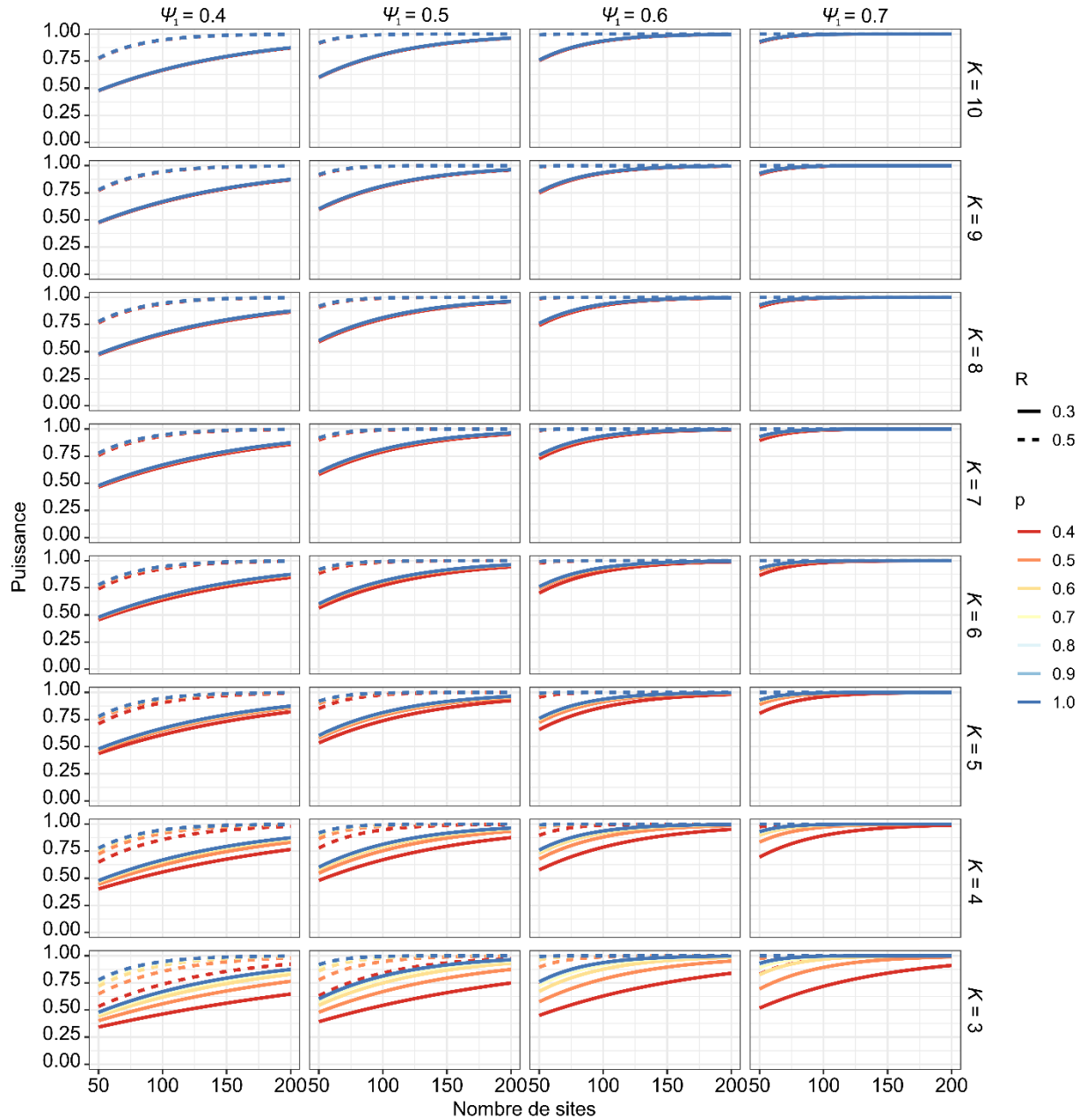


Figure 5. Puissance de détection des réductions proportionnelles ( $R$ ) des probabilités d'occupation par le méné long de 0,5 (lignes pointillées) et de 0,3 (lignes pleines) pour divers seuils de probabilité de détection ( $p$ ) [0,4-1,0; couleurs], où les probabilités d'occupation initiales ( $\psi_1$ ) varient entre 0,4 et 0,7, le nombre de relevés par site ( $K$ ) varie de 3 à 10 et  $\alpha = 0,20$ .

Il est raisonnable de s'attendre à ce que  $p$  change au fil du temps, ce qui peut influencer sur la capacité du chercheur à détecter des changements proportionnels dans  $\psi$  (Figure 6). Les réductions de  $p$  dans le temps ont des impacts plus importants sur  $S$  que les améliorations de  $p$ , comparativement. De plus, à mesure que  $\psi_1$  et  $p$  augmentent, les effets des variations de  $p$  dans le temps sur  $S$  pour maintenir une efficacité suffisante sont réduits (Figure 6).

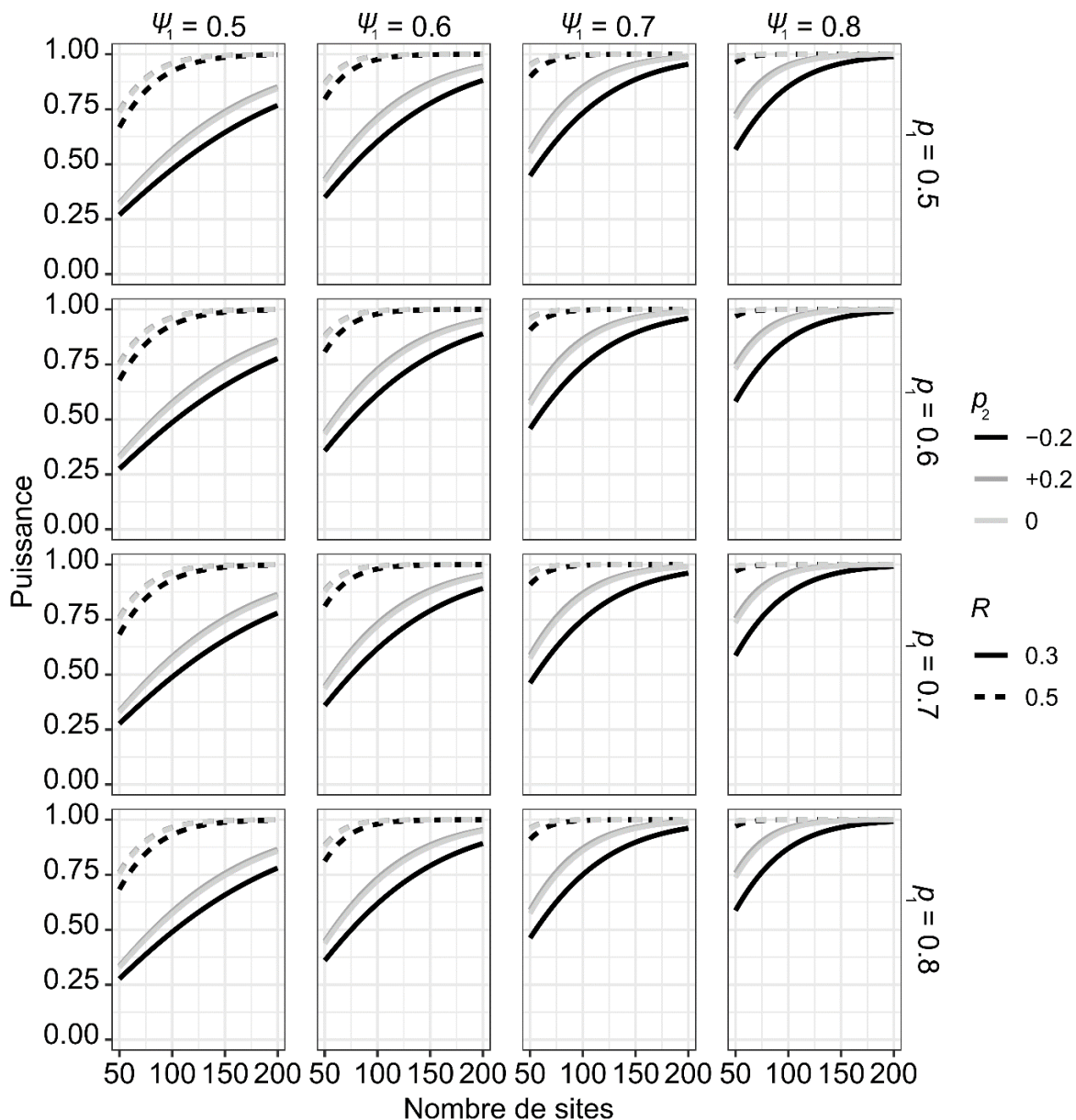


Figure 6. Puissance de détection des réductions proportionnelles ( $R$ ) des probabilités d'occupation par le méné long de 0,5 (lignes pointillées) et 0,3 (lignes pleines) pour différents seuils de probabilité d'occupation initiale ( $\psi_1$ ; colonnes) et de détection ( $p_1$ ; lignes) [0,5-0,8], où  $K = 5$ ,  $\alpha = 0,05$  et les probabilités de détection sont constantes (en noir), augmentent de 0,2 (en gris foncé) ou diminuent de 0,2 (en gris clair) avec le temps ( $p_2$ ).

Dans l'ensemble, de faibles réductions de  $\psi$  nécessitent un grand nombre de sites d'échantillonnage, en particulier lorsque  $p$  est réduit (Figures 4, 6). Cependant, ces simulations démontrent également qu'un niveau d'effort relativement faible est nécessaire pour maintenir une efficacité statistique raisonnable si l'objectif de la surveillance est de détecter des changements importants dans  $\psi$  (p. ex. plus de 50 %), tels que ceux auxquels on pourrait s'attendre avec des déclinés considérables de la population et des réductions drastiques de l'aire de répartition. En outre, d'après la cohérence générale des estimations précédentes de  $p$  pour

le méné long et tous les types d'engins (Tableau 2), le choix de l'engin est un facteur moins important que S et la réduction proportionnelle souhaitée de  $\psi$ .

Compte tenu d'une compréhension initiale de la probabilité de détection et d'occupation à un site donné, le nombre minimum de relevés répétés nécessaires pour détecter de manière fiable l'espèce ( $K'$ ) avec un certain niveau de confiance (p. ex.  $\alpha = 0,05$ ) peut être calculé rétrospectivement pour la surveillance future à partir des estimations de l'occupation ( $\psi'$ ) et de la détection ( $p'$ ; Wintle *et al.* 2012) :

$$K' = \frac{\ln\left(\frac{\alpha}{1-\alpha}\right) - \ln\left(\frac{\psi'}{1-\psi'}\right)}{\ln(1-p')}$$

Équation 5.

Compte tenu des estimations précédentes de  $p$  entre 0,6 et 0,7, il faut effectuer entre 1 et 9 relevés répétés pour être sûr à 95 % que le méné long est absent d'un site, en fonction de  $\psi'$  (Figure 7). À mesure que  $\psi'$  augmente, davantage d'échantillons répétés sont nécessaires pour être sûr que le méné long est absent (Figure 7). Il faut toutefois noter que l'absence du méné long pendant l'échantillonnage ne signifie pas qu'il n'utilise pas l'habitat, mais plutôt qu'il n'était pas présent au moment de l'échantillonnage. Un échantillonnage sur plusieurs saisons serait nécessaire pour confirmer l'absence d'utilisation.

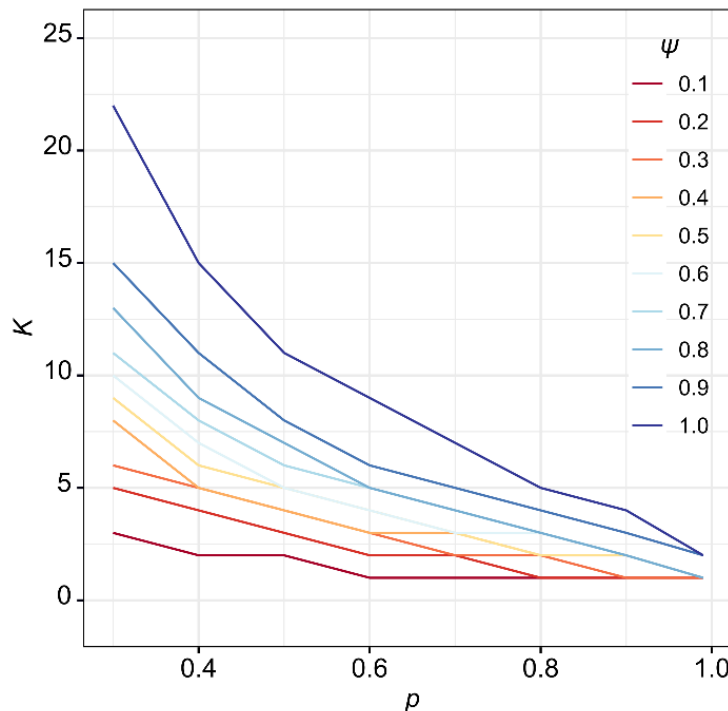


Figure 7. Nombre minimum de relevés répétés ( $K$ ) requis pour détecter le méné long à  $\alpha = 0,05$  d'après la probabilité d'occupation du site même si l'espèce n'a pas été détectée et selon des estimations de l'occupation propres au site ( $\psi$ ; couleurs) pour différentes probabilités de détection ( $p = 0,3-1,0$ ).

## CONSIDÉRATIONS SUR L'ALLOCATION DE L'EFFORT POUR UN PROGRAMME DE SURVEILLANCE DU MÉNÉ LONG

Nous présentons dans les sections suivantes des considérations fondées sur les connaissances actuelles sur le méné long au Canada afin d'orienter un programme de surveillance statistiquement rigoureux basé sur l'occupation. Les sujets abordés sont les suivants : i) comment la définition du site (c.-à-d. fosse, tronçon) peut modifier l'effort requis

---

pour assurer l'efficacité statistique dans l'évaluation des changements touchant la répartition du méné long; ii) des considérations concernant l'échantillonnage ciblé par rapport à l'échantillonnage aléatoire du méné long; et iii) comment la stratification de l'effort d'échantillonnage dans l'espace et le temps peut permettre d'évaluer les changements dans l'occupation locale et totale par l'espèce.

## DÉFINIR L'UNITÉ D'ÉCHANTILLONNAGE POUR LE MÉNÉ LONG

La définition de l'échelle de l'unité d'échantillonnage est une décision importante lors de la conception d'un programme de surveillance et doit refléter ses objectifs (Figures 2, 3). La taille et la structure des cours d'eau où l'on trouve le méné long sont variables, ce qui complique l'élaboration d'un programme d'échantillonnage normalisé pour toutes les populations. Par exemple, le méné long est présent dans de petits ruisseaux se déversant dans le lac Huron (Figure 1) qui peuvent comporter des tronçons étroits (1 à 2 m de large) contenant plusieurs fosses avec de gros débris ligneux; les individus sont alors concentrés dans une petite zone (Figure 8). Par conséquent, les probabilités de détection peuvent varier entre les sites d'échantillonnage et entre les habitats. Dans les sous-sections qui suivent, nous décrivons des scénarios où l'unité d'échantillonnage est définie comme une fosse ou un tronçon de cours d'eau (selon la définition du protocole OSAP).



*Figure 8. Photographie du site d'échantillonnage du ruisseau Gully (2019) montrant un filet d'isolement et les caractéristiques de l'habitat qui influencent les efforts d'échantillonnage. Source : Robin Gáspárdy – Pêches et Océans Canada.*

### Échantillonnage par fosse

Après la période de fraie, le méné long occupe principalement des fosses relativement profondes, qui constituent la plus petite unité d'échantillonnage biologiquement pertinente. En définissant la fosse comme unité d'échantillonnage, on concentre les efforts sur le microhabitat dominant pour le méné long, ce qui améliore potentiellement la probabilité d'occupation par le méné long et de détection de ce dernier, et limite la zone d'habitat à échantillonner. Cependant, en utilisant la fosse comme unité d'échantillonnage, on omet d'autres microhabitats où le méné



---

long peut être présent (p. ex. dans les rapides ou les seuils). Néanmoins, on a utilisé avec succès l'échantillonnage axé sur les fosses pour le méné long dans les cours d'eau de l'Ontario, pour estimer les densités de population locales et régionales (Poos *et al.* 2012) et pour étudier les tendances de la dispersion et la dynamique des métapopulations (Poos et Jackson 2012, Drake et Poesch 2020).

L'habitat des fosses est décrit comme une zone de cours d'eau relativement profonde et au débit lent. Jowett (1993) a déterminé, à partir d'évaluations visuelles et de mesures quantitatives subséquentes, que les habitats de fosses, de rapides et de seuils étaient mieux différenciés par les rapports vitesse:profondeur et les nombres de Froude, le rapport vitesse:profondeur de l'habitat de la fosse étant inférieur à 1,24 et les nombres de Froude inférieurs à 0,18. Le nombre de Froude ( $Fr$ ) est un paramètre sans dimension défini comme suit :

$$Fr = \frac{V_m}{\sqrt{gY}}, \quad \text{Équation 6.}$$

où  $V_m$  est la vitesse moyenne de la colonne d'eau ( $m \cdot s^{-1}$ ),  $g$  est l'accélération due à la gravité ( $9,81 m \cdot s^{-2}$ ) et  $Y$  est la profondeur moyenne de l'eau (m).

En 2019, Pêches et Océans Canada a effectué un échantillonnage par fosse dans le cours principal du ruisseau Gully, un affluent du lac Huron (Figures 1, 8), afin de confirmer la présence d'une population de méné long déjà documentée (Office de protection de la nature d'Ausable-Bayfield 2010) et de caractériser l'habitat du méné long (Gáspárdy et Drake 2021). Le cadre d'échantillonnage était constitué d'un segment de cours d'eau de la classification des écosystèmes aquatiques (R12.2051; Melles *et al.* 2013) pour lequel on disposait de données historiques sur le méné long. L'échantillonnage a été effectué de manière non aléatoire, car l'équipe d'échantillonnage visait à agrandir la zone géographique échantillonnée tout en ciblant les sites avec des habitats de fosses contenant relativement peu de débris ligneux (Gáspárdy et Drake 2021). De plus, il n'a pas été possible d'obtenir l'autorisation des propriétaires fonciers pour accéder à tous les sites d'échantillonnage potentiels. Au total, des poissons ont été échantillonnés dans 16 fosses ( $S=16$ ), dont on a également mesuré la longueur (m), la largeur (m) et la profondeur (m). Les fosses ont été définies en fonction de la vitesse de l'eau, en utilisant la **charge hydraulique** comme substitut de la vitesse de l'eau au début et à la fin de chaque fosse (charge hydraulique pour la fosse = 0-3 mm).

Les fosses ont été fermées à l'aide de filets d'isolement et les poissons ont été échantillonnés à la senne lors de trois relevés répétés ( $K=3$ ). Après chaque relevé (trait de senne), les poissons capturés ont été immédiatement placés dans des bacs de rétention individuels jusqu'à ce que tous les relevés soient terminés (échantillonnage par prélèvement). Une fois les trois traits de senne terminés, les poissons ont été identifiés, comptés, puis remis à l'eau. On a enregistré les mesures de l'habitat suivant une version modifiée du protocole OSAP à quatre des 16 sites échantillonnés dans des zones situées en amont et en aval de la fosse échantillonnée (du seuil en amont de la fosse au seuil en aval de la fosse). Au total, ces données ont nécessité six jours de travail sur le terrain (12 juin, 25 et 26 juin, et du 8 au 10 juillet) par cinq membres expérimentés de l'équipe de terrain, ainsi que du temps supplémentaire pour le voyage et la préparation du matériel.

D'après les données de 2019, on a calculé des estimations préliminaires de la probabilité de détection et d'occupation dans le bras principal du ruisseau Gully à l'aide du progiciel RPresence (MacKenzie et Hines 2018) dans le logiciel de statistiques R (R Core Team 2019). Le méné long a été capturé dans 11 des 16 fosses échantillonnées, ce qui donne une **probabilité d'occupation naïve** de 0,688 ( $11/16 = 0,688$ ). Un modèle d'interception uniquement (sans inclusion de covariables) a estimé  $p$  pour le méné long à  $0,606 \pm 0,18$  ET.

---

Par conséquent,  $\psi$  dans le cours principal du ruisseau Gully a été estimé à  $0,732 \pm 0,14$  ET. On peut en déduire que le méné long occupait environ 73 % de l'habitat des fosses dans le segment de la classification des écosystèmes aquatiques échantillonné du ruisseau Gully. Cependant, étant donné la petite taille de l'échantillon et le plan d'échantillonnage non aléatoire, l'estimation du taux d'occupation est interprétée comme étant biaisée.

Pour une probabilité de détection constante de  $p = 0,606$ ,  $\psi_1 = 0,732$ ,  $K = 3$ ,  $S = 16$  et  $\alpha = 0,05$ , l'efficacité pour déterminer une réduction de 30 % de  $\psi$  serait de 0,28, soit 28 % de chances de déterminer une réduction réelle de 30 % de  $\psi$  ou 72 % de chances de ne pas déterminer une réduction de 30 % de  $\psi$ . Ces résultats indiquent qu'un plus grand nombre de sites (et donc un plus grand effort d'échantillonnage) serait nécessaire pour documenter une réduction de 30 % de  $\psi$  avec une probabilité élevée. L'amélioration de  $p$  à 1,00 et l'augmentation de  $K$  à 10 relevés répétés pendant la deuxième étape n'amélioreraient qu'à 0,35 l'efficacité de détermination d'une réduction de 30 % de  $\psi$ . Si l'on retient l'approche de  $K = 3$  traits, il faudrait environ 65 sites lors de l'échantillonnage initial et par la suite pour avoir atteint une efficacité de 0,80. Sinon, si l'on faisait passer  $K$  à 5, il faudrait échantillonner 42 fosses au départ et par la suite pour obtenir une efficacité statistique raisonnable (0,80) permettant de déterminer une réduction de 30 % de  $\psi$ . Cependant, le présent plan d'échantillonnage offre une efficacité raisonnable pour déterminer une réduction de 50 % ou de 70 % de  $\psi$ , estimée à 0,82 et 1,00, respectivement.

Il est raisonnable de supposer que la taille de la fosse (p. ex. la profondeur, la longueur et la largeur de la fosse) peut influencer les estimations de  $p$  et de  $\psi$ . Les fosses plus grandes sont plus difficiles à échantillonner en raison des limites de profondeur et des obstructions dans le cours d'eau, ce qui peut toucher  $p$ . Par ailleurs, les grandes fosses peuvent être plus attrayantes pour le méné long et, par conséquent, on peut s'attendre à une association positive entre  $\psi$  et la taille de la fosse. Les covariables propres aux fosses peuvent être incorporées dans les modèles d'occupation par une seule espèce afin d'améliorer potentiellement l'exactitude et la précision des estimations, le meilleur modèle pour les données étant sélectionné à l'aide du **critère d'information d'Akaike (CIA)**.



Les modèles qui incorporaient la profondeur moyenne (m), la longueur (m), la largeur (m) ou la longueur + la largeur de la fosse comme covariables de  $\psi$  et de  $p$  (toutes converties en écarts réduits  $z$ ) ont été sélectionnés à l'aide du critère d'information d'Akaike. On a retiré après coup de l'analyse deux **variables prétendues** avant de procéder à une analyse supplémentaire (longueur de la fosse : détection et occupation; profondeur de la fosse : détection). Le meilleur modèle pour les données en fonction du critère d'information d'Akaike était un modèle d'interception (c.-à-d. aucune covariable d'habitat), le deuxième meilleur modèle comprenant un effet négatif de la largeur de la fosse sur  $p$  (Figure 9) et un modèle d'interception pour  $\psi$  (c.-à-d. aucune covariable d'habitat; Tableau 3). Par rapport au modèle d'interception, l'inclusion de la largeur de la fosse a réduit la moyenne de  $p$  pour le méné long à  $0,548 \pm 0,20$  ET et a relevé l'estimation subséquente de  $\psi$  à  $0,797 \pm 0,16$  ET. Trois autres modèles ( $\Delta CIA < 2$ ) qui incluaient la largeur ou la profondeur de la fosse comme covariables  $p$  ou  $\psi$  ont reçu un soutien similaire (Tableau 3). D'après le test du  $\chi^2$  de Pearson et l'auto-amorçage paramétrique ( $n = 1\ 000$ ) sur le modèle le plus global, un test de qualité d'ajustement (MacKenzie et Bailey 2004) a indiqué des niveaux élevés et statistiquement significatifs ( $\chi^2 = 21,07$ ,  $p = 0,022$ ) de surdispersion (variance supérieure à la moyenne;  $\hat{c} = 2,13$ ), ce qui permet de penser que les écarts-types des estimations du modèle étaient gonflés.

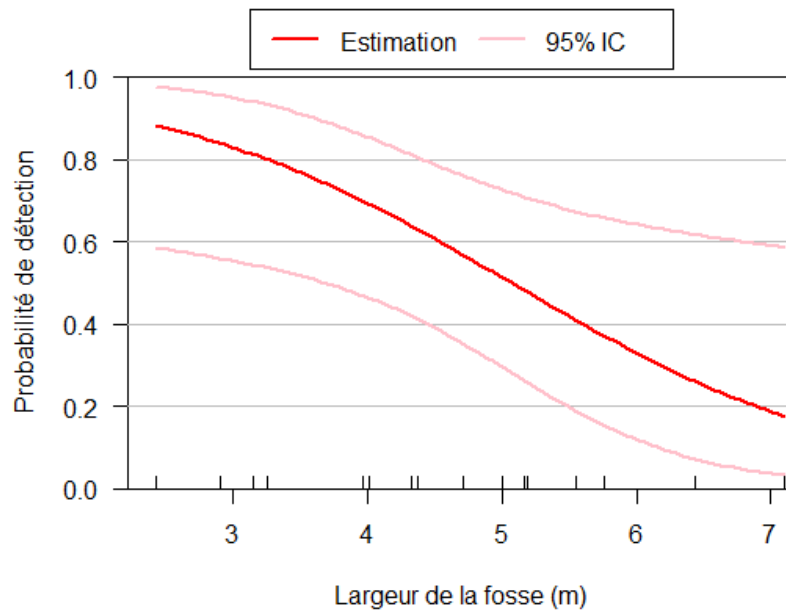


Figure 9. Probabilité de détecter le méné long comme une fonction de la largeur de la fosse (m) dans le ruisseau Gully selon une approche à traits de senne répétés  $K = 3$  avec des filets d'isolement pendant l'été 2019. Les coches le long de l'axe des abscisses indiquent les mesures empiriques effectuées sur le terrain.

Tableau 3. Sommaire des modèles d'occupation par le méné long pendant une seule saison dans le ruisseau Gully sélectionnés à l'aide du critère d'information d'Akaike. LL = log-vraisemblance; npar = nombre de paramètres dans le modèle.

Modèle	CIA	$\Delta CIA$	Pondération d'Akaike	$-2*LL$	npar
$p(\cdot), \psi(\cdot)$	42,82	-	0,25	38,82	2
$p(\text{largeur}), \psi(\cdot)$	43,05	0,23	0,23	37,05	3

Modèle	CIA	$\Delta$ CIA	Pondération d'Akaike	-2*LL	npar
$\rho(\cdot)$ , $\psi(\text{profondeur})$	43,89	1,07	0,15	37,89	3
$\rho(\cdot)$ , $\psi(\text{largeur})$	43,96	1,14	0,14	37,96	3
$\rho(\text{largeur})$ , $\psi(\text{profondeur})$	44,05	1,23	0,14	36,05	4
$\rho(\text{largeur})$ , $\psi(\text{largeur})$	44,87	2,05	0,09	36,87	4

La connaissance du nombre total de fosses disponibles pour le méné long dans le ruisseau Gully peut permettre d'estimer le nombre de fosses qu'il occupe. Cependant, les données recueillies dans le ruisseau Gully en 2019 ne reflètent pas l'intégralité du réseau hydrographique étant donné la sélection non aléatoire des sites et le nombre relativement petit de sites échantillonnés. En outre, les extrapolations utilisant les modèles monospécifiques mal ajustés peuvent conduire à des résultats erronés. Par conséquent, les résultats de l'extrapolation présentés ci-après ne peuvent pas être liés à des mesures absolues de la zone d'occupation, de la zone d'occurrence ou de la superficie minimale pour la viabilité d'une population, et ne doivent être interprétés que comme une approche d'extrapolation de ce seul segment de la classification des écosystèmes aquatiques du ruisseau Gully (R12.2051).

Les dimensions moyennes des  $S = 16$  fosses étaient de  $4,58 \text{ m} \pm 0,08 \text{ ET}$  de large sur  $15,61 \text{ m} \pm 0,44 \text{ ET}$  de long, avec une longueur moyenne du tronçon ( $S = 4$ ) de  $33,54 \text{ m} \pm 2,76 \text{ ET}$ . La longueur du cours principal du ruisseau Gully est d'environ 5 km. Si 47 % du cours principal du ruisseau Gully sont composés d'habitats de fosses ( $15,61 \text{ m} / 33,54 \text{ m} = 0,47$ ), alors 2 350 m du ruisseau seraient composés de fosses; d'après la taille moyenne des fosses, cela donnerait environ 151 fosses au total ( $2\,350 \text{ m} / 15,61 \text{ m} = 150,51$ ). D'après la largeur moyenne des fosses échantillonnées, 151 fosses équivalraient à environ  $10\,763 \text{ m}^2$  d'habitat de fosse ( $2\,350 \text{ m} * 4,58 \text{ m} = 10\,763 \text{ m}^2$ ). Étant donné que relativement peu de sites ont été échantillonnés pour estimer la taille moyenne des fosses, on pourrait affirmer que le sous-ensemble des fosses échantillonnées ne reflète pas exactement la moyenne réelle. Par exemple, si le sous-ensemble des fosses échantillonnées en 2009 était trop grand par rapport à la moyenne réelle et que l'on utilise plutôt l'estimation de la longueur moyenne des fosses moins 1 ET (c'est-à-dire  $\bar{x} - 1 \text{ ET} = 15,61 - 7,00 = 8,61$ ), il y aurait alors environ 273 fosses en tout ( $2\,350 \text{ m} / 8,61 \text{ m} = 272,94$ ) dans le cours principal du ruisseau Gully. D'après le modèle d'occupation par interception seulement, le méné long devrait occuper environ 110 fosses s'il en existe un total de 151 ( $151 * 0,73 = 110,23$ ) ou 199 fosses s'il y en a 273 ( $273 * 0,73 = 199,29$ ).

Une modélisation a été réalisée pour estimer la population minimale viable et la superficie minimale pour la viabilité d'une population de méné long afin d'étayer l'évaluation du potentiel de rétablissement au Canada (van der Lee *et al.* 2020). En supposant un taux de catastrophe de 0,15 par génération selon différents scénarios de catastrophe, un seuil de quasi-extinction de 50 adultes et trois approches pour calculer la superficie requise par individu, la population minimale viable pour une population de méné long au Canada varie de 18 000 à 75 000 individus, et la superficie minimale pour la viabilité d'une population de 17 000 à  $463\,000 \text{ m}^2$  d'habitat propice (van der Lee *et al.* 2020). D'après les estimations de la superficie totale des fosses dans le cours principal du ruisseau Gully, la superficie totale de l'habitat est inférieure à la superficie minimale pour la viabilité d'une population.

### Échantillonnage par tronçon

Dans certaines situations, il peut être avantageux d'incorporer des tronçons de cours d'eau comme unité d'échantillonnage, en particulier si l'on soupçonne que le méné long occupe

---

plusieurs types d'habitats (rapide, fosse, seuil) ou si l'habitat est relativement continu et compliqué à différencier. De plus, l'échantillonnage par tronçon est harmonisé avec le protocole OSAP, qui est utilisé pour surveiller les communautés de poissons des cours d'eau du sud de l'Ontario et qui a fourni une quantité importante d'informations sur la présence du méné long. Définir le tronçon comme unité d'échantillonnage permet d'échantillonner plusieurs types d'habitats, ce qui est avantageux lorsque les rapides ou les seuils sont occupés par des individus de passage (Drake et Poesch 2020) ou si un habitat de fosse de qualité n'est pas accessible. Par rapport à l'échantillonnage par fosse, l'échantillonnage des tronçons de cours d'eau nécessitera plus de temps à chaque unité d'échantillonnage, ce qui réduira le nombre total d'unités pouvant être échantillonnées au cours d'une année.

En général, on ne dispose pas de données de relevés répétés par tronçon pour le méné long. Toutefois, en 2005 et 2006, le MRNFO a échantillonné sept cours d'eau occupés par le méné long au moyen de relevés par pêche à l'électricité à passages répétés (ruisseau 14 Mile :  $S = 4$  sites; ruisseau 16 Mile :  $S = 1$ ; rivière Credit :  $S = 2$ ; ruisseau Duffins :  $S = 2$ ; rivière Humber :  $S = 6$ ; ruisseau Lynde :  $S = 10$ ; rivière Rouge :  $S = 15$ ; Reid *et al.* 2009). À chaque site, il a appliqué le protocole OSAP standard pour capturer les poissons, c'est-à-dire que les poissons ont été échantillonnés en amont sur des tronçons de plus de 40 mètres à l'aide d'un dispositif portatif de pêche à l'électricité. L'effort moyen de pêche à l'électricité était de  $7,70 \pm 0,68$  ET  $s \cdot m^{-2}$ . Trois ( $n = 35$ ) ou quatre ( $n = 5$ ) passages répétés ont été effectués à chaque site. Après chaque passage, les poissons capturés étaient placés dans des bacs de rétention individuels jusqu'à ce que tous les passages soient terminés. Après le dernier passage, les poissons ont été identifiés au niveau de l'espèce, comptés, puis remis à l'eau.

Les estimations de  $p$  et de  $\psi$  ont été calculées à partir des données du MRNFO de 2005 et 2006. Il convient de noter que le calcul de ces probabilités contrevient à plusieurs hypothèses de la modélisation de l'occupation, notamment la fermeture et l'hétérogénéité inexplicée de  $p$  et de  $\psi$  entre les lieux, ce qui peut gravement influencer la précision des estimations. Par conséquent, les résultats doivent tout au plus être interprétés comme la probabilité d'utilisation du site plutôt que comme la probabilité d'occupation. Néanmoins, à la connaissance des auteurs, ce sont les seules données disponibles à l'échelle du tronçon pour élaborer de telles estimations.

Le méné long a été capturé dans 20 des 40 sites échantillonnés en 2005 et 2006, soit une probabilité d'occupation naïve de 0,50 ( $20 / 40 = 0,50$ ). D'après la séquence des détections,  $p$  pour le méné long était de  $0,822 \pm 0,09$  ET et  $\psi$  a été estimé à  $0,503 \pm 0,08$  ET. Si  $p = 0,822$ ,  $\psi_1 = 0,503$ ,  $K = 3$  et  $S = 40$  sont maintenus constants et  $\alpha = 0,05$ , l'efficacité pour déterminer une réduction de 30 % de  $\psi$  avec ces données est de 0,28. Contrairement à l'exemple précédent du ruisseau Gully, le présent plan d'échantillonnage ne permet pas d'obtenir une efficacité raisonnable pour déterminer une réduction de 50 % de  $\psi$  (c'est-à-dire  $1 - \beta = 0,67$ ), mais permettrait de tirer des conclusions concernant une réduction de 70 % de  $\psi$  ( $1 - \beta = 0,95$ ). Pour conserver une approche de type  $K = 3$  passages répétés, il aurait fallu échantillonner environ 54 sites au départ et par la suite pour obtenir une efficacité de 0,80 permettant de déterminer un déclin de 50 % de l'occupation.

## **ÉCHANTILLONNAGE CIBLÉ OU ALÉATOIRE**

Une considération importante pour l'utilisation des relevés répétés est de savoir si les sites seront échantillonnés de manière ciblée ou aléatoire. L'échantillonnage aléatoire décrit le processus de sélection des sites de relevés dans lequel chaque site a une probabilité égale d'être choisi dans le cadre d'échantillonnage. L'échantillonnage aléatoire stratifié décrit la division d'une zone d'étude ou d'un système d'étude (c.-à-d. les populations de méné long) en groupes égaux ou représentatifs de divers facteurs et la sélection subséquente d'un nombre

---

égal de sites à étudier dans les strates où chaque site de la strate a une probabilité égale d'être choisi.

L'échantillonnage ciblé décrit la sélection non aléatoire des sites des relevés pour confirmer la présence ou l'abondance du méné long à des sites particuliers, et est généralement effectué après des détections antérieures d'une espèce. Dans certains cas, la zone de l'habitat fluviatile occupée par le méné long est si petite qu'elle ne permet pas d'utiliser la sélection aléatoire des sites. Toutefois, le fait de cibler ces sites pour échantillonner le méné long limite la capacité d'extrapoler à d'autres populations et limite plutôt l'objectif à la quantification des changements dans l'occupation par le méné long ou l'abondance de ce dernier aux sites choisis (p. ex. fosses, tronçons). En outre, l'échantillonnage ciblé défait les hypothèses de la modélisation de l'occupation, à savoir que la probabilité d'occupation est égale dans toutes les unités d'échantillonnage et que la probabilité de détecter le méné long dans un relevé, à condition qu'il soit présent, est égale dans toutes les unités d'échantillonnage (MacKenzie *et al.* 2018). L'élaboration de modèles d'occupation avec un échantillonnage non aléatoire peut donc conduire à des estimations inexactes de la détection et de l'occupation. Néanmoins, la capacité des chercheurs à cibler les sites dépend du degré de certitude de la répartition locale de la population de méné long et de l'objectif du programme de surveillance; une plus grande certitude pour la répartition locale des sites permet des efforts plus ciblés et peut gonfler les probabilités de détection, alors qu'une incertitude oblige à adopter un plan aléatoire.

Le processus de sélection des sites (aléatoire ou ciblé) doit refléter l'ampleur de la question et de l'objectif, ainsi que les ressources disponibles. Lorsqu'il est nécessaire de comprendre la présence du méné long pour étayer les évaluations d'impact de projets ayant une petite empreinte spatiale, un échantillonnage ciblé est approprié. Toutefois, pour obtenir des résultats non biaisés, comparables et interprétables, il est recommandé d'utiliser un plan d'échantillonnage à stratification aléatoire pour surveiller les changements dans les populations de méné long.

## **STRATIFICATION DE L'EFFORT D'ÉCHANTILLONNAGE DANS L'ESPACE ET DANS LE TEMPS**

La stratification de l'effort d'échantillonnage entre les populations et dans le temps peut être avantageuse pour entreprendre des efforts de surveillance, car elle :

1. permet de quantifier les changements dans l'occupation par le méné long à différentes échelles spatiales avec des objectifs sensibles au temps (les populations les plus menacées de disparition);
2. permet aux chercheurs d'extrapoler les résultats de leurs recherches à des populations représentatives, à condition de choisir un site d'échantillonnage approprié;
3. permet d'étudier comment deux grandes menaces à l'échelle régionale (p. ex. les pratiques agricoles, l'urbanisation; Tableau 1) peuvent influencer différemment sur la persistance des populations de méné long au Canada;
4. peut procurer des avantages sur le plan logistique, par exemple optimiser l'échantillonnage compte tenu des contraintes de l'équipe de terrain.

Il existe de nombreuses façons de répartir l'effort d'échantillonnage dans le temps, comme le « plan avec renouvellement de panel » (MacKenzie 2005, Bailey *et al.* 2007). La répartition temporelle reposera sur la nécessité de déterminer les changements dans les variables d'évaluation par rapport à l'écologie de l'espèce et d'autres paramètres (p. ex. les calendriers d'évaluation dérivés du COSEPAC). Dans certains cas, la répétition temporelle peut s'articuler entièrement autour de considérations stratégiques. Par exemple, la protection de l'habitat du

---

méné long en Ontario en vertu de la *Loi sur les espèces en voie de disparition* dépend de l'utilisation de l'habitat par l'espèce au cours des 20 dernières années; par conséquent, il peut être important de réexaminer les zones où le méné long a déjà été observé depuis 20 ans. Par ailleurs, il n'y a pas d'exigences explicites pour reconfirmer l'occurrence d'espèces inscrites sur la liste de la LEP dans les zones désignées comme habitat essentiel et, par conséquent, il peut être moins prioritaire de réexaminer ces zones pour assurer la protection de l'habitat. Néanmoins, la répétition des efforts d'échantillonnage permet aux chercheurs de quantifier les changements dans l'occupation et l'abondance qui peuvent survenir comme fonction des mesures de rétablissement ou des menaces (Bailey *et al.* 2007), et constitue également un mécanisme permettant de respecter d'autres procédures d'évaluation (p. ex. COSEPAC 2017). En outre, la répétition temporelle au cours d'une année peut aider à comprendre les profils de déplacement locaux du méné long ou les fluctuations annuelles de l'occupation ou de l'abondance (p. ex. Drake et Poesch 2020).

Si l'objectif principal est de quantifier les changements dans la probabilité d'occupation au fil du temps, il est recommandé d'adopter une approche aléatoire, dans laquelle les sites sont sélectionnés au hasard à chaque étape à l'échelle d'intérêt. En d'autres termes, la détermination grossière de l'habitat et la sélection aléatoire des sites doivent avoir lieu aux étapes 1 et 2 et être utilisées pour évaluer les changements dans la probabilité de détection ou d'occupation au cours de ces deux périodes, le nombre de sites d'échantillonnage étant maintenu relativement constant à chaque étape. Le nombre de fosses ou de tronçons à échantillonner pour surveiller les populations de méné long doit être choisi en fonction des estimations de la probabilité de détection et d'occupation locales (p. ex. Tableau 2), de la disponibilité de fosses à l'intérieur et à l'extérieur de l'aire de répartition présumée de l'espèce, ainsi que du niveau d'efficacité accepté pour détecter les changements au fil du temps. Avec cette approche, les estimations de l'occupation pourraient être le paramètre final de la surveillance et, selon la façon dont les sites ont été choisis, pourraient également orienter des aspects de la zone d'occurrence ou de la zone d'occupation.

Si, au contraire, un plan ciblé a été choisi pour évaluer les changements à des sites particuliers (p. ex. des sites historiques, des sites subissant une pression d'aménagement, des sites avec des activités de restauration), il faut alors poursuivre le plan ciblé pour la deuxième étape et l'utiliser pour évaluer les changements dans l'occupation ou l'abondance pour ces sites. Il faut éviter, dans la mesure du possible, de modifier le plan des efforts d'échantillonnage entre l'étape 1 et l'étape 2, car cela empêche toute inférence significative entre les deux périodes.

Compte tenu de l'étendue géographique des populations de méné long en Ontario (Figure 1), des différentes trajectoires des populations au fil du temps (Tableau 1) et des menaces dominantes, l'un des objectifs d'un programme de surveillance des populations de méné long pourrait être de tirer des conclusions sur l'état des populations menacées par des sources urbaines et agricoles. Bien que ces menaces puissent agir en combinaison sur les populations, chacune des 17 populations de l'espèce peut être classée en fonction de la menace dominante (Tableau 1). Les populations de la région du Grand Toronto sont principalement menacées par l'urbanisation, tandis que les populations situées à l'extérieur de cette région (la rivière Saugeen, la rivière Two Tree, le ruisseau Gully, le ruisseau Gully sud et le ruisseau Irvine) sont largement touchées par l'agriculture (Tableau 1). Cependant, certaines populations de la région du Grand Toronto subissent les effets cumulatifs de ces deux menaces.

La répartition spatiale des populations de méné long dans les tronçons de rivière urbanisés est plus certaine que celle des populations dans les zones agricoles, comparativement. Ces connaissances préalables permettront d'améliorer les estimations initiales de la probabilité d'occupation par le méné long et de la probabilité de détection aux sites d'échantillonnage, réduisant ainsi le nombre de sites à échantillonner (Figures 4, 5). Néanmoins, il faut décider si

l'échantillonnage de fosses ou de tronçons en particulier est ciblé ou aléatoire. Le fait de cibler des sites connus limite la possibilité d'extrapoler à d'autres populations (p. ex. d'autres populations influencées par l'urbanisation); cependant, il n'est peut-être pas important d'extrapoler selon l'objectif de gestion et la stratification temporelle de l'effort. Si l'on s'intéresse aux changements dans l'occupation par les populations agricoles ou urbaines de méné long au fil du temps, il convient d'adopter une approche aléatoire pour l'échantillonnage des fosses où l'habitat d'échantillonnage potentiel (les fosses ou les tronçons) est déterminé et les sites d'échantillonnage sont choisis au hasard à l'échelle d'intérêt à surveiller.

## EXTENSIONS DES MODÈLES D'OCCUPATION PAR UNE SEULE ESPÈCE PENDANT UNE SEULE SAISON

Bien que la modélisation de l'occupation soit une approche puissante pour évaluer les objectifs de surveillance fondés sur la répartition (surveillance « étendue » telle que décrite dans les programmes de rétablissement; TDRR 2010), l'estimation de l'abondance de l'espèce ( $N$ ) et la caractérisation des changements dans  $N$  au fil du temps peuvent étayer directement la vraisemblance que les populations de méné long restent au-dessus de la population minimale viable, et ainsi les objectifs de surveillance intensive. Plusieurs approches ont été décrites pour estimer  $N$ , notamment les méthodes de marquage-recapture et d'épuisement (Carle et Strub 1978, Pollock *et al.* 1990, Ogle 2016). Malheureusement, ces approches ont souvent donné de piètres résultats pour les petits poissons en péril en Ontario, en raison des faibles taux d'épuisement et de recapture (mais voir Poos *et al.* 2012).

Sinon, des extensions des modèles d'occupation par une seule espèce pendant une seule saison, connus sous le nom de modèles à  $N$  mixte, ont été élaborées pour estimer  $N$  entre les sites en utilisant des données de dénombrement répétées dans l'espace et dans le temps (Royle et Nichols 2003, Royle 2004, Royle et Dorazio 2008) et pourraient être utilisées si un plan de relevé répété était prescrit pour la surveillance du méné long. Par rapport aux approches conventionnelles d'estimation de l'abondance, les modèles à  $N$  mixte peuvent être bien adaptés à l'estimation de l'abondance du méné long étant donné : i) l'incorporation implicite des différences de probabilité de détection entre les sites dans le modèle; ii) l'effort moindre requis par rapport aux approches traditionnelles; et iii) la capacité d'estimer l'abondance sans marquer les individus.

L'abondance locale de l'espèce ( $N$ ) au site  $i$  peut être considérée comme une variable latente aléatoire indépendante faisant partie d'une distribution (p. ex. de Poisson) de la densité  $f(N; \lambda)$  (Royle 2004). Plutôt que d'intégrer directement la vraisemblance conditionnelle de  $N$  et  $p$  comme une valeur a priori bêta (Olkin *et al.* 1981, Carroll et Lombard 1985), on peut intégrer la vraisemblance pour les données sur les prises ( $C$ ) sur la distribution a priori.

$$N_i \sim \text{Poisson}(\lambda_i) \quad \text{Équation 7.}$$

$$C_{ij} | N_i \sim \text{Binomial}(N_i, p_{ij}) \quad \text{Équation 8.}$$

Royle (2004) a recommandé la densité de Poisson pour  $f$ , où :

$$f(N; \lambda) = \frac{e^{-\lambda} \lambda^N}{N!}. \quad \text{Équation 9.}$$

Comme pour les modèles d'occupation par une seule espèce pendant une seule saison, il est possible de modéliser  $N$  et  $p$  en tant que fonctions des covariables de l'habitat, ce qui permet de tester les changements dans  $N$  et  $p$  et d'en tirer des inférences au fil du temps pour les caractéristiques de l'habitat propres au site ayant une certaine importance perçue. Il est essentiel de noter que  $p$  est interprété différemment entre les modèles à  $N$  mixte et les modèles de l'occupation. Pour les modèles à  $N$  mixte,  $p$  est la probabilité de détecter un individu d'une

---

espèce à un site, à condition qu'un individu soit présent, alors que du point de vue de l'occupation,  $p$  est interprété comme la probabilité de détecter l'espèce, pour peu que l'espèce soit présente. Les probabilités de détection dans les modèles d'occupation ( $P_{Occ}$ ) et les modèles à  $N$  mixte ( $P_{NMix}$ ) sont liées, ce qui signifie que :

$$P_{Occ} = 1 - (1 - P_{NMix})^N.$$

**Équation 10.**

Les modèles à  $N$  mixte comportent plusieurs hypothèses qui, si elles ne sont pas respectées, peuvent fausser les résultats (Barker *et al.* 2018, Duarte *et al.* 2018, Knape *et al.* 2018, Link *et al.* 2018). Tout d'abord, l'hypothèse de dénombrement binomial qui sous-tend les modèles à  $N$  mixte exige une fermeture entre les sites et l'absence de double décompte des individus dans un relevé. Ces conditions peuvent être remplies si l'on choisit correctement le site et si l'on utilise des filets d'isolement. Si, toutefois, il est possible de contrevenir à l'hypothèse de fermeture, il est recommandé d'interpréter les résultats des modèles à  $N$  mixte comme des indices de l'abondance relative plutôt que de l'abondance absolue (Barker *et al.* 2018). Des généralisations du modèle de Royle (2004) ont été élaborées pour permettre une population ouverte (Dail et Madsen 2011) ou en l'absence d'un plan d'échantillonnage solide (Dail et Madsen 2012), mais leur utilisation sort du cadre de ce rapport. Un examen exhaustif des extensions et des solutions de rechange au modèle de Royle (2004) pour l'estimation de l'abondance des espèces est fourni dans Dénes *et al.* (2015).

### **Abondance par fosse dans le ruisseau Gully**

On peut estimer le nombre de ménés longs dans le tronçon échantillonné du ruisseau Gully à l'aide de modèles à  $N$  mixte afin d'incorporer  $p$ . Comme dans les modèles d'occupation pendant une seule saison, les effets de la profondeur, de la longueur et de la largeur de la fosse, ainsi que les effets additifs de la longueur et de la largeur ont été intégrés dans  $p$  et  $\lambda$  et on a retiré après coup de l'analyse les variables prétendues avant de procéder à des analyses supplémentaires. On a choisi une distribution binomiale négative pour la distribution de l'abondance latente après les premiers essais de l'ajustement du modèle, et utilisé 75 individus comme indice supérieur d'intégration. Les modèles ont été construits à l'aide du progiciel « unmarked » (Fiske et Chandler 2011) avec la fonction « gmultmix » du logiciel statistique R (R Core Team 2019).

On a retenu deux modèles qui ne contenaient pas de variables prétendues. Parmi les deux, le meilleur modèle à  $N$  mixte comprenait la largeur de la fosse comme covariable de  $p$  et un modèle d'interception pour  $N$  (Tableau 4), donnant une moyenne de  $9,30 \pm 3,69$  ET ménés longs par site. La moyenne de  $p$  a été estimée à  $0,698 \pm 0,06$  ET. Contrairement à la relation entre  $\psi$  et la largeur de la fosse (Figure 9), la largeur de la fosse a affiché un effet positif sur la probabilité de détecter un méné long,  $p$  (Figure 10). Toutefois, ce résultat démontre le mauvais ajustement du modèle (courbe des résidus par rapport à la courbe prédite; Figure 11), car la probabilité de détecter un méné long ne devrait pas être supérieure à la probabilité de détecter l'espèce (0,606). Néanmoins, le meilleur modèle pour les données choisi à l'aide du critère d'information d'Akaike a produit 149 individus (IC à 95 % : 141-174) aux 16 sites, dont 5 ne contenaient probablement pas de méné long (sites 1, 2, 6, 10 et 11; Figure 12); comparer ce chiffre aux 135 individus capturés à 11 sites (l'abondance naïve).

Tableau 4. Sommaire des modèles à  $N$  mixte du méné long dans le ruisseau Gully sélectionnés à l'aide du critère d'information d'Akaike. LL = log-vraisemblance; npar = nombre de paramètres dans le modèle.

Modèle	CIA	$\Delta$ CIA	Pondération d'Akaike	-2*LL	npar
$p(\text{largeur}), \theta(.)$	-270,87	-	1,00	-139,43	4
$p(.), \theta(.)$	-257,42	13,45	< 0,01	-131,71	3

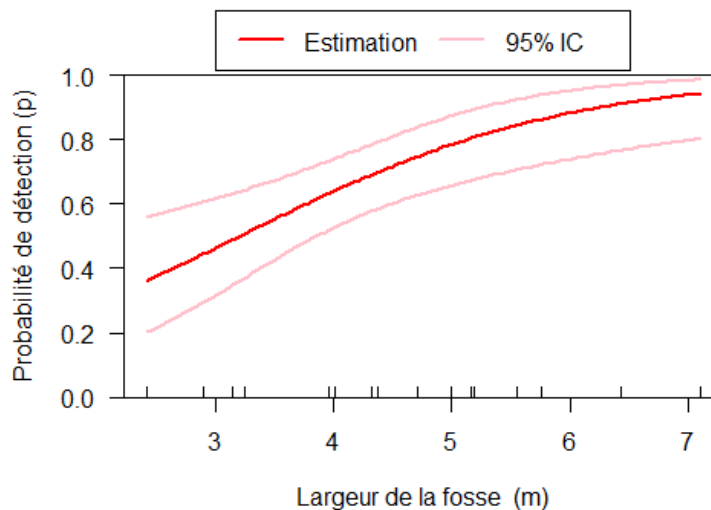


Figure 10. Probabilité de détecter un méné long individuel à l'aide du meilleur modèle à  $N$  mixte en fonction de la largeur de la fosse (m) dans le ruisseau Gully selon une approche à traits de senne répétés  $K = 3$  avec des filets d'isolement pendant l'été 2019. Les coches le long de l'axe des abscisses indiquent les mesures empiriques effectuées sur le terrain.



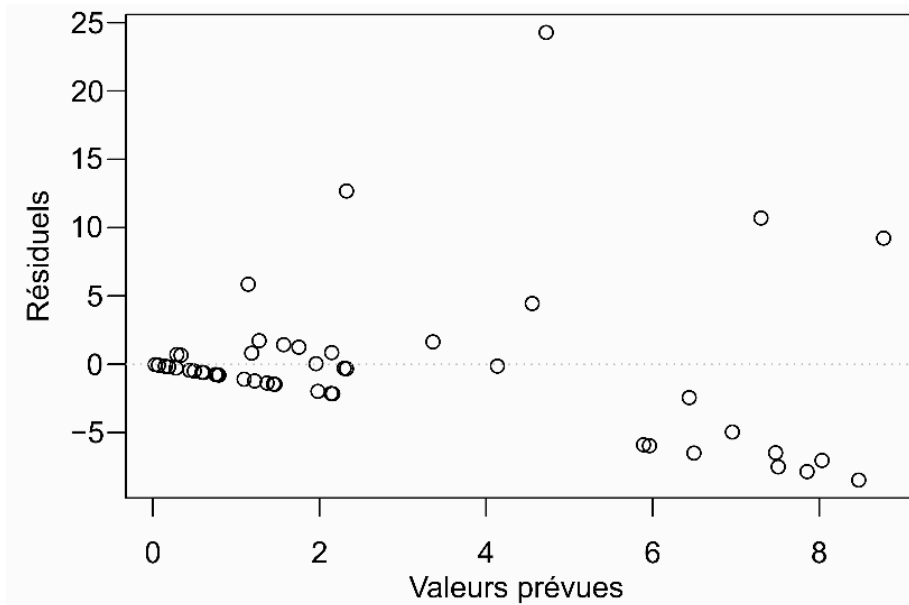


Figure 11. Résidus du meilleur modèle à N mixte par rapport aux prédictions du modèle, indiquant un mauvais ajustement du modèle. Les courbes de résidus des modèles bien ajustés auraient une distribution symétrique autour de 0, alors que cette courbe présente une variance accrue avec des valeurs prédites plus grandes.

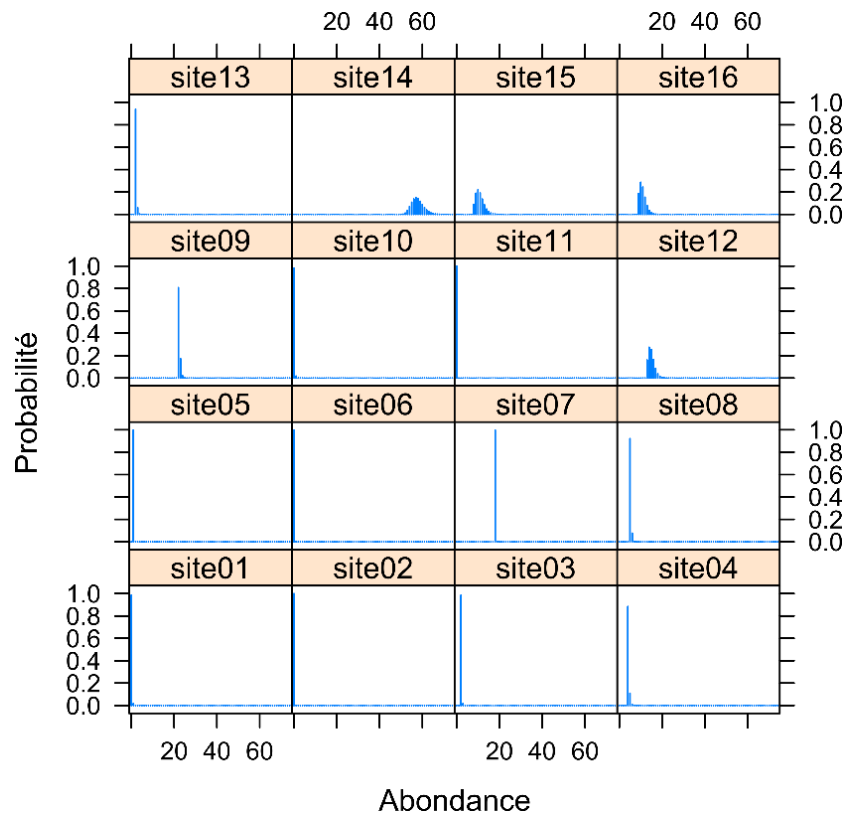


Figure 12. Distributions de de l'abondance du méné long pour 16 sites du ruisseau Gully selon une approche à traits de senne répétés K = 3 avec des filets d'isolement pendant l'été 2019.

---

D'après le meilleur modèle, on estime qu'environ 1 404 individus occupent le cours principal du ruisseau Gully s'il y a 151 fosses (151 fosses au total \* 9,30). Sinon, si le sous-ensemble des fosses échantillonnées était trop grand et que les estimations de l'abondance de la population étaient fondées sur la longueur moyenne des fosses moins 1 ET, la population de méné long serait alors estimée à environ 2 539 individus (273 \* 9,30). La valeur de l'abondance de la population peut être comparée à la population minimale viable estimée pour le méné long, de 18 000 à 75 000 individus (van der Lee *et al.* 2020).

Ces calculs donnent un exemple concret d'approches pour estimer l'abondance totale et ne doivent pas être interprétés comme une évaluation directe de la population du ruisseau Gully, étant donné que le ruisseau Gully comprend un habitat de ruisseau supplémentaire d'environ 10 km au-delà du cours principal qui diverge dans les eaux d'amont où des ménés longs ont été capturés (Office de protection de la nature d'Ausable-Bayfield 2010). Si l'on extrapole l'ensemble du système à partir de la taille moyenne des fosses dans le cours principal, environ 452 fosses pourraient exister dans tout le ruisseau Gully (15 000 m \* 0,47 = 7 050 m / 15,61 m = 451,63 fosses). D'après cette estimation des fosses, la population totale du ruisseau Gully compterait environ 4 204 individus (452 \* 9,30). **Cependant, ces données n'ont pas été recueillies pour représenter la totalité du ruisseau Gully et, par conséquent, cette estimation de la population ne reflète probablement pas l'abondance réelle et doit être interprétée avec une extrême prudence.** Les modèles à *N* mixte n'ont pas été élaborés pour le méné long dans d'autres cours d'eau de l'Ontario à l'échelle du tronçon en raison du peu de sites échantillonnés par réseau hydrographique et du manque de covariables descriptives.

## DISCUSSION

L'évaluation de l'abondance et de la répartition des espèces inscrites sur la liste de la LEP au fil du temps est un élément essentiel du processus fédéral de planification du rétablissement. Cependant, à ce jour, peu de recherches ont été réalisées pour évaluer la justification écologique de divers paramètres de surveillance ou la pertinence des plans d'échantillonnage pour évaluer ces paramètres, en particulier pour les poissons d'eau douce. L'utilisation d'un plan de relevé répété pour la surveillance du méné long a l'avantage de permettre de modifier le plan pour répondre à des questions précises de gestion et de recherche à diverses échelles (locale, de la population et nationale), en recourant à différents engins ou à une combinaison d'engins (p. ex. Lamothe et Drake 2020) et entre les strates pour étayer l'état de conservation de l'espèce (Figure 2), tout en respectant le cadre de surveillance à deux niveaux décrit dans le programme de rétablissement provincial (TDRR 2010) et l'ébauche de programme de rétablissement du méné long fédéral (Amy Boyko, Programme des espèces en péril du MPO, comm. pers.). Si l'on prend le ruisseau Gully comme étude de cas, les résultats confirment que la détection imparfaite est une considération importante pour caractériser l'occupation et l'abondance du méné long et, par conséquent, elle sera tout aussi importante pour déterminer les changements futurs dans la répartition et l'abondance au fil du temps.

Comparativement aux autres poissons d'eau douce du sud de l'Ontario inscrits sur la liste de la LEP (p. ex. le chat-fou du nord, le méné miroir, le petit-bec, le dard de sable; Dextrase *et al.* 2014a,b, Lamothe et Drake 2020, Lamothe *et al.* 2019a,b, 2020), la probabilité de détection du méné long dans le ruisseau Gully était relativement élevée, et elle est généralement élevée quel que soit le réseau hydrographique ou l'engin utilisé ( $p = 0,45-0,74$  pour un dispositif portatif de pêche à l'électricité;  $p = 0,58-0,72$  pour la senne;  $p = 0,74$  pour les caméras sous-marines;  $p = 0,64-0,82$  pour l'ADN environnemental; Tableau 2). Toutefois, il faut reconnaître que ces estimations de la probabilité de détection ne reflètent pas un échantillon aléatoire et qu'elles représentent probablement les scénarios les plus favorables pour le méné long. De futures diminutions de l'abondance de l'espèce ou la concentration de l'échantillonnage dans des

---

habitats marginaux entraîneront des valeurs de la probabilité de détection inférieures à celles présentées dans le Tableau 2, ce qui démontre encore l'importance de tenir compte de la détection imparfaite dans la conception du programme.

Les efforts visant à maximiser la détection sont parmi les préoccupations les plus pressantes pour concevoir un programme de surveillance statistiquement rigoureux. Comme le démontre l'analyse de puissance, il faut échantillonner de nombreux sites pour pouvoir obtenir un niveau d'efficacité adéquat pour déterminer les changements proportionnels dans l'occupation dans l'espace ou dans le temps si les probabilités de détection et d'occupation sont faibles; ce constat concorde avec les études précédentes (p. ex. Guillera-Arroita *et al.* 2010). Cela est particulièrement vrai lorsqu'il s'agit de détecter de petits changements dans la probabilité d'occupation entre les périodes d'échantillonnage (moins de 30 %); cependant, moins de sites sont nécessaires pour détecter de grands changements (plus de 50 % de probabilité d'occupation) avec une grande efficacité statistique, en particulier si  $\alpha$  est réduit. Il faut donc relativement moins de sites pour documenter des changements radicaux dans l'occupation par une espèce, comme dans le cas de populations en déclin rapide, en supposant que la probabilité de détection et d'occupation est relativement constante entre les populations.

Les résultats des études de cas ont fait la démonstration des plans de relevés répétés et de l'application de modèles d'occupation, ainsi que des modèles à  $N$  mixte, et étaient fondés sur un nombre relativement petit de sites échantillonnés et de modèles présentant une hétérogénéité importante inexplicée. Par conséquent, les exemples concrets ne doivent pas être utilisés pour une extrapolation à l'ensemble de l'aire de répartition de l'espèce. Néanmoins, les résultats constituent un point de référence solide pour l'élaboration d'un programme de surveillance du méné long fondé sur l'occupation au Canada et, selon l'analyse de puissance, ils fourniraient les données empiriques nécessaires pour documenter une réduction de 50 % ou de 70 % de la probabilité d'occupation par le méné long dans le cours principal du ruisseau Gully. En outre, la démonstration de l'absence du méné long dans un site du ruisseau Gully, qui peut orienter les décisions de restauration ou d'aménagement propres au site, nécessite un niveau d'effort relativement faible (c'est-à-dire moins de 10 traits de senne répétés à un site) en raison des estimations modérément élevées de l'occupation et de la détection. Cependant, les données recueillies ne permettraient pas de comprendre pourquoi des réductions proportionnelles (ou des gains) de l'occupation ou de la détection se sont produites et il faudrait donc un plus grand niveau d'effort pour recueillir des variables potentiellement importantes pour de tels changements. Il s'agit d'une question essentielle pour l'élaboration des programmes de surveillance des espèces en péril, car bien souvent il est aussi important de déterminer les raisons des augmentations ou des diminutions de l'espèce ou de la population concernée que d'indiquer que ces augmentations ou diminutions ont eu lieu.

Bien que cette étude ne décrive pas les considérations logistiques de la mise en œuvre d'un programme de surveillance du méné long (p. ex. l'allocation des ressources d'échantillonnage compte tenu de diverses contraintes liées à l'équipe ou à l'échantillonnage), elle a permis de présenter les données nécessaires et plusieurs considérations concernant l'échantillonnage pour élaborer un programme de surveillance fondé sur l'occupation (des relevés répétés dans l'espace et dans le temps avec des mesures correspondantes de l'habitat). Avant sa mise en œuvre, il faudra définir clairement les objectifs d'un programme de surveillance du méné long afin que le plan d'échantillonnage offre une efficacité statistique suffisante (Guillera-Arroita *et al.* 2010; Figure 2); il sera également nécessaire d'incorporer les coûts de la collecte des données en tenant compte des limitations pratiques telles que le nombre de sites qui peuvent être échantillonnés au cours d'une saison. L'avis sur la conception d'un programme de surveillance présenté ici s'articule autour de l'objectif principal de surveillance des changements touchant l'occupation (répartition), qui peut être étendu à d'autres variables d'évaluation axées sur la

---

répartition, comme la zone d'occupation, la zone d'occurrence et la superficie minimale pour la viabilité d'une population. D'autres paramètres, tels que les changements dans l'abondance de l'espèce, peuvent être incorporés pour déterminer la probabilité qu'une population soit au-dessus de la population minimale viable ou d'un autre seuil pertinent. À des échelles spatiales plus petites (fosses ou tronçons), les approches fondées sur la répartition et l'abondance peuvent être utilisées pour évaluer l'effet des mesures de rétablissement ou des activités d'aménagement.

Le critère d'évaluation doit être déterminé en fonction de l'objectif du programme et des ressources disponibles (Figure 2). Si l'objectif principal est de quantifier les changements dans l'abondance d'une population donnée de méné long (« surveillance intensive » selon Wilson et Dextrase 2008), il est alors important d'effectuer des dénombrements des poissons (l'abondance) à chaque site, ainsi que de mesurer les variables de l'habitat pour réduire les effets de l'hétérogénéité propre au site dans la dynamique de la détection, de l'occupation ou de l'abondance. Si le but ultime est d'utiliser les efforts d'échantillonnage pour extrapoler à d'autres populations (Figure 3), il est important de choisir les sites d'échantillonnage en vue de cet objectif. La détermination du nombre de sites, et donc des ressources d'échantillonnage nécessaires, dépendra de l'objectif et nécessitera de recenser les habitats disponibles dans le cadre d'échantillonnage.

La mise en œuvre d'une approche fondée sur l'occupation pour surveiller le méné long soulève plusieurs questions et incertitudes qui, si elles sont résolues, permettront d'améliorer les efforts de surveillance futurs. Tout d'abord, la relation entre l'occupation par une espèce et son abondance est un sujet de recherche de longue date en écologie, et il a été démontré qu'elle diffère selon les espèces et l'échelle spatiale (Gaston *et al.* 2000, He et Gaston 2000, Borregaard et Rahbek 2010, Steenweg *et al.* 2018). Bien que les déclinés de l'occupation par une espèce soient intrinsèquement liés à ceux de son abondance, on ignore la forme exacte de la relation sous-jacente pour le méné long, ainsi que la mesure dans laquelle cette relation diffère entre les sites et entre les populations. Cela est important pour le méné long si l'occupation doit être considérée comme un substitut de l'abondance, car l'espèce affiche un comportement de regroupement en bancs (COSEPAC 2017), potentiellement pour réduire le risque de prédation (Poos et Jackson 2012). Compte tenu de ce comportement de regroupement en bancs, on pourrait s'attendre à ce que la relation entre l'occupation et l'abondance soit non linéaire pour le méné long, l'abondance augmentant à un rythme plus rapide que la probabilité d'occupation. Inversement, lorsque l'espèce devient moins abondante et que moins d'individus occupent les différentes fosses, la probabilité de détection serait probablement réduite.

Ensuite, la caractérisation de la variabilité interannuelle des conditions d'habitat du méné long et des estimations de l'occupation des fosses et des tronçons améliorerait les interprétations des tendances temporelles de l'occupation. Par exemple, le fait de ne pas quantifier la variabilité naturelle dans les estimations de l'occupation peut conduire à des conclusions erronées sur les changements (ou l'absence de changements) dans l'occupation par une espèce (MacKenzie 2005). En outre, un échantillonnage sur plusieurs saisons et plusieurs années dans les habitats du méné long permettrait de mieux comprendre la corrélation entre les changements dans les variables de l'habitat et les changements dans l'occupation.

Enfin, les dommages physiques directs causés aux individus (et les dommages correspondants au niveau de la population) par les différentes techniques d'échantillonnage scientifique n'ont pas encore été entièrement quantifiés. En particulier, la compréhension de la relation entre d'une part, le nombre de relevés, le nombre de sites d'échantillonnage, la taille des sites d'échantillonnage (fosses par rapport aux tronçons) et les différents engins d'échantillonnage (différents réglages du dispositif portatif de pêche à l'électricité par rapport aux traits de senne),

---

et d'autre part la mortalité du méné long, permettrait d'améliorer les efforts visant à réduire les dommages et de tirer des conclusions statistiquement significatives. L'acquisition de ces connaissances nécessitera i) un suivi continu des mortalités liées à l'échantillonnage dans le cadre des efforts de surveillance des communautés de poissons dans les cours d'eau; ii) des expériences sur le terrain et en laboratoire pour comparer différentes méthodes d'échantillonnage et déterminer les covariables influentes (p. ex. la température de l'eau du cours d'eau); et iii) des simulations fondées sur la modélisation pour quantifier l'effet des plans d'échantillonnage sur les taux de croissance des populations.

Dans l'ensemble, ce document de recherche présente un avis pour la conception d'un programme de surveillance du méné long à deux niveaux qui fournirait des informations de référence et continues sur l'occupation de l'ensemble de l'aire de répartition tout en permettant de suivre la trajectoire de certaines populations. En outre, cette étude confirme à nouveau l'importance d'utiliser un plan de relevé répété pour intégrer la probabilité de détection de l'espèce dans l'estimation de son abondance ou de sa répartition (MacKenzie *et al.* 2002, 2018, Dextrase *et al.* 2014a,b, Lamothe et Drake 2020, Lamothe *et al.* 2019a,b, 2020), en particulier compte tenu de la faible abondance et de la répartition fragmentée du méné long. Si l'on ne met pas en œuvre un programme de surveillance qui tient compte de la détection imparfaite, on risque de tirer des conclusions erronées sur l'état de conservation des populations de méné long au Canada.

---

## GLOSSAIRE

**Abondance** – le nombre d'individus dans une unité d'échantillonnage donnée (p. ex. un site).

**CIA (critère d'information d'Akaike)** – une mesure de la qualité relative d'un modèle statistique pour un ensemble de données précis qui représente la quantité d'information perdue pour un modèle donné. Des valeurs plus faibles du critère d'information d'Akaike dans un même ensemble possible de modèles représentent de meilleurs modèles.  $CIA = -2 \times [\log\text{-vraisemblance}] + 2K$ , où K est le nombre de paramètres du modèle.

**Pondération d'Akaike** – niveau de soutien pour chaque modèle dans l'ensemble possible. Pour un modèle donné, la pondération d'Akaike est comprise entre 0 et 1 et la somme des pondérations d'Akaike de tous les modèles de l'ensemble possible est égale à 1.

**Zone d'occupation** – superficie à l'intérieur de la zone d'occurrence qui est occupée par l'espèce sauvage, à l'exclusion des cas de vagabondage (COSEPAC 2017).

**Fermeture** – hypothèse des modèles d'occupation selon laquelle le site d'échantillonnage est fermé à l'immigration ou à l'émigration de l'espèce pendant l'effort d'échantillonnage.

**Habitat essentiel** – habitat nécessaire à la survie ou au rétablissement d'une espèce disparue du pays, en voie de disparition ou menacée, et qui est désigné comme tel dans un programme de rétablissement ou un plan d'action.

**Point de croisement** – emplacement où le thalweg (principale concentration du débit, normalement la partie la plus profonde du chenal) se trouve au centre du chenal pendant le débit de plein bord.

**Probabilité de détection** – probabilité de détecter au moins un individu d'une espèce ciblée pendant un seul relevé à un site, à condition que le site soit occupé par l'espèce.

**Répartition** – zone spatiale où l'espèce est censée être présente, y compris la zone d'occupation et la zone d'occurrence.

**Zone d'occurrence** – superficie délimitée par un polygone sans angles concaves comprenant la répartition géographique de toutes les populations connues d'une espèce sauvage (COSEPAC 2017).

**Région du Grand Toronto et de Hamilton (RGT)** – région métropolitaine la plus peuplée du Canada. Hamilton, en Ontario, se trouve à l'ouest de la région du Grand Toronto, qui comprend la ville de Toronto et six divisions de recensement (région de Durham, région de Halton, région de Peel, région de York, comté de Dufferin et comté de Simcoe).

**Charge hydraulique** – mesure de substitution de la vitesse, mesurée comme la différence de hauteur de l'eau entre l'avant et l'arrière d'une règle tenue verticalement et placée à angle droit par rapport au débit de l'eau.

**Détection imparfaite** – condition dans laquelle la probabilité de détection est inférieure à 1. En cas de détection imparfaite, les efforts d'échantillonnage ne permettront pas de détecter une espèce à certains sites où elle est effectivement présente.

**Cours d'eau à méandres** – forme de chenal de cours d'eau caractérisée par une pente faible à modérée (généralement moins de 2 %), non confinée dans la vallée, permettant le mouvement latéral du chenal à travers des matériaux érodables.

**Superficie minimale pour la viabilité d'une population (SMVP)** – superficie minimale totale d'habitat requise pour une population viable, en supposant une utilisation de l'habitat indépendante en fonction du stade biologique.

---

**Population minimale viable (PMV)** – effectif minimal absolu de la population d’individus d’âge 1+ qui a une certaine probabilité de subsister pendant une certaine période malgré les effets continus de la stochasticité et des événements catastrophiques.

**Occupation naïve** – proportion de sites échantillonnés où l’espèce a été détectée.

**Occurrence** – observation de la présence de l’espèce à un site.

**Probabilité d’occupation ( $\psi$ )** – probabilité qu’un site ou une unité d’échantillonnage choisi(e) au hasard dans une zone d’intérêt soit occupé(e) par une espèce.

**Surdispersion ( $\hat{c}$ )** – se produit lorsque la variance observée des données est supérieure à la variance prédite. Il est nécessaire de tenir compte de la surdispersion dans les données (c’est-à-dire  $\hat{c} > 1$ ) lors du calcul des valeurs CIA (quasi-CIA) et des variances inconditionnelles des estimations des paramètres moyennées par le modèle.

**Fosse** – zone d’un cours d’eau relativement profonde et où la vitesse de l’eau est faible.

**Population (démographique)** – groupe d’individus de la même espèce qui vivent ensemble dans une zone de taille suffisante pour permettre un comportement normal de dispersion ou de migration et dans lequel les changements numériques sont principalement déterminés par les processus de naissance et de mort (c’est-à-dire que les taux d’émigration et d’immigration sont négligeables; Berryman 2002).

**Population (occupation)** – proportion du paysage où l’état d’occupation par une espèce est étudié.

**Efficacité** – probabilité de détecter l’effet d’un traitement à un niveau de signification choisi, à condition que l’effet existe.

**Variable prétendue** – variable qui n’a aucun effet sur la déviance ( $-2 \times \log$ -vraisemblance) et qui donne une valeur CIA supérieure d’environ 2 unités CIA à celle du modèle précédent. Les variables prétendues n’ont aucun effet sur la valeur prédictive du modèle (comme l’indique l’absence de changement dans la déviance) et augmentent simplement la valeur CIA de 2 unités en ajoutant une variable supplémentaire au terme de pénalité du paramètre CIA.

**Tronçon** – segment d’un cours d’eau d’au moins 40 m qui comprend au moins une séquence seuil-fosse, commençant et se terminant à des points de croisement.

**Relevés répétés** – relevés individuels qui sont menés plus d’une fois à un site pendant une saison d’échantillonnage.

**Cadre d’échantillonnage** – liste de sites potentiels ou région géographique où un échantillon peut être prélevé. Les cadres d’échantillonnage peuvent dépendre de nombreux critères écologiques (p. ex. les fosses d’une taille donnée ou celles qui abritent des attributs d’habitat précis).

**Saison (occupation)** – période relativement courte pendant laquelle tous les sites sont toujours fermés aux changements dans l’occupation ou toujours absents.

**Relevé** – événement d’échantillonnage individuel à un site. Dans le cas des relevés répétés requis pour la modélisation de l’occupation, plusieurs relevés sont effectués à chaque site.

---

## REMERCIEMENTS

Nous remercions les nombreux examinateurs pour leurs commentaires qui ont grandement amélioré la clarté de ce document de recherche. Nous remercions également Jason Barnucz et Robin Gáspárdy pour leurs idées et leur soutien dans le cadre de cette recherche, Adam van der Lee pour avoir révisé les mathématiques et le code R qui sous-tendent les modèles d'occupation du méné long et à *N* mixte, et Dave Andrews, Julia Colm et Andrew Geraghty pour leur aide à la cartographie.

## RÉFÉRENCES CITÉES

- Andersen, J.J. 2002. Status of Redside Dace, *Clinostomus elongatus*, in the Lynde and Pringle Creek watersheds of Lake Ontario. *Can.-Field Nat.* 116(1): 76–80.
- Ausable Bayfield Conservation Authority (ABCA). 2010. Habitat assessment for Redside Dace in Gully Creek. Ausable Bayfield Conservation Authority. Exeter, ON. 15 p.
- Bailey, L.L., Hines, J.E., Nichols, J.D., and MacKenzie, D.I. 2007. Sampling design trade-offs in occupancy studies with imperfect detection: examples and software. *Ecol. Appl.* 17(1): 281–290.
- Barker, R.J., Schofield, M.R., Link, W.A., and Sauer, J.R. 2018. On the reliability of N-mixture models for count data. *Biometrics* 74(1): 369–377.
- Bayne, E.M., Boutin, S., and Moses, R.A. 2008. Ecological factors influencing the spatial pattern of Canada lynx relative to its southern range edge in Alberta, Canada. *Can. J. Zool.* 86(10): 1189–1197.
- Benoit, D., Jackson, D.A., and Ridgway, M.S. 2018. Assessing the impacts of imperfect detection of estimates of diversity and community structure through multispecies occupancy modelling. *Ecol. Evol.* 8(9): 4676–4684.
- Berryman, A.A. 2002. Population: a central concept for ecology? *Oikos* 97(3): 439–442.
- Borregaard, M.K., and Rahbek, C. 2010. Causality of the relationship between geographic distribution and species abundance. *Quart. Rev. Biol.* 85(1): 3–25.
- Carle, F., and Strub, M. 1978. A new method for estimating population size from removal data. *Biometrics* 34(4): 621–630.
- Carroll, R.J., and Lombard, F. 1985. A note on *N* estimators for the binomial distribution. *J. Am. Stat. Assoc.* 80(390): 423–426.
- Castañeda, R.A., Weyl, O.L.F., and Mandrak, N.E. 2020. Using occupancy models to assess the effectiveness of underwater cameras to detect rare stream fishes. *Aquat. Conserv. Mar. Freshwater Ecosyst.* 30(3): 565–576.
- Chen, G., Kéry, M., Plattner, M., Ma, K., and Gardner, B. 2013. Imperfect detection is the rule rather than the exception in plant distribution studies. *J. Ecology* 101(1): 183–191.
- Cohen, B.H. 2001. *Explaining Psychological Statistics* (2<sup>nd</sup> ed.). John Wiley & Sons Inc. New York, NY. 792 p.
- COSEPAC (Comité sur la situation des espèces en péril au Canada) 2007. [Évaluation et Rapport de situation du COSEPAC sur le méné long \(\*Clinostomus elongatus\*\) au Canada – Mise à jour](#). Comité sur la situation des espèces en péril au Canada. Ottawa, ON. vii + 68 p.



- 
- COSEPAC. 2017. [Évaluation et Rapport de situation du COSEPAC sur le méné long \(\*Clinostomus elongatus\*\) au Canada](#). Comité sur la situation des espèces en péril au Canada. Ottawa, ON. xiii + 70 p.
- Dail, D., and Madsen, L. 2011. Models for estimating abundance from repeated counts of an open metapopulation. *Biometrics* 67(2): 577–587.
- Dail, D., and Madsen, L. 2012. Estimating open population site occupancy from presence-absence data lacking the robust design. *Biometrics* 69(1): 146–156.
- Dénes, F.V., Silveira, L.F., and Beissinger, S.R. 2015. Estimating abundance of unmarked animal populations: accounting for imperfect detection and other sources of zero inflation. *Meth. Ecol. Evol.* 6(5): 543–556.
- Dextrase, A.J., Mandrak, N.E., and Schaefer, J.A. 2014a. Modelling occupancy of an imperilled stream fish at multiple scales while accounting for imperfect detection: implications for conservation. *Freshwater Biol.* 59(9): 1799–1815.
- Dextrase, A.J., Mandrak, N.E., Barnucz, J., Bouvier, L.D., Gaspardy, R., and Reid, S.M. 2014b. [Sampling Effort Required to Detect Fishes at Risk in Ontario](#). Can. Manuscr. Rep. Fish. Aquat. Sci. 3024: v + 50 p.
- Dorazio, R.M., Jelks, H.L., and Jordan, F. 2005. Improving removal-based estimates of abundance by sampling a population of spatially distinct subpopulations. *Biometrics* 61(4): 1093–1101.
- Drake, D.A.R., et Poesch, M.S. 2020. [Déplacements saisonniers du méné long \(\*Clinostomus elongatus\*\) en fonction des facteurs abiotiques et biotiques](#). Secr. can. de consult. sci. du MPO. Doc. de rech. 2019/077. iv + 28 p.
- Duarte, A., Adams, M.J., and Peterson, J.T. 2018. Fitting *N*-mixture models to count data with unmodeled heterogeneity: Bias, diagnostics, and alternative approaches. *Ecol. Model.* 374(24): 51–59.
- Fiske, I., and Chandler, R. 2011. unmarked: An R Package for Fitting Hierarchical Models of Wildlife Occurrence and Abundance. *J. Stat. Soft.* 43(10): 1–23.
- Gáspardy, R.C., and Drake, D.A.R. 2021. [Targeted Sampling for Redside Dace \(\*Clinostomus elongatus\*\) in Gully Creek, Ontario, 2019](#). Can. Data Rep. Fish. Aquat. Sci. 1315: vii + 48
- Gaston, K.J., Blackburn, T.M., Greenwood, J.J.D., Gregory, R.D., Quinn, R.M., and Lawton, J.H. 2000. Abundance-occupancy relationships. *J. Appl. Ecol.* 37(Suppl. 1): 39–59.
- Gibson-Reinemer, D.K., Stewart, D.R., Fritts, M.W., DeBoer, J.A., and Casper, A.F. 2016. Estimating the effects of environmental variables and gear type on the detection and occupancy of large-river fishes in a standardized sampling program using multiseason Bayesian mixture models. *N. Am. J. Fish. Manage.* 36(6): 1445–1456.
- Gryska, A.D., Hubert, W.A., and Gerow, K.G. 1997. Use of power analysis in developing monitoring protocols for the Endangered Kendal Warm Springs Dace. *N. Am. J. Fish. Manage.* 17(4): 1005–1009.
- Guillera-Arroita, G., and Lahoz-Monfort, J.J. 2012. Designing studies to detect differences in species occupancy: power analysis under imperfect detection. *Meth. Ecol. Evol.* 3(5): 860–869.
- Guillera-Arroita, G., Ridout, M.S., and Morgan, B.J.T. 2010. Design of occupancy studies with imperfect detection. *Meth. Ecol. Evol.* 1(2): 131–139.

- 
- Hartley, S. 1998. A positive relationship between local abundance and regional occupancy is almost inevitable (but not all positive relationships are the same). *J. Anim. Ecol.* 67(6): 992–994.
- Haynes, T.B., Rosenberger, A.E., Lindberg, M.S., Whitman, M., and Schmutz, J.A. 2013. Method- and species-specific detection probabilities of fish occupancy in Arctic lakes: implications for design and management. *Can. J. Fish. Aquat. Sci.* 70(7): 1055–1062.
- He, F., and Gaston, K.J. 2000. Occupancy-abundance relationships and sampling scales. *Ecography* 23(4): 503–511.
- Holtrop, A.M., Cao, Y., and Dolan, C.R. 2010. Estimating sampling effort required for characterizing species richness and site-to-site similarity in fish assemblage surveys of Wadeable Illinois streams. *Trans. Am. Fish. Soc.* 139(5): 1421–1435.
- Joseph, L.N., Field, S.A., Wilcox, C., and Possingham, H.P. 2006. Presence-absence versus abundance data for monitoring threatened species. *Conserv. Biol.* 20(6): 1679–1687.
- Jowett, I.G. 1993. A method for objectively identifying pool, run, and riffle habitats from physical measurements. *N. Zeal. J. Mar. Freshwater Res.* 27(2): 241–248.
- Klein, Z.B., Quist, M.C., Rhea, D.T., and Senecal, A.C. 2015. Sampling techniques for burbot in a western non-wadeable river. *Fish. Manage. Ecol.* 22(3): 213–223.
- Knape, J., Arlt, D., Barraquand, F., Berg, Å., Chevalier, M., Pärt, T., Ruete, A., and Žmihorski, M. 2018. Sensitivity of binomial N-mixture models to overdispersion: The importance of assessing model fit. *Meth. Ecol. Evol.* 9(10): 2102–2114.
- Koster, W.J. 1939. Some phases of the life history and relationships of the cyprinid, *Clinostomus elongatus* (Kirtland). *Copeia* 1939: 201–208.
- Lamothe, K.A., and Drake, D.A.R. 2020. Habitat associations of the Threatened pugnose minnow (*Opsopoeodus emiliae*) at the northern edge of the species range. *Ecol. Freshwater Fish.* 29(2): 289–298.
- Lamothe, K.A., Dextrase, A.J., and Drake, D.A.R. 2019a. Aggregation of two imperfectly detected imperilled freshwater fishes: Understanding community structure and co-occurrence for multispecies conservation. *Endang. Spec. Res.* 40: 123–132.
- Lamothe, K.A., Dextrase, A.J., and Drake, D.A.R. 2019b. Characterizing species co-occurrence patterns of imperfectly detected stream fishes for informing species reintroduction efforts. *Conserv. Biol.* 33(6): 1392–1403.
- Lamothe, K.A., Ziegler, J.P., Gáspárdy, R., Barnucz, J., and Drake, D.A.R. 2020. Ecological associations between the invasive round goby *Neogobius melanostomus* and endangered northern madtom *Noturus stigmosus*. *Aquat. Conserv. Mar. Freshwater Ecosyst.* 30(4): 691–700.
- Lebrun, D.E., Bouvier, L.D., Choy, M., Andrews, D.W., et Drake, D. Andrew R. 2020. [Information à l'appui d'une évaluation du potentiel de rétablissement du méné long \(\*Clinostomus elongatus\*\) au Canada](#). Secr. can. de consult. sci. du MPO. Doc. de rech. 2019/033. v + 52 p.
- Link, W.A., Schofield, M.R., Barker, R.J., and Sauer, J.R. 2018. On the robustness of N-mixture models. *Ecology* 99(7): 1547–1551.
- MacKenzie, D.I. 2005. What are the issues with “presence/absence” data for wildlife managers? *J. Wildl. Manage.* 69(3): 849–860.

- 
- Mackenzie, D.I., and Bailey, L.L. 2004. Assessing the fit of site-occupancy models. *J. Agri. Biol. Environ. Stat.* 9: 300–318.
- Mackenzie, D.I., and Hines, J. 2018. RPresence: R interface for program PRESENCE. R package version 2.12.22.
- Mackenzie, D.I., Nichols, J.D., Lachman, G.B., Droege, S., Royle, J.A., and Langtimm, C.A. 2002. Estimating site occupancy rates when detection probabilities are less than one. *Ecology* 83(8): 2248–2255.
- Mackenzie, D.I., Nichols, J.D., Royle, J.A., Pollock, K.H., Bailey, L.L., and Hines, J.E. 2018. *Occupancy estimation and modeling: inferring patterns and dynamics of species occurrence*. 2<sup>nd</sup> ed. Academic Press. Cambridge, MA. 648 p.
- Magoulick, D.D., and Lynch, D.T. 2015. Occupancy and abundance modeling of the endangered yellowcheek darter in Arkansas. *Copeia* 103(2): 433–439.
- Mandrak, N.E., and Bouvier, L.D. 2014. [Standardized data collection methods in support of a classification protocol for the designation of watercourses as municipal drains](#). DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2013/077. v + 27 p.
- Mandrak, N.E., Barnucz, J., and Marson, D. 2010. [Targeted sampling of fish species at risk in the Grand River watershed, 2003](#). Can. Manuscr. Rep. Fish. Aquat. Sci. 2922: v + 29 p.
- McKee, P.M., and Parker, B.J. 1982. The distribution, biology, and status of the fishes *Campostoma anomalum*, *Clinostomus elongatus*, *Notropis photogenis* (Cyprinidae), and *Fundulus notatus* (Cyprinodontidae) in Canada. *Can. J. Zool.* 60(6): 1347–1358.
- Melles, S., Jones, N., and Schmidt, B. 2013. Aquatic Research Series 2013-05: Aquatic ecosystem classification for Ontario: a technical proposal. Ontario Ministry of Natural Resources. 52 p.
- Midway, S.R., Wagner, T., and Tracy, B.H. 2014. A hierarchical community occurrence model for North Carolina stream fish. *Trans. Am. Fish. Soc.* 143(5): 1348–1357.
- Miller, D.A., and Grant, E.H.C. 2015. Estimating occupancy dynamics for large-scale monitoring networks: amphibian breeding occupancy across protected areas in the northeast United States. *Ecol. Evol.* 5(21): 4735–4746.
- Moore, M.J., Orth, D.J., and Frimpong, E.A. 2017. Occupancy and detection of clinch dace using two gear types. *J. Fish Wild. Manage.* 8(2): 530–543.
- Nichols, J.D., and Williams, B.K. 2006. Monitoring for conservation. *Trends Ecol. Evol.* 21(12): 668–673.
- Noon, B.R., Bailey, L.L., Sisk, T.D., and McKelvey, K.S. 2012. Efficient species-level monitoring at the landscape scale. *Conserv. Biol.* 26(3): 432–441.
- Novinger, D.C., and Coon, T.H. 2000. Behaviour and physiology of the redbside dace, *Clinostomus elongatus*, a threatened species in Michigan. *Environ. Biol. Fishes* 57: 315–326.
- Ogle, D.H. 2016. *Introductory fisheries analyses with R*. CRC Press: Taylor & Francis Group. New York, NY. 317 p.
- Olkin, I., Petkau, A.J., and Zidek, J.V. 1981. A comparison of N estimators for the binomial distribution. *J. Am. Stat. Assoc.* 76(375): 637–642.
- Ontario Streams. 2005. Saugeen River watershed Redside Dace monitoring project 2004. Report prepared for Ontario Ministry of Natural Resources. 20 p. + 2 Appendices.

- 
- Page, L.M., and Burr, B.M. 1991. A Field Guide to Freshwater Fishes of North America North of Mexico. The Peterson Field Guide Series, Houghton Mifflin Company, Boston, MA. 432 p.
- Peoples, B.K., and Frimpong, E.A. 2011. Among-pass, interregional, and single- versus multiple-season comparisons of detection probabilities of stream fishes. *Trans. Am. Fish. Soc.* 140(1): 67–83.
- Peterman, R.M. 1990. Statistical power can improve fisheries research and management. *Can. J. Fish. Aquat. Sci.* 47(1): 2–15.
- Pitcher, T.E., Beausoleil, J.J., Abbott, J.A., and Vandereerden, J.L. 2009. Sperm design and function in the reside dace *Clinostomus elongatus*. *J. Fish Biol.* 75(4): 924–931.
- Pollock, J.F. 2006. Detecting population declines over large areas with presence-absence, time-to-encounter, and count survey methods. *Conserv. Biol.* 20(3): 882–892.
- Pollock, K.H., Nichols, J.D., Brownie, C., and Hines, J.E. 1990. Statistical inference for capture-recapture experiments. *Wildl. Mono.* 107(1): 3–97.
- Poos, M.S., and Jackson, D.A. 2012. Impact of species-specific dispersal and regional stochasticity on estimates population viability on stream metapopulations. *Landscape Ecol.* 27: 405–416.
- Poos, M., Lawrie, D., Tu, C., Jackson, D.A., and Mandrak, N.E. 2012. Estimating local and regional population sizes for an endangered minnow, reidside dace (*Clinostomus elongatus*), in Canada. *Aquat. Conserv. Mar. Freshwater Ecosyst.* 22(1): 47–57.
- Portt, C.B., Coker, G.A., Mandrak, N.E., and Ming, D.L. 2008. [Protocol for the detection of fish Species At Risk in Ontario Great Lakes Area \(OGLA\)](#). DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2008/026. v + 31 p.
- Potoka, K.M., Shea, C.P., and Bettoli, P.W. 2016. Multispecies occupancy modeling as a tool for evaluating the status and distribution of darters in the Elk River, Tennessee. *Trans. Am. Fish. Soc.* 145(5): 1110–1121.
- Quist, M.C., Gerow, K.G., Bower, M.R., and Hubert, W.A. 2006. Random versus fixed-site sampling when monitoring relative abundance of fishes in headwater streams of the Upper Colorado River basin. *N. Am. J. Fish. Manage.* 26(4): 1011–1019.
- R Core Team. 2019. R: A language and environment for statistical computing. Vienna, Austria: R Foundation for Statistical Computing.
- Redside Dace Recovery Team (RDRT). 2010. Recovery Strategy for Redside Dace (*Clinostomus elongatus*) in Ontario. Ontario Recovery Strategy Series. Prepared for the Ontario Ministry of Natural Resources, Peterborough, ON. vi + 29 p.
- Reich, H.T. 2020. Optimal sampling design and the accuracy of occupancy models. *Biometrics* 76(3): 1017–1027.
- Reid, S.M., and Dextrase, A.J. 2017. Monitoring lake populations of Eastern Sand Darter (*Ammocrypta pellucida*): a comparison of two seines. *J. Freshwater Ecol.* 32(1): 499–511.
- Reid, S.M., and Haxton, T. 2017. Backpack electrofishing effort and imperfect detection: Influence on riverine fish inventories and monitoring. *J. Appl. Ichthyol.* 33(6): 1083–1094.
- Reid, S.M., and Hogg, S. 2014. An evaluation of multiple-pass seining to monitor Blackstripe Topminnow populations in the Sydenham River (Ontario, Canada). *J. Appl. Ichthyol.* 30(5): 962–969.

- 
- Reid, S.M., and Parna, S. 2017. [Urbanization, long-term stream flow variability, and Redside Dace status in Greater Toronto Area streams](#). Can. Manuscr. Rep. Fish. Aquat. Sci. 3118: iv + 20 p.
- Reid, S.M., Yunker, G., and Jones, N.E. 2009. Evaluation of single-pass backpack electric fishing for stream fish community monitoring. Fish. Manage. Ecol. 16(1): 1–9.
- Reid, S.M., Kopf, V., and Boothroyd, M. 2017. [An environmental DNA-based survey for Redside Dace \(\*Clinostomus elongatus\*\) in Greater Toronto Area watersheds](#). Can. Manuscr. Rep. Fish. Aquat. Sci. 3120: iv + 10 p.
- Royle, J.A. 2004. N-mixture models for estimating population size from spatially replicated counts. Biometrics 60(1): 108–115.
- Royle, J.A., and Dorazio, R.M. 2008. Hierarchical Modeling and Inference in Ecology: The Analysis of Data from Populations, Metapopulations, and Communities. Academic Press, London, UK. 464 p.
- Royle, J.A., and Nichols, J.D. 2003. Estimating abundance from repeated presence-absence data or point counts. Ecology 84(3): 777–790.
- Sauer, J.R., and Knutson, M.G. 2008. Objectives and metrics for wildlife monitoring. J. Wildl. Manage. 72(8): 1663–1664.
- Schloesser, J.T., Paukert, C.P., Doyle, W.J., Hill, T.D., Steffensen, K.D., and Travnichek, V.H. 2012. Heterogeneous detection probabilities for imperiled Missouri River fishes: implications for large-river monitoring programs. Endang. Spec. Res. 16: 211–224.
- Serrao, N.R., Reid, S.M., and Wilson, C.C. 2018. Establishing detection thresholds for environmental DNA using receiver operator characteristic (ROC) curves. Conserv. Genet. Res. 10: 555–562.
- Smith, C.D., Quist, M.C., and Hardy, R.S. 2015. Detection probabilities of electrofishing, hoop nets, and benthic trawls for fishes in two western North American rivers. J. Fish Wildl. Manage. 6(2): 371–391.
- Stanfield, L. 2017. Ontario Stream Assessment Protocol. Version 10. Ontario Ministry of Natural Resources. 550 p.
- Steenweg, R., Hebblewhite, M., Whittington, J., Lukacs, P., and McKelvey, K. 2018. Sampling scales define occupancy and underlying occupancy-abundance relationships in animals. Ecology 99(1): 172–183.
- Stewart, D.R., and Long, J.M. 2016. Using hierarchical Bayesian multispecies mixture models to estimate tandem hoop-net-based habitat associations and detection probabilities of fishes in reservoirs. Trans. Am. Fish. Soc. 145(3): 450–461.
- Stewart, D.R., Butler, M.J., Harris, G., Johnson, L.A., and Radke, W.R. 2017. Estimating abundance of endangered fish by eliminating bias from non-constant detectability. Endang. Spec. Res. 32: 187–201.
- Tyre, A.J., Tenhumberg, B., Field, S.A., Niejalke, D., Parris, K., and Possingham, H.P. 2003. Improving precision and reducing bias in biological surveys: estimating false-negative error rates. Ecol. Appl. 13(6): 1790–1801.
- van de Lee, A.S., Poesch, M.S., Drake, D.A.R., et Koops, M.A. 2020. [Modélisation du potentiel de rétablissement du méné long \(\*Clinostomus elongatus\*\) au Canada](#). Secr. can. de consult. sci. du MPO. Doc. de rech. 2019/034. v + 44 p.

- 
- Ward, R.J., Griffiths, R.A., Wilkinson, J.W., and Cornish, N. 2017. Optimising monitoring efforts for secretive snakes: a comparison of occupancy and N-mixture models for assessment of population status. *Scient. Rep.* 7: 18074.
- Wilson, C., and Dextrase, A.J. 2008. Draft Sampling protocols for Redside Dace. Ontario Ministry of Natural Resources. 4 p.
- Wintle, B.A., Walshe, T.V., Parris, K.M., and McCarthy, M.A. 2012. Designing occupancy surveys and interpreting non-detection when observations are imperfect. *Divers. Distrib.* 18(4): 417–424.
- Yoccoz, N.G., Nichols, J.D., and Boulinier, T. 2001. Monitoring of biological diversity space and time. *Trends Ecol. Evol.* 16(8): 446–453.