

UQAC

Université du Québec
à Chicoutimi

Référence à citer :

Rapport de recherche

Université du Québec à Chicoutimi

En partenariat avec :

REMERCIEMENTS

Les auteurs remercient d'abord la Corporation de LACTivité Pêche Lac-Saint-Jean (CLAP), la Conférence régionale des élus du Saguenay-Lac-Saint-Jean, la MRC de Lac-Saint-Jean-Est, la MRC de Maria-Chapdelaine et la MRC du Domaine-du-Roy pour leur contribution financière à la réalisation de ce projet.

Les auteurs tiennent aussi à remercier M. Marc Valentine d'avoir fourni les données essentielles à la réalisation du projet, et toutes les personnes ayant contribué à la collecte des données. Un merci tout spécial à Mme Sonya Lévesque, biologiste à la Chaire de recherche sur les espèces aquatiques exploitées de l'Université du Québec à Chicoutimi (UQAC) et M. Marc Archer, directeur général de la CLAP, pour leurs commentaires, leurs avis scientifiques, leurs idées novatrices et la révision du document.

Enfin, Patrick Plourde-Lavoie remercie le Laboratoire des sciences aquatiques de l'UQAC de lui donner accès à un environnement de travail scientifique et dynamique stimulant et à des ressources humaines, matérielles et techniques précieuses. Merci également aux membres du laboratoire pour leurs conseils divers dans le domaine scientifique.

RÉSUMÉ

Les poissons fourrages de la zone littorale du lac Saint-Jean peuvent être la proie d'espèces exploitées telles que la ouananiche, le doré jaune, la lotte et le grand brochet, et peuvent avoir un impact sur la qualité de pêche sportive. Il y a peu de connaissances sur ces poissons au lac Saint-Jean et il est présumé que leur abondance a diminué au fil des 30 dernières années. De plus, ils sont susceptibles d'être affectés par la gestion du niveau et des berges du lac, laquelle est sujette à être modifiée dans le cadre du renouvellement du *Programme de stabilisation des berges du lac Saint-Jean* de Rio Tinto. Le projet vise principalement à évaluer les conclusions des études antérieures portant sur les impacts des travaux de rechargement des plages sur les poissons fourrages de la zone littorale du lac Saint-Jean. En premier lieu, une analyse critique de la méthodologie utilisée lors de ces études a été réalisée. Ensuite, des analyses de puissance statistique ont été effectuées à partir des données antérieures. Finalement, ces données ont été réanalysées.

Entre 1987 et 2004, huit études ont été réalisées sur les poissons fourrages qui fréquentent la zone littorale près des plages du lac Saint-Jean. Quatre d'entre elles ont été réalisées selon un protocole standardisé afin d'évaluer les impacts des travaux de rechargement des plages. La méthodologie employée consistait à comparer l'abondance des poissons capturés avec une seine de rivage entre des stations rechargées et témoins, regroupées par secteur homogène de productivité. Un total de 20 stations a été utilisé à raison de 3 coups de seine par station et chaque station a été échantillonnée à 5 reprises durant l'été. Ces études ont conclu que les travaux de stabilisation des berges n'avaient pas d'incidence sur les poissons ou encore, que les impacts étaient inférieurs à la variabilité naturelle des populations.

L'analyse critique de la méthodologie a révélé que le plan d'échantillonnage utilisé dans les études de 1989 à 1995 ne permet pas de définir précisément les impacts du rechargement des plages. Les secteurs de productivité contiennent des habitats très hétérogènes qui peuvent influencer l'abondance des poissons fourrages. La comparaison des stations aménagées et témoins à l'intérieur d'un même secteur est de ce fait inadéquate. En plus, l'échantillonnage s'est déroulé seulement après le rechargement, de

sorte qu'il est impossible de déterminer si les stations témoins et rechargées étaient comparables avant le rechargement. Plusieurs autres facteurs confondants ont pu contribuer à l'importante variabilité des données : l'année du rechargement qui diffère d'une station à l'autre; la possibilité que certaines stations témoins aient été rechargées avant 1986; et la faible efficacité de la seine de rivage pour la capture des jeunes poissons. Par ailleurs, les autres techniques de stabilisation des berges (brise-lames, épis, etc.) n'ont pas fait l'objet d'évaluation scientifique.

La puissance statistique représente la probabilité de détecter un effet lorsque cet effet est présent. Les analyses de puissance permettent de déterminer le nombre de sites à échantillonner en fonction de la taille de l'effet recherché et de la variabilité des données. Pour les analyses de puissance, les impacts des travaux ont été évalués en comparant l'abondance entre les stations rechargées et témoins, sans considérer les secteurs de productivité. En tenant compte de l'abondance et de la variabilité moyenne des quatre années d'échantillonnage, les résultats indiquent que les 20 stations échantillonnées auraient pu détecter une baisse d'abondance de 75 % ou plus par espèce, tandis qu'entre 2 et 10 fois plus de stations auraient été nécessaires pour détecter une diminution de 25 ou de 50 %. Une nouvelle analyse des données, utilisant une approche différente, n'a révélé aucune différence d'abondance entre les stations rechargées et témoins.

Considérant l'inadéquation de la méthodologie des études de 1989 à 1995 et la faible puissance statistique des données récoltées, il est impossible d'affirmer que les travaux de stabilisation des berges n'ont pas eu d'impacts sur l'abondance des poissons fourrages de la zone littorale du lac Saint-Jean.

TABLE DES MATIÈRES

REMERCIEMENTS.....	i
RÉSUMÉ	ii
TABLE DES MATIÈRES	iv
LISTE DES FIGURES	vii
LISTE DES TABLEAUX.....	ix
LISTE DES ANNEXES	x
INTRODUCTION	1
CHAPITRE 1 : ANALYSE DE LA MÉTHODOLOGIE DES ÉCHANTILLONNAGES RÉALISÉS ENTRE 1987 ET 2004	4
ÉTUDES PRÉLIMINAIRES ET MISE AU POINT DE LA MÉTHODE.....	5
Aquagénie (1987)	5
Lefebvre (1988; 1989).....	5
ÉTUDE COMPARATIVE, DIX ANS PLUS TARD.....	7
Lefebvre (2005).....	7
ÉVALUATION DE L'INCIDENCE DU RECHARGEMENT DES PLAGES SUR LES POISSONS.....	8
Valentine (1989; 1990; 1991) et Bouchard et Plourde (1995)	8
La méthodologie utilisée.....	8
Plan expérimental.....	8
Échantillonnage.....	9
Analyses statistiques	11
Les résultats et conclusions obtenus	13
Analyse critique de la méthodologie (1989 à 1995)	14
Le plan d'échantillonnage	14
Les secteurs de productivité.....	15
L'absence de données avant les rechargements	16
Le choix des stations rechargées et témoins.....	18
L'utilisation de périodes et de sous-stations	19
Efficacité de la seine de rivage.....	21

Représentativité des stades de développement.....	22
Les analyses statistiques.....	22
EN RÉSUMÉ	25
CHAPITRE 2 : ANALYSE DE LA PUISSANCE STATISTIQUE	27
L'ANALYSE DE PUISSANCE, LES PRINCIPES	27
Les erreurs de type I et II.....	27
La puissance statistique	27
Le niveau de signification.....	28
Pourquoi réaliser une analyse de puissance statistique?.....	29
Les analyses de puissance statistique <i>a posteriori</i>	30
MÉTHODOLOGIE DE L'ANALYSE DE PUISSANCE STATISTIQUE	32
Aperçu général de la méthode	32
Sélection et traitement des variables	33
Quels indicateurs utiliser? (étape 1).....	33
Les stations rechargées et les stations témoins (étape 2)	35
Traitement des variables « année », « période » et « sous-station »(étape 3).....	35
Processus de l'analyse de puissance	35
Simulation des données (étape 4)	35
Analyse des données simulées (étape 5).....	37
Analyses de puissance (étape 6)	38
RÉSULTATS ET DISCUSSION.....	40
La puissance en fonction d'une augmentation ou d'une diminution de l'abondance	40
La puissance en fonction du nombre de mesures répétées (périodes).....	40
Impacts des travaux de rechargement, la puissance statistique	41

LA PUISSANCE STATISTIQUE, EN RÉSUMÉ.....	44
CHAPITRE 3 : LES DONNÉES DE 1989 à 1995, NOUVELLES ANALYSES.....	45
MISE EN CONTEXTE ET MÉTHODOLOGIE	45
RÉSULTATS ET DISCUSSION.....	46
CONCLUSION GÉNÉRALE.....	48
RÉFÉRENCES	50
ANNEXES	58

LISTE DES FIGURES

- Figure 1 : Localisation des 20 stations d'échantillonnage et des 6 secteurs de productivité échantillonnés entre 1989 et 1995. Tiré de Alcan (1996). 9
- Figure 2 : Technique de seinage utilisée lors des échantillonnages de 1989 à 1995. 10
- Figure 3 : Exemples d'échantillonnages avant et après une perturbation. La ligne pointillée représente les sites témoins et la ligne pleine les sites perturbés. Les cercles indiquent les moments d'échantillonnage. La flèche indique le début de l'impact. (a, b) Un seul échantillonnage avant et après une perturbation. Une différence a été observée en (a) alors qu'il n'y en a pas tandis qu'en (b) aucune différence n'a été observée alors qu'il y en a une. (c) Plusieurs échantillonnages ont eu lieu avant et après la perturbation. Tiré de Underwood (1992). 18
- Figure 4 : Variation de différents paramètres statistiques obtenus à partir de données fictives. L'analyse utilisée est un test de t pour échantillons indépendants. (a) Variation de la puissance statistique selon le seuil de signification pour différentes tailles d'échantillons (n). (b) Variation de la puissance statistique selon la taille de l'effet pour différentes tailles d'échantillons. (c) Taille de l'effet nécessaire selon le nombre d'échantillons pour obtenir différentes puissances statistiques. 29
- Figure 5 : Schématisation de la méthodologie employée pour réaliser les analyses de puissance. La numérotation indique l'ordre des étapes effectuées. Le symbole des flèches en boucle indique que les étapes 4 et 5 sont répétées plusieurs fois. 33
- Figure 6 : Coefficients de variation calculés par station pour les années 1989 à 1995. Les barres horizontales représentent les 10e, 25e, 50e, 75e et 90e centiles. Les points représentent les valeurs extrêmes. 34
- Figure 7 : Relation entre l'écart-type et la moyenne de l'abondance totale des poissons entre 1989 et 1995 (nombre de poissons $\cdot 100 \text{ m}^{-2}$). 37
- Figure 8 : Puissance statistique selon le nombre de stations utilisé pour détecter une différence de l'abondance totale des poissons entre les stations rechargées et témoins en utilisant des scénarios d'augmentation et de diminution de 25, 50 et 75 % ($\alpha = 0,05$). 40
- Figure 9 : Puissance statistique selon le nombre de stations utilisé pour détecter une différence de l'abondance totale des poissons entre les stations rechargées et

témoins lorsque les périodes sont considérées comme une mesure répétée. Les scénarios testés sont une diminution de 25 % pour 1, 2, 3, 4, et 5 périodes d'échantillonnage ($\alpha = 0,05$)..... 41

Figure 10 : Puissance statistique selon le nombre de stations utilisé pour détecter une différence de l'abondance totale des poissons entre les stations rechargées et témoins. Les scénarios testés sont des diminutions de 25, 50 et 75 % pour une seule période. 43

Figure 11 : Abondance moyenne (\pm écart-type) par espèce pour les cinq périodes échantillonnées en fonction du rechargement des plages. Les valeurs utilisées sont les moyennes pour la période 1989 à 1995. Les valeurs de p indiquent les résultats des PERMANOVA..... 47

LISTE DES TABLEAUX

Tableau 1 : Classes de longueur (mm) utilisées pour attribuer un stade de développement à chaque spécimen lors des études de 1989 à 1995. Tiré de Valentine (1989).	11
Tableau 2 : Effets des rechargements des plages après 1, 2, 3, 4 et 5 ans sur les densités ($n \cdot 100 \text{ m}^{-2}$) de poissons. Tiré et adapté de Valentine (1991).	12
Tableau 3 : Résumé des objectifs et des conclusions des études antérieures portant sur les poissons fourrages de la zone littorale du lac Saint-Jean. Les conclusions présentées dans le tableau sont tirées des rapports et sont celles exprimées par les différents auteurs.	25
Tableau 4 : Erreur de type I et II.	27
Tableau 5 : Exemples de simulation. Les données utilisées sont fictives.	37
Tableau 6 : Nombre de stations requis pour détecter une différence de l'abondance totale des poissons entre les sites rechargés et témoins avec une puissance de 80 %. Les scénarios testés sont des diminutions de 25, 50 et 75 % pour une seule période ($\alpha = 0,05; 0,10 \text{ et } 0,20$).	42

LISTE DES ANNEXES

- Annexe 1 : Coefficients de variation mesurés par station pour les années 1989 à 1995. Les barres horizontales représentent les 10e, 25e, 50e, 75e et 90e centiles. Les points représentent les valeurs extrêmes..... 58
- Annexe 2 : Abondance moyenne (\pm écart-type) par espèce pour les cinq périodes échantillonnées en fonction du rechargement des plages. Les valeurs utilisées sont pour l'année 1989. Les valeurs de p indiquent les résultats des PERMANOVA. 59
- Annexe 3 : Abondance moyenne (\pm écart-type) par espèce pour les cinq périodes échantillonnées en fonction du rechargement des plages. Les valeurs utilisées sont pour l'année 1990. Les valeurs de p indiquent les résultats des PERMANOVA. 60
- Annexe 4 : Abondance moyenne (\pm écart-type) par espèce pour les cinq périodes échantillonnées en fonction du rechargement des plages. Les valeurs utilisées sont pour l'année 1991. Les valeurs de p indiquent les résultats des PERMANOVA. 61
- Annexe 5 : Abondance moyenne (\pm écart-type) par espèce pour les cinq périodes échantillonnées en fonction du rechargement des plages. Les valeurs utilisées sont pour l'année 1995. Les valeurs de p indiquent les résultats des PERMANOVA. 62

INTRODUCTION

Le lac Saint-Jean est une véritable mer intérieure, avec une superficie de plus de 1000 km² et un rivage qui s'étend sur plus de 200 km. La pêche sportive au lac Saint-Jean est une activité culturelle et sociale majeure, qui constitue un moteur économique important et qui contribue au tourisme régional. Par exemple, les retombées économiques de la pêche sportive dans l'aire faunique communautaire du lac Saint-Jean peuvent être estimées entre 7,2 et 15,5 M\$ pour l'année 2015¹ (Verschelden 2009). Les principales espèces exploitées sont le doré jaune (*Sander vitreus*), la ouananiche (*Salmo salar*) et la lotte (*Lota lota*). Ces espèces, ainsi que l'éperlan arc-en-ciel (*Osmerus mordax*), la principale proie de la ouananiche, ont fait l'objet de plusieurs études et préoccupations au cours des dernières années (voir synthèses de Fortin *et al.* 2009; Gendron 2009 et Lévesque 2012). Les connaissances acquises sur la ouananiche et l'éperlan arc-en-ciel permettent maintenant une meilleure gestion de ces espèces, tandis que peu d'études ont porté sur les autres poissons fourrages (p. ex. le méné émeraude (*Notropis atherinoides*), la perchaude (*Perca flavescens*), le méné à tache noire (*Notropis hudsonius*), etc.) qui peuvent être abondants. Conséquemment, le *Comité scientifique pour la gestion des ressources halieutiques et de la pêche dans l'aire faunique communautaire du lac Saint-Jean* a recommandé une étude sur les espèces de poissons fourrages autres que l'éperlan. Ces poissons peuvent constituer une source de nourriture importante pour les principales espèces d'intérêt sportif et ils peuvent ainsi avoir un impact sur la qualité de pêche. La perception des villégiateurs riverains est que l'abondance des poissons fourrages près des plages aurait grandement diminué depuis une trentaine d'années. En outre, Rio Tinto est en processus de renouvellement du décret lui permettant de poursuivre son *Programme de stabilisation des berges du lac Saint-Jean* (PSBLSJ) pour dix autres années à compter de 2017. Puisque les travaux effectués sont susceptibles d'entraîner des modifications dans les habitats des poissons fourrages en zone littorale, le moment était approprié pour se pencher sur cette importante composante de l'écosystème.

¹ Ces valeurs ont été calculées en 2009 et mises à jour selon le taux d'inflation pour 2015.

Le projet comprend trois volets, structurés en trois rapports distincts. **(1)** Puisque peu de connaissances sont disponibles sur les habitats occupés par ces poissons et que les habitats riverains sont susceptibles d'être influencés par les travaux de stabilisation des berges, le premier volet consiste à produire une revue de la littérature scientifique sur l'écologie reproductive des principaux poissons fourrages du lac Saint-Jean afin de déterminer leurs habitats préférentiels. **(2)** Le second volet est de réaliser une analyse critique de la méthodologie et des conclusions des études réalisées sur le littoral du lac Saint-Jean entre 1989 et 1995, visant entre autres, à évaluer les impacts des travaux de rechargement des plages sur les poissons fourrages (Valentine 1989; 1990; 1991; Bouchard et Plourde 1995). **(3)** Le dernier volet est de proposer une nouvelle méthodologie et un nouveau plan d'échantillonnage, afin d'assurer un suivi périodique adéquat des poissons fourrages en zone littorale et de suivre les tendances temporelles des populations. Lors de la dernière étude des poissons fourrages en zone littorale, Lefebvre (2005) avait conclu à la nécessité de réviser en profondeur la méthodologie utilisée dans les précédents inventaires en raison de la grande variabilité observée dans les données.

Le présent document correspond au deuxième volet du projet. Les deux autres volets ont fait l'objet de deux rapports distincts (Plourde-Lavoie et Sirois 2016a; 2016b). Les objectifs du présent document sont d'examiner la portée des conclusions des études de 1989 à 1995 concernant les impacts des travaux de rechargement des plages sur les poissons fourrages de la zone littorale du lac Saint-Jean. Les données récoltées avec une seine de rivage sont très variables, limitant ainsi la capacité statistique de tirer des conclusions précises sur les conséquences du rechargement des plages. Conséquemment, les résultats de ces études en ce qui a trait à l'abondance des poissons fourrages se sont avérés peu concluants; la plupart ayant conclu que les impacts susceptibles d'être engendrés par les travaux de stabilisation sont inférieurs à la variabilité naturelle. Il est supposé que le plan d'échantillonnage employé était sous-optimal et que la puissance statistique des données était insuffisante pour détecter les effets des travaux sur les poissons fourrages en zone littorale.

Afin de bien répondre aux objectifs, le présent document est structuré en trois chapitres. Dans un premier temps, la méthodologie et les résultats des études réalisées entre 1989 et 1995 au lac Saint-Jean sont résumés et une analyse critique de la méthodologie est présentée. Deuxièmement, la puissance statistique des études antérieures est mesurée. Finalement, une ré-analyse des données provenant des études antérieures est présentée.

CHAPITRE 1 : ANALYSE DE LA MÉTHODOLOGIE DES ÉCHANTILLONNAGES RÉALISÉS ENTRE 1987 ET 2004

En 1986, dès le début du PSBLSJ, le promoteur a mis en place un suivi environnemental et faunique (Alcan 1996). Les objectifs de ce suivi étaient de :

- « s'assurer que les travaux de stabilisation n'ont pas d'effets secondaires négatifs importants sur les éléments de l'environnement biophysique;
- s'assurer que la qualité des ressources et des habitats essentiels de l'écosystème lac Saint-Jean soit maintenue et, si possible améliorée;
- réajuster si nécessaire, le programme d'intervention, en tenant compte des priorités d'ordre biologique. »

L'évolution des communautés de poissons fourrages des plages du lac Saint-Jean a été l'un des deux indicateurs retenus dans le cadre de ce suivi (Alcan 1996). Ainsi, plusieurs inventaires ont été réalisés près des rives du lac Saint-Jean entre 1987 et 1995 (Aquagénie 1987; Lefebvre 1988; 1989; Valentine 1989; 1990; 1991; Bouchard et Plourde 1995). Les premières études visaient principalement à décrire l'utilisation de la zone de marnage par les poissons et à développer une méthodologie standardisée pour l'échantillonnage de ces habitats (Aquagénie 1987; Lefebvre 1988; 1989). Les études de 1989 à 1995 ont utilisé un protocole standardisé, inspiré des résultats des études précédentes, et avaient pour objectif d'évaluer l'incidence des travaux de rechargement des plages sur les poissons (Valentine 1989; 1990; 1991; Bouchard et Plourde 1995). Ces dernières seront décrites dans les deux prochaines sections : la méthode utilisée sera discutée et des analyses de puissance statistique seront présentées. Enfin, le ministère des Ressources naturelles et de la Faune (MRNF) a exécuté un dernier échantillonnage en 2004 dans le but de comparer l'abondance mesurée avec celles des études antérieures (Lefebvre 2005).

ÉTUDES PRÉLIMINAIRES ET MISE AU POINT DE LA MÉTHODE

Aquagénie (1987)

La première étude a été réalisée par la firme Aquagénie en 1987. L'objectif consistait à déterminer la fréquentation des sites par les différentes espèces de poissons et de préciser l'utilisation qu'elles font de la zone de marnage du lac Saint-Jean. Un total de 52 stations a été échantillonné avec une seine de rivage pendant les mois de mai, juin et juillet. Les auteurs du rapport ont conclu que la majorité des espèces viennent sur les plages pour s'alimenter, alors que d'autres l'utilisent pour se reproduire. Ils ont recommandé de prélever les échantillons en double ou en triple à chacune des stations (deux à trois coups de seine par station), afin d'obtenir des mesures plus représentatives de celles-ci. Ils ont conclu que les travaux de stabilisation risquent de porter atteinte aux populations de poissons qui fréquentent les secteurs concernés par les travaux.

Lefebvre (1988; 1989)

En 1987, le ministère du Loisir, de la Chasse et de la Pêche a échantillonné les poissons fourrages de la zone littorale du lac Saint-Jean dans l'objectif d'obtenir les connaissances de base nécessaires en vue d'évaluer les impacts découlant des travaux de stabilisation des berges. Seize stations riveraines ont été échantillonnées à huit reprises de mai à juin. Parmi ces stations, treize ont fait l'objet de travaux de stabilisation des berges peu avant ou après 1987. Dans le cadre de cette étude, deux types de seine de rivage ont été utilisés. La première a été utilisée pour la capture d'individus juvéniles et adultes (type poire) et la deuxième pour les larves (type rectangulaire).

- Seine de type poire : longueur : 23 m; hauteur variant de 0,9 m à l'extrémité des ailes à 2,5 m au centre; taille des mailles variant entre 1 cm dans les ailes et 0,6 cm dans la poche.
- Seine de type rectangulaire : longueur : 4,6 m; hauteur : 1,2 m; taille des mailles : 0,6 cm.

Ils ont conclu que la seine de type poire s'avère autant efficace pour la capture des jeunes de l'année que la seine rectangulaire (les résultats et les analyses effectuées pour tirer ces conclusions sont cependant absents du rapport). Conséquemment, seule la seine de type

poire a été utilisée dans l'échantillonnage de 1988, mené conjointement par Alcan et le MLCP. Au total, 21 stations ont été échantillonnées entre les mois de juin et d'octobre 1988.

ÉTUDE COMPARATIVE, DIX ANS PLUS TARD

Lefebvre (2005)

En 2004, le MRNF a jugé pertinent de faire un nouvel inventaire des communautés de poissons de la zone littorale du lac Saint-Jean. Le principal objectif consistait à comparer les résultats obtenus à ceux des études antérieures. Le nombre de stations échantillonnées (12) était inférieur aux années précédentes. Une nouvelle seine de rivage de type « poire » ayant une longueur de 23 m et une hauteur variant de 1,2 m de l'extrémité des ailes à 2,7 m au centre a été utilisée. Cette dernière différait également par l'absence de poche. La poche aide à retenir les poissons et évite qu'ils s'échappent lors du coup de seine (Hahn *et al.* 2007). Par conséquent, la seine utilisée en 2004 était probablement moins efficace que celle utilisée lors des précédentes études. Les résultats doivent donc être interprétés avec précaution. Pour ces raisons, les données de 2004 ne sont pas utilisées dans le cadre de cette étude. L'étude conclut que l'échantillonnage de 2004 présente le plus faible rendement de pêche observé, par rapport à 1989, 1990, 1991 et 1995.

ÉVALUATION DE L'INCIDENCE DU RECHARGEMENT DES PLAGES SUR LES POISSONS

Valentine (1989; 1990; 1991) et Bouchard et Plourde (1995)

De 1989 à 1991 et puis en 1995, Alcan a mandaté le Centre Écologique du lac Saint-Jean pour réaliser l'inventaire des poissons fourrages en zone littorale, notamment dans le but d'évaluer les impacts des travaux de stabilisation des berges sur les poissons. La méthodologie utilisée et les résultats obtenus sont présentés dans la prochaine section. En outre, ces travaux seront analysés en détail, car ce sont principalement sur ces quatre années d'échantillonnages que reposent les conclusions sur les impacts du rechargement des plages.

La méthodologie utilisée

Plan expérimental

La méthodologie présentée dans cette section est celle utilisée pour les études de 1989 à 1995. Le plan expérimental est qualifié « d'échantillonnage non aléatoire à choix raisonné » et s'apparente à celui décrit par Scherrer (1984). Ce plan a été établi en considérant les quatre variables suivantes (Valentine 1989) :

- Les secteurs de productivité du lac
- La période de pêche
- La catégorie de substrat
- La présence d'ouvrage de stabilisation

Le lac a été divisé en six secteurs dans lesquels des stations ont été échantillonnées. Les six secteurs (figure 1) ont été établis sur la présomption qu'il existe différentes zones de productivité, définies dans l'étude d'impacts de la firme André Marsan & Associés (1983) à partir de prélèvements de la faune benthique. Dans chacune des zones, le plan devait normalement comporter une station pour chaque catégorie de substrat (argile, sable naturel, sable aménagé, gravier naturel, gravier aménagé) pour un total de 30 stations. Toutefois, puisque des catégories étaient absentes de certains secteurs, seulement 24 stations ont été échantillonnées en 1989. En 1990, quatre stations ont été éliminées parce

qu'elles étaient trop éloignées des travaux de rechargement. Globalement, de 1989 à 1995, 20 stations sont demeurées inchangées (figure 1). Afin de réduire la variabilité naturelle reliée à l'échantillonnage, chaque station a été séparée en trois sous-stations, distantes de 30 m. Des 20 stations, 11 ont fait l'objet de travaux de rechargement, tandis que 9 étaient considérées comme témoins (Alcan 1996). En plus du rechargement de sable, des épis (7 stations), des brise-lames (1 station) et des gabions (3 stations) ont aussi été aménagés près de quelques sites.

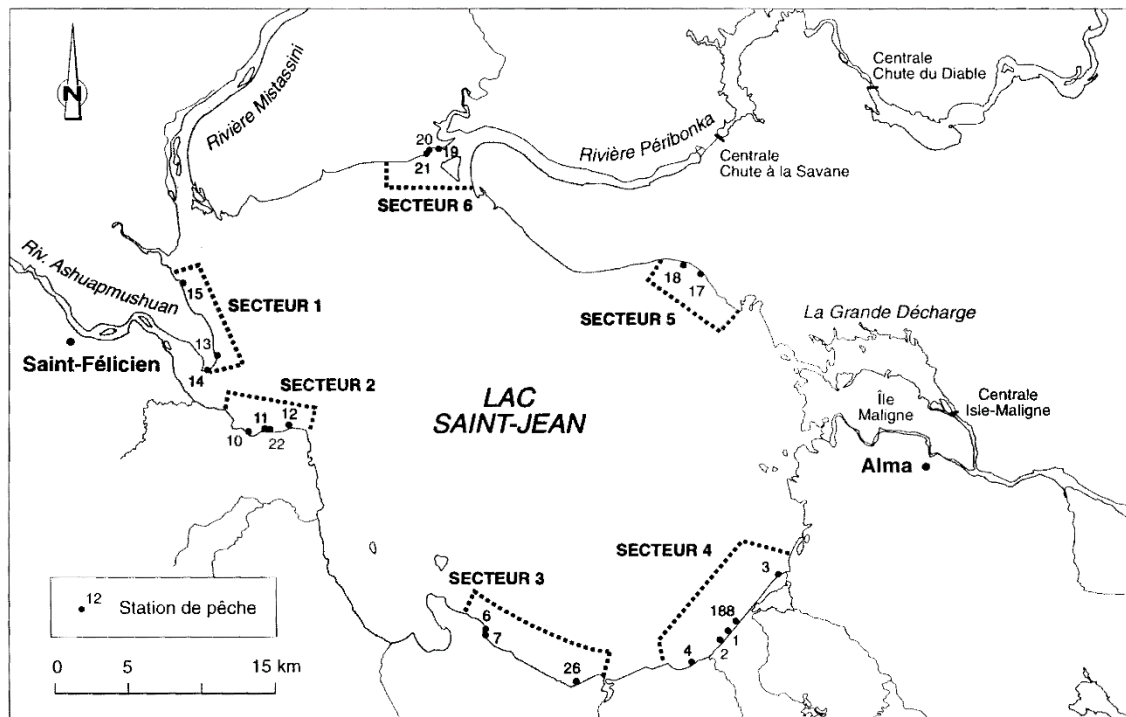


Figure 1 : Localisation des 20 stations d'échantillonnage et des 6 secteurs de productivité échantillonnés entre 1989 et 1995. Tiré de Alcan (1996).

Échantillonnage

La seine de rivage à maille « rideau » utilisée entre 1989 et 1995 mesure 22 m de longueur par 1,2 m de hauteur². Elle est pourvue d'une poche centrale qui mesure 1,2 m de hauteur, de largeur et de profondeur. À chaque sous-station, la seine était étirée dans

²Cette description correspond à celles retrouvées dans les rapports de Valentine (1989; 1990; 1991). Dans le rapport d'Alcan (1996), ils mentionnent que la seine utilisée pour ces mêmes années est la même que celle de type poire utilisée par Lefebvre 1988, 1989, à l'exception de la poche centrale qui a été modifiée. Néanmoins, peu importe le type de seine utilisée, les deux rapports affirment que la même seine a été utilisée lors des études de 1989 à 1995.

l'eau le plus loin possible, perpendiculairement à la rive, et ramenée sur la rive dans le sens contraire des aiguilles d'une montre. Dans les endroits profonds, lorsque la seine ne pouvait pas être étendue au maximum, la personne la plus loin du rivage avançait dans l'eau parallèlement jusqu'à ce que la seine soit bien étirée, puis elle revenait ensuite vers la rive. La distance maximale entre la seine et la rive a été utilisée pour calculer la superficie échantillonnée. La surface échantillonnée par la seine est représentée par une figure qui évolue du quart de cercle au rectangle à mesure que la distance entre le rivage et la seine diminue (figure 2), estimée à partir de la formule 1 (Lefebvre 1989) :

$$\text{Superficie} = -10,03 + 26,99 X - 0,36 X^2 \quad (1)$$

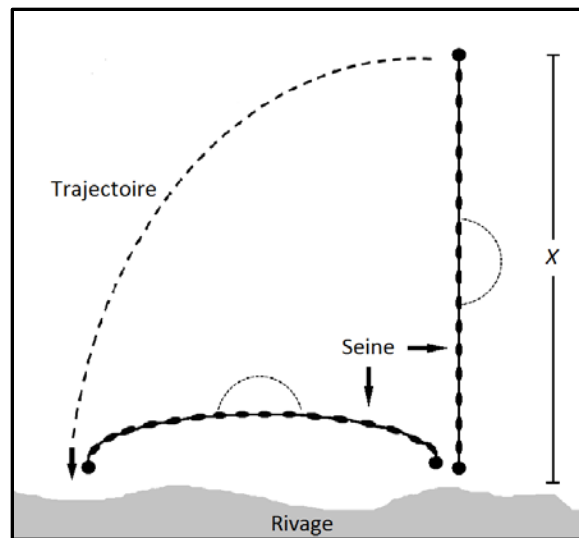


Figure 2 : Technique de seinage utilisée lors des échantillonnages de 1989 à 1995.

Chaque sous-station a été échantillonnée de jour à cinq reprises, de la mi-juin à la mi-août. Les cinq campagnes d'échantillonnage étaient espacées d'une semaine entre elles. Lors de la première campagne, dix spécimens par espèce et par sous-station ont été aléatoirement sélectionnés, leur sexe et leur stade de maturité sexuelle ont été déterminés. Les spécimens ont été identifiés et dénombrés pour chaque sous-station et leur stade de développement (adulte, juvénile, larve; tableau 1) a été déterminé selon la classification de Auer (1982). Les longueurs minimales et maximales ont été notées pour chaque stade

de vie de chaque espèce récoltée. Un sous-échantillonnage a été réalisé pour les prélèvements trop nombreux.

Tableau 1 : Classes de longueur (mm) utilisées pour attribuer un stade de développement à chaque spécimen lors des études de 1989 à 1995. Tiré de Valentine (1989).

ESPÈCES	STADES DE DÉVELOPPEMENT		
	Larves	Juvéniles	Adultes
Barbotte brune (<i>Ameiurus nebulosus</i>)	6-12	15-22	+22
Grand brochet (<i>Esox lucius</i>)	10-50	50-67	+67
Chabot tacheté (<i>Cottus bairdii</i>)	8-9	8-15	+15
Fouille-roche zébré (<i>Percina caprodes</i>)	6-19	19-26	+26
Doré jaune (<i>Sander vitreum</i>)	10-20	18-30	+30
Éperlan arc-en-ciel (<i>Osmerus mordax</i>)	6-33	32-42	+42
Épinoche à cinq épines (<i>Culaea inconstans</i>)	6-16	18	+
Méné à nageoires rouges (<i>Luxilus cornutus</i>)	6-17	18	+
Mulet de lac (<i>Couesius plumbeus</i>)	6-17	18-35	+35
Méné émeraude (<i>Notropis atherinoides</i>)	6-14	15-30	+31
Meunier noir (<i>Catostomus commersoni</i>)	12-30	23-51	+51
Meunier rouge (<i>Catostomus catostomus</i>)	11-23	28	+
Naseux des rapides (<i>Rhinichthys cataractae</i>)	9-20	20-40	+40
Ouitouche (<i>Semotilus corporalis</i>)	10-22	26-33	+33
Omble de fontaine (<i>Salvelinus fontinalis</i>)	18-37	37-50	+50
Perchaude (<i>Perca flavescens</i>)	8-20	20-40	+40
Omisco (<i>Percopsis omiscomaycus</i>)	7-12	35-36	+36
Méné à tache noire (<i>Notropis hudsonius</i>)	7-11	19	+
Catostomidés (<i>Catostomus sp.</i>)	11-30	30-51	+51

Analyses statistiques

La principale variable dépendante utilisée est l'abondance représentée par le nombre de poissons par surface échantillonnée ($n \cdot 100 \text{ m}^{-2}$). L'occurrence des espèces a également été utilisée en 1995, la richesse spécifique en 1991 et l'indice de diversité de Shannon en 1995. L'abondance a été calculée pour tous les poissons, par espèce et par stade de développement. Les principales analyses employées en 1989, 1990 et 1991 pour estimer les effets des travaux de rechargement sont la représentation graphique des données, l'ANOVA et l'analyse non paramétrique (Kruskall-Wallis et Mann-Whitney). En 1995, les données ont été traitées par une approche descriptive (Alcan 1996).

Afin d'évaluer les conséquences des travaux de rechargement, Valentine (1990; 1991) a également utilisé une autre analyse statistique. La première étape de l'analyse était

d'identifier des groupes homogènes (sur le plan de l'abondance) de stations témoins. Ces regroupements étaient constitués de secteurs et de périodes pour lesquels l'abondance de poissons ne différait pas significativement entre les stations témoins pour au moins un stade de vie (adulte, juvénile, larve). Ensuite, pour chaque groupe homogène défini, l'auteur a identifié des stations aménagées qui pouvaient être comparées aux sites témoins. Lorsqu'un groupe comportait plus d'un secteur, les rechargements dans chaque secteur devaient avoir été réalisés la même année, afin d'éliminer l'interaction entre secteurs et travaux. Les densités moyennes de poissons ont ensuite été comparées entre les sites témoins et aménagés des différents groupes identifiés avec des ANOVA. Les groupements ont été effectués pour chacune des années (1989, 1990 et 1991). Pour ces tests, la sous-station a été considérée comme unité d'échantillonnage. Pour illustrer ces analyses, une partie des résultats de 1991 est présentée au tableau 2. Pour les valeurs présentées dans le tableau, les regroupements utilisés comprennent l'ensemble des cinq périodes.

Tableau 2 : Effets des rechargements des plages après 1, 2, 3, 4 et 5 ans sur les densités ($n \cdot 100 \text{ m}^{-2}$) de poissons. Tiré et adapté de Valentine (1991).

Année échantillonnage	Stade	Groupe secteurs	Nombre d'échantillons (coups de seine)		Année travaux	Densités moyennes ($n \cdot 100 \text{ m}^{-2}$)		<i>p</i>
			Aménagés	Témoins		Aménagés	Témoins	
1991	Adultes	2	15	30	86	13,52	6,54	0,3476
1991	Adultes	2 et 5	30	45	88	30,34	14,1	0,3780
1991	Adultes	6	30	15	87	25,39	36	0,5730
1991	Adultes	4	15	30	91	12,09	26,6	0,8507
1991	*L+J	3	15	28	86	11,23	53,61	0,2600
1991	*L+J	4 et 6	30	45	87	50,03	103,72	0,4837

*L = larves; J = juvéniles

À partir de ces données, l'auteur effectue des régressions linéaires avec les valeurs de *p* sur l'axe des ordonnées et l'âge des travaux sur l'axe des abscisses. Ensuite, pour quelques groupes homogènes identifiés, l'auteur compare l'abondance des poissons adultes par espèce entre les stations rechargées et témoins.

Les résultats et conclusions obtenus

Les échantillonnages réalisés entre 1989 et 1995 ont permis la capture de 21 espèces de poissons dans la zone littorale du lac Saint-Jean. Environ la moitié des captures est composée de jeunes de l'année. Les principales espèces retrouvées sur le plan de l'abondance et l'occurrence (espèces capturées dans une proportion importante des stations) sont le méné à tache noire, le méné émeraude, l'éperlan arc-en-ciel, la perchade, l'omisco, le fouille-roche zébré, les castostomidés (meunier noir et meunier rouge), la ouitouche et le naseux des rapides. Le doré jaune et les chabots étaient aussi fréquemment capturés, mais en moins grand nombre que les espèces précédentes. Les autres espèces répertoriées sont les corégoninés (cisco de lac et grand corégone), le mullet de lac, le grand brochet, la barbotte brune, le mullet à cornes, l'épinoche à cinq épines, le méné à nageoires rouges, l'omble de fontaine et la ouananiche.

L'étude de Valentine (1989) conclut notamment que les travaux de rechargement des plages sont sans conséquence sur l'abondance des poissons, autant pour les jeunes de l'année que pour les adultes. Elle précise cependant que le méné à tache noire et le méné émeraude risquaient de subir quelques impacts. Par ailleurs, le rapport de 1990 conclut que l'effet des travaux est variable dans le temps et l'espace, mais que ceux-ci peuvent affecter l'abondance de certaines espèces de poissons (Valentine 1990). Le rapport montre qu'en fonction des groupes homogènes comparés, l'abondance des poissons se trouvait plus faible pour les stations rechargées dans 65 % des cas, bien qu'une seule de ces différences fût statistiquement significative. De plus, le rapport indique que les impacts des travaux de rechargement tendent à s'atténuer avec le temps. Le rapport de 1991 (Valentine 1991), suite à trois années d'étude, conclut que les écarts observés à l'intérieur d'un groupe (les sites témoins ou les sites rechargés) sont aussi importants que ceux observés entre les sites rechargés et témoins. Il en conclut que le rechargement des plages ne constitue pas un facteur important pour expliquer les diminutions et les augmentations observées. Il montre également qu'il n'existe pas de différences significatives constantes et cohérentes de l'abondance des poissons entre les secteurs de productivité. En 1995, Alcan (1996) mentionne que l'importante variabilité des données limite l'utilisation des analyses statistiques traditionnelles, et que les résultats ne

permettent pas d'établir des effets sur les communautés ichthyennes qui sont attribuables aux travaux de rechargement. Ils remettent aussi en doute l'efficacité de certaines stations témoins qui ne seraient pas représentatives des stations rechargées à proximité.

En somme, la principale conclusion qui se dégage de toutes ces études est qu'aucun effet sur l'abondance des poissons fourrages en zone littorale attribuable aux rechargements de plage n'a pu être identifié. Les études précisent généralement que les populations de poissons fourrages présentent d'importantes variations spatiales et temporelles naturelles et que les effets des travaux de rechargement sont inférieurs à cette variabilité. Les études mentionnent que cette variabilité « naturelle » serait attribuable au comportement grégaire et aléatoire des poissons.

Analyse critique de la méthodologie (1989 à 1995)

La variabilité observée lors des études précédentes peut s'avérer partiellement attribuable au comportement aléatoire et grégaire des poissons, mais elle peut également découler d'une méthodologie sous-optimale. Dans le but d'examiner la rigueur scientifique et statistique, des études de 1989 à 1995 et la portée de leurs conclusions portant sur les impacts du rechargement des plages, une analyse critique de la méthodologie a été réalisée. Plus spécifiquement, l'analyse critique a porté sur le plan d'échantillonnage, les secteurs de productivité, l'absence de données avant les rechargements, le choix des stations rechargées et témoins, l'utilisation de périodes et de sous-stations, l'efficacité de la seine de rivage, la représentativité des stades de développement et les analyses statistiques.

Le plan d'échantillonnage

L'échantillonnage réalisé était de type non aléatoire à choix raisonné (Scherrer 1984). Globalement, le principe est de sélectionner non aléatoirement des unités d'échantillonnage représentatives des situations d'intérêt, telles que la présence ou l'absence de travaux de rechargement. La sélection non aléatoire d'unités représentatives (c.-à-d. les stations) peut sous-estimer la variabilité et, de ce fait, augmenter le risque d'erreur de type I qui consiste à détecter une différence lorsqu'il n'y en a pas (Scherrer 1984). Par contre, le type d'échantillonnage employé n'a pas semblé être problématique

dans le cas présent, puisque presque aucune différence significative n'a été détectée par les différents tests statistiques.

Les secteurs de productivité

Le plan d'échantillonnage repose sur la présomption qu'il existe différents secteurs de productivité dans le lac Saint-Jean et que les stations d'un même secteur font partie d'un seul et même groupe homogène. Rappelons que ces secteurs de productivité seraient attribuables à l'influence des principaux tributaires du lac et qu'ils ont été définis à partir de l'étude des organismes benthiques de André Marsan & Associés (1983). Ces secteurs ont été utilisés pour sélectionner les sites témoins, en supposant que les stations d'un même secteur disposent d'une productivité similaire. Théoriquement, pour que le plan d'échantillonnage soit efficace, les stations rechargées et témoins d'un même secteur devraient être identiques en tous points, à l'exception de la présence ou l'absence de travaux de stabilisation afin d'éviter tous autres facteurs confondants (Underwood 1992; 1994; Glasby 1997; Gotelli et Ellison 2013; Quinn et Keough 2002).

En réalité, les secteurs de productivité ne constituent pas des zones homogènes d'abondance, dû notamment à la présence de plusieurs facteurs confondants. Même si la productivité benthique est différente d'un secteur à l'autre, aucune étude n'a montré que ces secteurs formaient réellement des zones homogènes d'abondance pour les poissons. Considérant leur vaste superficie, on peut supposer que les secteurs renferment des habitats très diversifiés (p. ex. présence de petits tributaires, d'habitats humides riverains ou de perturbations anthropiques à proximité) qui peuvent influencer la distribution des poissons fourrages à petite échelle. Valentine (1991) ainsi que le rapport d'Alcan (1996) ont d'ailleurs critiqué l'utilisation des secteurs de productivité. En 1991, Valentine affirme que la quantité de poissons est la même d'un secteur à l'autre, et que la différence entre les stations d'un même secteur est aussi importante que celle entre les stations de différents secteurs. En 1996, le rapport d'Alcan indique que la superficie des secteurs est trop vaste par rapport au nombre de stations échantillonnées et ils confirment qu'un même secteur peut contenir plusieurs habitats diversifiés. Ils ont examiné chacun des secteurs et ont mentionné les facteurs susceptibles d'influencer les captures entre les sites témoins et modifiés. En somme, puisque les secteurs de productivité ne constituent pas des zones

homogènes d'abondance, il s'avère inapproprié de comparer les stations rechargées et témoins à l'intérieur d'un même secteur, en supposant que ces dernières ne diffèrent que par la présence de travaux de stabilisation.

L'absence de données avant les rechargements

Une des faiblesses majeures des études antérieures est que l'échantillonnage s'est déroulé seulement après que des rechargements aient été effectués. Bien qu'il existe des méthodes pour quantifier les effets des activités anthropiques en recourant uniquement à des données après perturbation, ces méthodes sont généralement moins puissantes et plus difficiles à interpréter que celles qui utilisent des données avant et après (Glasby 1997). Les méthodes qui utilisent seulement des données après perturbation ont généralement recours à des zones homogènes d'abondance, ce qui n'est pas le cas des études de 1989 à 1995. Le plan d'échantillonnage utilisé est, par conséquent, inapproprié. En l'absence de données avant perturbation, l'importante variabilité de l'abondance des poissons à l'intérieur d'un même secteur limite la possibilité de détecter une différence due à la perturbation (Underwood 1992).

Tel qu'établi, le plan d'échantillonnage comparait les stations rechargées et témoins entre elles, mais il n'évaluait pas les effets des travaux. Pour ce faire, il faudrait supposer que les stations témoins et modifiées étaient identiques avant les travaux. Il est probable que ces deux groupes de stations renfermaient des habitats différents pour les poissons, puisque l'on peut supposer que les sites rechargés sont plus exposés aux vents et aux courants littoraux que les sites témoins (André Marsan & Associés 1983), ce qui peut, entre autres, influencer la présence de reproducteurs ou la dérive larvaire. Ainsi, même si les études avaient pu montrer que les travaux avaient une incidence sur les poissons, il aurait été impossible de déterminer si cet effet était dû au rechargement des plages ou aux différences entre les deux habitats étudiés. Afin de bien évaluer les conséquences des rechargements, un patron expérimental de type BACI (Before-After, Control-Impact) aurait été idéal (Underwood 1992; 1994; Gotelli et Ellison 2013; Quinn et Keough 2002). Le principe consiste à utiliser des sites modifiés et témoins, et à réaliser la collecte des données avant et après la perturbation. De ce fait, il s'avère possible de séparer les effets du temps, de la perturbation et du site.

Idéalement, plusieurs données d'abondance devraient être récoltées avant et après le rechargement, puisque la variabilité biologique naturelle est importante et imprévisible dans le temps et l'espace. Il est donc primordial d'employer une échelle temporelle convenable. Si l'abondance varie dans le temps, le fait de ne recueillir qu'une seule donnée avant ou après la perturbation diminue les chances d'obtenir une réponse représentative de la réalité (Underwood 1992). La figure 3 montre différentes façons de prélever des données avant et après une perturbation et la figure 3*b* illustre un exemple dans lequel les fluctuations interannuelles ont empêché de détecter l'impact d'une perturbation. Le nombre d'années de données avant et après la perturbation dépend de la variabilité interannuelle de la population (Jones et Petreman 2012). Dans un contexte où il s'avère impossible d'échantillonner plusieurs années avant et après la perturbation, la variabilité interannuelle peut être compensée en augmentant le nombre de stations. Une autre option serait de réaliser une étude qui échantillonne seulement une année avant et après le rechargement, mais qui utilise des stations qui ont été rechargées à différentes années.

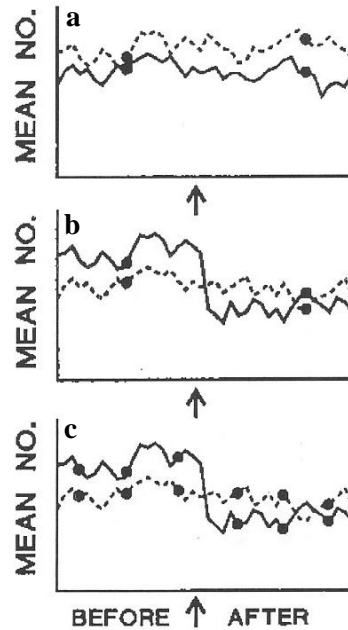


Figure 3 : Exemples d'échantillonnages avant et après une perturbation. La ligne pointillée représente les sites témoins et la ligne pleine les sites perturbés. Les cercles indiquent les moments d'échantillonnage. La flèche indique le début de l'impact. **(a, b)** Un seul échantillonnage avant et après une perturbation. Une différence a été observée en **(a)** alors qu'il n'y en a pas tandis qu'en **(b)** aucune différence n'a été observée alors qu'il y en a une. **(c)** Plusieurs échantillonnages ont eu lieu avant et après la perturbation. Tiré de Underwood (1992).

Le choix des stations rechargées et témoins

En plus de l'inadéquation des secteurs de productivité, le choix et la représentativité des stations sélectionnées peuvent être remis en doute. D'abord, les travaux réalisés diffèrent entre les stations aménagées, ce qui ajoute des effets confondants à l'étude et augmente ainsi la variabilité des données. En effet, des structures ont été installées (p. ex. gabions, épis, etc.) près de plusieurs stations en plus du rechargement des plages, alors que d'autres stations ont seulement été rechargées. Il était par contre supposé que la principale perturbation était le rechargement des plages. De plus, le nombre d'années entre les travaux réalisés et l'échantillonnage varie d'une station à l'autre. Puisque la perturbation est de type ponctuel, c'est-à-dire qu'elle a lieu une seule fois durant la période d'étude (Gotelli et Ellison 2013), l'impact des travaux a pu diminuer au fil du temps, ce qui aurait comme conséquence d'augmenter la variabilité des réponses face à la

perturbation. Par conséquent, le choix des stations a pu contribuer à la grande variabilité des résultats des études antérieures.

En outre, un des principaux problèmes concernant l'utilisation des stations témoins est que les plages sélectionnées ont possiblement déjà été rechargées dans le passé, de sorte que ces stations ne représentent pas exactement un habitat non perturbé. Selon le protocole établi, un site pouvait être considéré comme témoin si le dernier rechargement était antérieur à 1986. Cette prémisse suppose que les impacts potentiels des travaux sont de courte durée, ce qui n'est pas forcément le cas. En comparant l'abondance des poissons fourrages entre les stations rechargées récemment et celles rechargées il y a quelques années, on ne mesure que l'atténuation à court terme (≈ 3 ans) des impacts des travaux de rechargement, plutôt que leurs réels impacts sur les populations de poissons.

De plus, les impacts des travaux de rechargement ne se limitent pas seulement aux stations rechargées. Comme le mentionnent André Marsan & Associés (1983) : « Les phénomènes d'érosion produisent des effets qui ne se limitent pas aux zones littorales adjacentes aux berges qui s'érodent ». En considérant que les travaux de rechargement peuvent avoir des impacts qui s'étendent au-delà des stations rechargées, la comparaison entre stations rechargées et témoins devient peu efficace. L'étude d'impact de André Marsan & Associés (1983) avait en plus soulevé une autre problématique concernant la comparaison des communautés de poissons fourrages entre les stations rechargées et témoins : « La mobilité des poissons leur permet de se déplacer entre les zones de berges aménagées et non aménagées et leur présence ne permet donc pas de mesurer l'impact des structures ». Par conséquent, on peut présumer que les impacts des travaux de rechargement ne peuvent être mesurés adéquatement en comparant simplement des stations rechargées à des « témoins ».

L'utilisation de périodes et de sous-stations

Le plan d'échantillonnage mis sur pied disposait de stations aménagées et témoins (unité d'échantillonnage), divisées en trois sous-stations et échantillonnées à cinq reprises durant l'été. Ces deux variables (sous-station et période) permettent de considérer la variabilité spatiale et temporelle naturelle (Underwood 1994). Par exemple, il est possible

que le rechargement des plages ait un impact différent sur les populations de poissons en fonction du moment de la saison puisque différentes espèces à différents stades de vie fréquentent la zone littorale selon la période de l'année. L'utilisation de sous-stations, fréquente dans ce type d'échantillonnage, permet de réduire la variation d'une mesure prise à une station.

Cependant, les périodes et les sous-stations (unité d'observation) ne sont pas des variables totalement indépendantes. Elles ne peuvent donc pas être utilisées comme réplikat sans effectuer de pseudoréplication spatiale ou temporelle, comme ce fut le cas dans certaines analyses des études antérieures (Hurlbert 1984; Quinn et Keough 2002; Gotelli et Ellison 2013). La pseudoréplication consiste en l'utilisation de réplikats qui ne sont pas statistiquement indépendants (Hurlbert 1984). Pour évaluer l'incidence des travaux, la variable « période » aurait dû être incorporée dans une ANOVA à mesures répétées (voir chapitre 3), plutôt que d'être traitée comme un facteur fixe dans une ANOVA factorielle (Quinn et Keough 2002; Gotelli et Ellison 2013). En traitant les périodes comme un facteur fixe, on biaise les résultats de l'analyse en augmentant le nombre de degrés de liberté, ce qui augmente la probabilité de détecter une différence statistique lorsqu'il n'y en a pas (erreur de type I).

Une autre possibilité (que de traiter les périodes comme une mesure répétée) qui aurait assuré l'indépendance des données aurait consisté à utiliser la moyenne de l'abondance pour les cinq périodes par station. En revanche, cette dernière option est en quelque sorte de la « pseudoréplication par sacrifice », puisqu'elle réduit considérablement le nombre de degrés de liberté et la puissance statistique (Hurlbert 1984; Everitt 1995; Gotelli et Ellison 2013). Il aurait été aussi acceptable de considérer la variable période en exécutant un test de t pour comparer les abondances des stations rechargées et témoins, et ce pour chaque période. Bien que statistiquement acceptables, les nombreux tests de t ne fournissent pas une réponse globale à l'effet des travaux de rechargement et augmentent considérablement la quantité de résultats (Everitt 1995).

Efficacité de la seine de rivage

La seine de rivage est un engin de capture efficace pour les poissons associés au littoral (Hayes *et al.* 1996), mais elle n'est pas efficace à 100 %, comme tout autre engin de capture (Hahn *et al.* 2007). Plusieurs variables influencent la sélectivité et l'efficacité de capture d'une seine de rivage, comme le substrat, la présence de végétation et l'espèce ciblée. En effet, l'obstruction physique par les rochers, la végétation et les débris peuvent soulever le bas de la seine et augmenter le nombre de poissons qui s'évadent (Hahn *et al.* 2007). C'est pourquoi les seines de rivage s'avèrent plus efficaces sur des substrats fins comme le sable et le gravier (typique des berges du lac Saint-Jean), que sur des substrats plus grossiers comme les galets et les rochers (Meadows *et al.* 2005). L'efficacité de capture de la seine varie également en fonction de l'espèce ciblée. Les espèces associées à la colonne d'eau sont plus facilement capturables, contrairement aux espèces benthiques comme le fouille-roche zébré ou l'omisco (Lyons 1986; Parsley *et al.* 1989; Pierce *et al.* 1990). La seine de rivage procure cependant de bonnes estimations de l'abondance qui sont comparables, lorsqu'elle est utilisée pour des espèces similaires dans des habitats semblables, comme c'est le cas au lac Saint-Jean (Hahn *et al.* 2007).

Toutefois, la capture de petits poissons tels que les larves et les juvéniles peut être biaisée par la taille des mailles qui influence la sélectivité de l'engin (Hahn *et al.* 2007; Paradis *et al.* 2008). Bien que la seine employée ait permis la capture de larves et de juvéniles, il est possible que son efficacité de capture soit faible. À notre connaissance, aucune expérimentation n'a mesuré la sélectivité des tailles de mailles en fonction de la grosseur ou du stade de vie des poissons étudiés (Broadhurst *et al.* 2007). Peu d'études semblent employer des seines de rivage pour la capture de larves, et ce même avec un maillage plus petit (Hahn *et al.* 2007). Notamment, Paradis *et al.* (2008) ont montré qu'une seine avec des mailles de 3,2 mm constitue un engin efficace pour la capture de perchaudes juvéniles (environ 25-55 mm), tandis qu'ils recouraient à d'autres méthodes pour la capture des larves. Jurajda *et al.* (2004) ont utilisé des mailles de 10 mm pour capturer des adultes d'espèces diverses, alors qu'ils ont utilisé des mailles de 2 mm pour la capture de jeunes de l'année. Bien que la seine employée au lac Saint-Jean fût possiblement inadéquate pour la capture de larves et de juvéniles, les données entre les stations peuvent

tout de même être comparées, puisque l'engin utilisé est le même partout. Toutefois, les comparaisons d'abondance entre différents stades de vie sont à éviter. En outre, il est possible que la plus forte variabilité mesurée au niveau des larves et des juvéniles (Valentine 1991) soit attribuable à la sélectivité de l'engin.

Représentativité des stades de développement

Les stades de développement utilisés (tableau 1) sont tirés de Auer (1982) qui les a établis en fonction de critères morphologiques et physiologiques. Cette classification fait en sorte qu'il est possible que des spécimens soient classés comme des adultes, même si ce sont des jeunes de l'année. Cette éventualité est à considérer lors de l'interprétation des résultats. Elle peut d'ailleurs biaiser l'analyse lorsqu'un seul stade de vie est utilisé. Par exemple, dans le cadre d'une autre étude au Petit marais de Saint-Gédéon, Ouellet (1986) a capturé des ménés émeraudes adultes d'environ 1 an (1+) à partir d'une taille de 24 mm. Les classements utilisés selon Auer (1982) auraient classé ces spécimens comme étant des juvéniles, alors qu'ils étaient des adultes. En mesurant une fraction des spécimens récoltés à chaque échantillonnage et en observant la distribution des longueurs, il aurait été possible de séparer les différentes cohortes et d'effectuer une meilleure classification des spécimens (Devries and Frie 1996).

Les analyses statistiques

Les analyses statistiques utilisées pour évaluer les effets des travaux de stabilisation présentent certaines lacunes qui peuvent biaiser les résultats. D'abord, à partir des tableaux présentés dans les rapports, il s'avère souvent impossible de juger si les ANOVA ont été correctement effectuées. À titre d'exemple, il est impossible de savoir si le facteur « substrat » a été imbriqué dans le facteur « secteur » lors des analyses. En outre, les degrés de liberté utilisés sont inconnus. On ne sait donc pas si, par exemple, lors de l'analyse des impacts des travaux de rechargement, les périodes ou les sous-stations ont été considérées comme une unité d'observation ou d'échantillonnage. Cette nuance influence le nombre de degrés de liberté et les chances de commettre une erreur de type I.

Notamment, les principales analyses réalisées dans les rapports de 1990 et 1991 sont très critiquables (voir description des méthodes au début du chapitre, page 11-12). D'abord,

elles utilisent les sous-stations et les périodes comme unités d'échantillonnage, alors qu'elles constituent des unités d'observation. Les sous-stations et les périodes ne sont pas indépendantes (pseudoréplication), ce qui diminue la variance intragroupe et augmente la probabilité d'obtenir des résultats significatifs. En outre, en utilisant les sous-stations et les périodes comme unités d'échantillonnage, le nombre de degrés de liberté augmente, entraînant une baisse de la valeur de p et du risque de faire une erreur de type I (Quinn et Keough 2002; Gotelli et Ellison 2013). Par exemple, dans la deuxième ligne du tableau 2, les effectifs (n) sont de 30 pour les sites aménagés et 45 pour les sites témoins (soit 6 et 9 sous-stations échantillonnées à 5 reprises) alors qu'en réalité les effectifs réels sont respectivement 2 et 3 pour les sites aménagés et témoins, car seulement 2 et 3 stations sont utilisées. Néanmoins, peu de différences significatives ont été observées entre les groupes.

Dans les rapports de 1990 et 1991 (Valentine 1990; 1991), l'auteur ne tient pas uniquement compte des résultats significatifs à $p < 0,05$ lors de l'interprétation. Il considère que tout résultat pourvu d'une valeur de p entre 0,05 et 0,5 indique que la tendance est à l'inégalité entre les groupes testés. Selon l'auteur, la valeur de p représente la probabilité que la différence entre les stations rechargées et témoins soit due au hasard. Par exemple, il estime qu'une valeur de p de 0,06 indique qu'il y a 94 % des chances qu'il existe bel et bien une inégalité. Cette explication s'avère erronée et influence à tort l'interprétation des résultats par l'auteur. La valeur de p mesure la probabilité qu'un écart équivalent ou plus grand soit observé *si l'hypothèse nulle est vraie* (donc s'il y a une différence entre les stations rechargées et témoins), pour un nombre d'observations donné (Blume et Peipert 2003; Pursell et While 2011; Gotelli et Ellison 2013). En plus, l'utilisation des valeurs de p pour juger de la taille d'un effet est inadéquate (Blume et Peipert 2003; Borenstein *et al.* 2009; Pursell et While 2011). La valeur de p renseigne sur la probabilité qu'un effet soit différent de zéro et ne mesure pas la taille de celui-ci. En effet, un effet important mesuré dans une petite étude (échantillon de petite taille) peut être représenté par une valeur de p élevée, mais le même effet mesuré dans une plus grande étude (échantillon de grande taille) peut engendrer une faible valeur de p . Inversement, un effet négligeable mesuré dans une grande étude peut être représenté par

une faible valeur de p tandis que le même effet dans une petite étude peut être représenté par une valeur de p élevée (Osenberg *et al.* 1999; Blume et Peipert 2003; Borenstein *et al.* 2009).

Les études antérieures ont souvent réalisé des comparaisons en n'utilisant qu'une partie des stations ou des secteurs (voir principalement Valentine 1990 et 1991) et certaines comparaisons sont faites à très petite échelle. Par exemple, Valentine (1990) compare le nombre de différences significatives entre les espèces pour un sous-ensemble de secteurs, un an et deux ans après les rechargements. Puisque les données sont très variables et qu'il est peu probable de détecter un effet significatif, les comparaisons à petite échelle doivent être interprétées avec la plus grande prudence.

Les études antérieures ont préconisé une approche par espèce ou encore pour l'ensemble des poissons, sans utiliser d'analyses multivariées. À titre d'exemple, Valentine (1989) mentionne qu'il est possible que l'abondance totale soit la même entre les types de substrat, mais que la composition en espèces diffère (ce qui n'a pas été vérifié). Valentine (1991) précise que les espèces réagissent probablement différemment au rechargement des plages, et que seules les fluctuations des groupes composant une partie importante des captures sont perceptibles dans l'analyse. Ces lacunes auraient pu être compensées par des analyses multivariées qui permettent de comparer la variation de la composition en espèces (Quinn et Keough 2002; Dembkowski *et al.* 2012).

EN RÉSUMÉ

Tableau 3 : Résumé des objectifs et des conclusions des études antérieures portant sur les poissons fourrages de la zone littorale du lac Saint-Jean. Les conclusions présentées dans le tableau sont tirées des rapports et sont celles exprimées par les différents auteurs.

ÉTUDES	ANNÉES	PRINCIPAUX OBJECTIFS	PRINCIPALES CONCLUSIONS
Aquagénie (1987)	1987	Déterminer la fréquentation des sites par les différentes espèces de poissons et, pour certaines d'entre elles, de préciser l'utilisation qu'elles font de la zone de marnage.	La zone de marnage est un site de fraie, d'alevinage et/ou d'alimentation pour plusieurs espèces ichtyennes. Les travaux de rechargement risquent de porter atteinte aux populations de poissons fréquentant les secteurs concernés.
Lefebvre (1988; 1989)	1987 et 1988	Obtenir les connaissances de base nécessaires sur la faune aquatique côtoyant la zone de marnage du lac Saint-Jean en vue d'évaluer les impacts découlant des travaux de stabilisation.	Le méné à tache noire, le méné émeraude, l'omisco et le fouille-roche zébré constituent les principales espèces utilisant la zone de marnage comme site de fraie. L'éperlan arc-en-ciel, les catostomidés et la perchaude l'utilisent comme aire d'alevinage.
Valentine (1989; 1990; 1991)	1989, 1990 et 1991	Décrire la répartition et la densité des poissons fréquentant la zone de marnage. Un accent particulier est donné à l'analyse des effets des rechargements de sable et de gravillon.	En 1989 : seul le méné à tache noire pourrait subir quelques impacts. En 1990, les travaux de rechargement pourraient avoir certains impacts, mais ils tendent à s'atténuer avec le temps. En 1991, les analyses n'ont pas permis d'émettre d'effets notables par rapport aux rechargements.
Bouchard et Plourde (1995); Alcan (1996)*	1995	Analyser la récolte de 1995 (rendement, occurrence, répartition spatiale et temporelle), comparer les résultats aux études antérieures et évaluer les effets du rechargement sur les communautés ichtyennes.	La variabilité des données de pêche limite la portée des analyses. Les résultats indiquent que les impacts susceptibles d'être engendrés par les travaux de rechargement seraient inférieurs à la variabilité naturelle observée dans le milieu.
Lefebvre (2005)	2004	Vérifier si la communauté de poissons fréquentant la zone littorale du lac avait subi des modifications significatives depuis 1995.	L'échantillonnage de 2004 présente la plus faible abondance de poisson observée. Une révision en profondeur s'impose en vue de limiter la variabilité de l'inventaire si l'on veut en faire un outil d'échantillonnage efficace pour les poissons en zone littorale.

* L'échantillonnage a été réalisé par l'équipe de Bouchard et Plourde (1995). Les objectifs et les conclusions présentés sont ceux du rapport d'Alcan (1996).

Afin d'évaluer la portée des études de 1989 à 1995, qui ont traité des impacts des rechargements des plages, une analyse critique de la méthodologie a été réalisée. Plusieurs facteurs confondants pouvant biaiser les conclusions des études ont été relevés.

Voici les principales conclusions de cette analyse :

- Seul le rechargement des plages a été examiné. Les autres techniques de stabilisation des berges, telles que les perrés et les épis, auraient aussi dû faire l'objet d'une étude scientifique.
- Les stations à l'intérieur d'un même secteur de productivité ne constituent pas un ensemble homogène, de sorte que la comparaison des stations rechargées et témoins à l'intérieur d'un même secteur est inadéquate.
- L'échantillonnage a eu lieu exclusivement après la perturbation, il s'avère donc impossible de déterminer si les sites témoins et rechargés étaient différents ou similaires avant la perturbation.
- La comparaison entre les stations témoins et rechargées est inadéquate puisque ces dernières ont pu être rechargées avant le début des études, que les impacts des travaux peuvent s'étendre aux secteurs adjacents et que les poissons peuvent se déplacer facilement d'un milieu à l'autre.
- L'analyse des variables « période » et « sous-station » en tant qu'unités d'échantillonnage plutôt qu'unités d'observation augmente le risque d'erreur de type I.
- L'efficacité de la seine de rivage utilisée pour capturer les jeunes stades de vie est inconnue, et possiblement faible, ce qui peut augmenter la variabilité des données.
- Plusieurs analyses statistiques utilisées s'avèrent inadéquates.

Certaines de ces faiblesses méthodologiques ont probablement contribué à augmenter la variabilité des données, de telle sorte que les études ont conclu que la variabilité dite « naturelle » était plus importante que les impacts des rechargements des plages. Cependant, puisque la variabilité des données est élevée, on peut supposer que la puissance statistique des échantillonnages était trop faible pour détecter un impact. Les analyses de puissance présentées dans la section suivante valident cette hypothèse.

CHAPITRE 2 : ANALYSE DE LA PUISSANCE STATISTIQUE

L'ANALYSE DE PUISSANCE, LES PRINCIPES

Les erreurs de type I et II

En statistique, la valeur α , appelée seuil de signification (Scherrer 1984), indique le risque de rejeter l'hypothèse nulle lorsque celle-ci est vraie (erreur de type I; tableau 4). Dans le cas présent, l'hypothèse nulle est qu'il n'y a pas de différence d'abondance de poissons entre les stations rechargées et les stations témoins. Plus précisément, l'erreur de type I consiste à détecter une différence lorsqu'il n'y en a pas. La valeur β indique le risque d'accepter l'hypothèse nulle lorsque celle-ci est fautive, ce qui correspond à l'erreur de type II (tableau 4; Quinn et Keough 2002; Gotelli et Ellison 2013). Concrètement, l'erreur de type II consiste à ne pas détecter un effet, lorsqu'en réalité il y en a un.

Tableau 4 : Erreur de type I et II.

<i>L'hypothèse nulle est :</i>	Vraie	Fausse
Acceptée	Aucun effet	Erreur de type II (β)
Rejetée	Erreur de type I (α)	Effet

La puissance statistique

Lorsqu'on veut mesurer les conséquences d'une modification environnementale, il s'avère primordial de connaître la probabilité de détecter cet impact s'il y en a un, c'est ce qu'on appelle la puissance statistique. La puissance statistique représente la probabilité de rejeter l'hypothèse nulle lorsqu'elle est fautive ($1-\beta$; Quinn et Keough 2002; Gotelli et Ellison 2013). Elle est inversement proportionnelle à l'erreur de type II et représente par le fait même la probabilité de ne pas commettre ce type d'erreur. Elle dépend de quatre facteurs et peut être représentée par l'équation suivante (Quinn et Keough 2002) :

$$\text{Puissance statistique} \approx \frac{ES \cdot \alpha \cdot \sqrt{n}}{\sigma} \quad (2)$$

Où ES (*effect size*) représente la taille de l'effet, « n » la taille de l'échantillon, σ la variabilité et α le seuil de signification. La relation indique que la probabilité de détecter l'impact d'une perturbation augmente avec la hausse de la taille de l'effet à mesurer, du seuil de signification α et de la taille de l'échantillon et diminue avec la variabilité de la variable étudiée.

Le niveau de signification

Les erreurs de type I et II sont inversement reliées. Si l'on désire réduire le risque de commettre une erreur de type I, on augmente nécessairement celui de faire une erreur de type II (Gotelli et Ellison 2013). L'importance accordée à l'un par rapport à l'autre dépend de l'objectif de l'étude. Si l'on cherche à détecter les impacts des modifications des plages sur les poissons fourrages, il est préférable (dans un esprit de conservation de la ressource) de détecter une différence lorsqu'il n'y en a pas (erreur de type I) que de ne pas en détecter alors qu'il y en a une (erreur de type II). Les biologistes fixent habituellement la valeur α à 0,05. La valeur β est généralement inconnue, mais le seuil de 0,20 est généralement accepté, ce qui donne une puissance statistique de 0,80 (Peterman 1990; Quinn et Keough 2002). La figure 4 illustre les relations entre le nombre d'échantillons, la puissance statistique et la taille de l'effet recherchée. Dans ce cas-ci, la taille de l'effet (ES) a été calculée selon la formule employée pour un test de t (connue sous le nom de d de Cohen), soit la différence entre les moyennes divisée par la variance des deux populations (Rosenthal 1994).

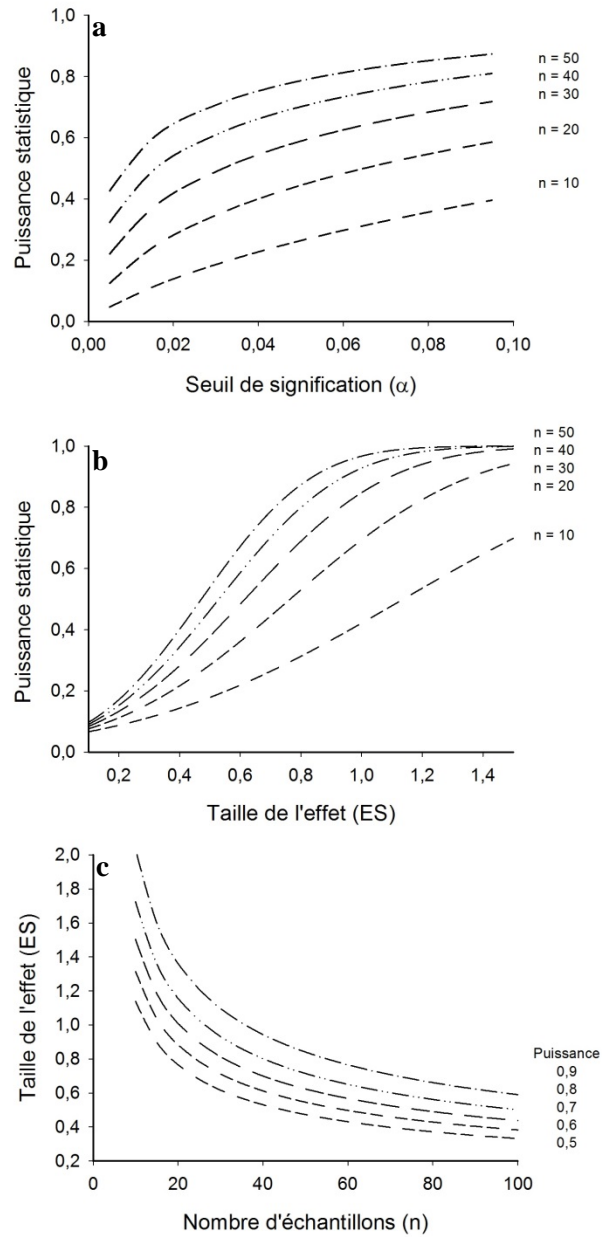


Figure 4 : Variation de différents paramètres statistiques obtenus à partir de données fictives. L'analyse utilisée est un test de t pour échantillons indépendants. **(a)** Variation de la puissance statistique selon le seuil de signification pour différentes tailles d'échantillons (n). **(b)** Variation de la puissance statistique selon la taille de l'effet pour différentes tailles d'échantillons. **(c)** Taille de l'effet nécessaire selon le nombre d'échantillons pour obtenir différentes puissances statistiques.

Pourquoi réaliser une analyse de puissance statistique?

Les analyses de puissance statistique permettent de déterminer le nombre d'échantillons à récolter pour obtenir des seuils statistiques acceptables (α et β) en fonction de la taille de

l'effet que l'on désire détecter (ES) et de la variabilité des données (σ ; Quinn et Keough 2002). Des résultats non significatifs, comme ceux des études antérieures (Valentine 1989; 1990; 1991; Bouchard et Plourde 1995), ne devraient jamais être considérés sans connaître la puissance statistique (Fairweather 1991). Les résultats obtenus, sans connaître la puissance, ne permettent pas de conclure que le rechargement des plages n'a aucun impact. Il s'avère plausible que les travaux de stabilisation aient bel et bien eu un effet sur les poissons, mais que les échantillonnages effectués étaient insuffisamment puissants pour détecter cet effet.

L'efficacité des analyses de puissance statistique dans le domaine des pêcheries est reconnue dans la littérature scientifique (Parkinson *et al.* 1988; Peterman 1990; Lester *et al.* 1996; Gryska *et al.* 1997; Jones et Petreman 2012), notamment pour des échantillonnages à la seine (Bailey 2005; Bailey et Gerow 2005; Reid et Mandrak 2009). D'autre part, la puissance statistique des données de seinage est souvent très faible (Bailey 2005; Bailey et Gerow 2005; Reid et Mandrak 2009). Ainsi, considérant les résultats non significatifs des études antérieures et la faible puissance des échantillonnages à la seine en général, il est pertinent d'évaluer la puissance statistique des données récoltées entre 1989 et 1995.

Les analyses de puissance statistique *a posteriori*

Les analyses de puissance statistique *a posteriori* (après l'obtention des résultats) sont critiquées dans la littérature scientifique (Steidl et Hayes 1997; Thomas 1997; Hoening et Heisey 2001; Levine et Ensom 2001). La raison principale est que les analyses *a posteriori* sont majoritairement réalisées sur des résultats non significatifs; puisque α et β sont liés, la puissance statistique dans ces cas s'avère toujours faible. En effet, la valeur de p est inversement reliée à la puissance (Thomas 1997; Hoening et Heisey 2001), de sorte que les résultats non significatifs sont toujours de faible puissance. Par conséquent, les analyses de puissance sont principalement critiquées lorsqu'elles sont utilisées pour montrer que l'absence de différences significatives est due à une faible puissance statistique (ce qui est toujours le cas pour des résultats non significatifs). Les critiques touchent donc les études qui n'utilisent que la puissance observée, tandis qu'il s'avère plus approprié d'estimer quel était le nombre d'échantillons requis pour détecter un effet

d'une certaine taille, en fonction de la variabilité observée tout en ayant une puissance acceptable. Il est également pertinent d'utiliser les analyses de puissances *a posteriori* pour évaluer le nombre de stations requis lorsque l'on envisage répéter l'étude, ou si l'on désire tester une hypothèse alternative (Steidl et Hayes 1997; Scheiner et Gurevitch 2001).

MÉTHODOLOGIE DE L'ANALYSE DE PUISSANCE STATISTIQUE

Aperçu général de la méthode

Les données utilisées dans les analyses de puissance statistique sont celles des échantillonnages de 1989 à 1995 (Valentine 1989; 1990; 1991; Bouchard et Plourde 1995). Les données des échantillonnages de 1990 et 1991 ont été fournies par l'auteur des rapports, M. Marc Valentine tandis que les données de 1989 et 1995 ont été entrées manuellement dans une feuille de données à partir des données originales présentes en annexe dans les rapports de 1989 et 1995.

Les analyses de puissance ont été réalisées en utilisant des simulations de données par ordinateur de type Monte-Carlo (Muthén et Muthén 2002). Pour ce faire, il a fallu sélectionner la meilleure façon de traiter et d'analyser les données de façon à pouvoir évaluer les impacts des travaux de rechargement tout en maximisant la puissance statistique. Les raisons qui ont justifié les choix effectués ont été pour la plupart discutées au chapitre 1. Ensuite, il a fallu simuler divers scénarios correspondant soit à une augmentation ou une diminution de l'abondance des poissons causée par le rechargement des plages (Gerow 2007). Des analyses statistiques ont été réalisées sur ces données. Puisque l'effet est connu et qu'il a été simulé, un résultat non significatif représente une erreur de type II. En répétant ces étapes un grand nombre de fois, il est possible de calculer la puissance statistique en calculant la proportion de différences significatives détectées sur le nombre total de différences testées (Muthén et Muthén 2002). La figure 5 résume les étapes de la méthodologie. Ces dernières sont présentées plus en détail dans le texte.

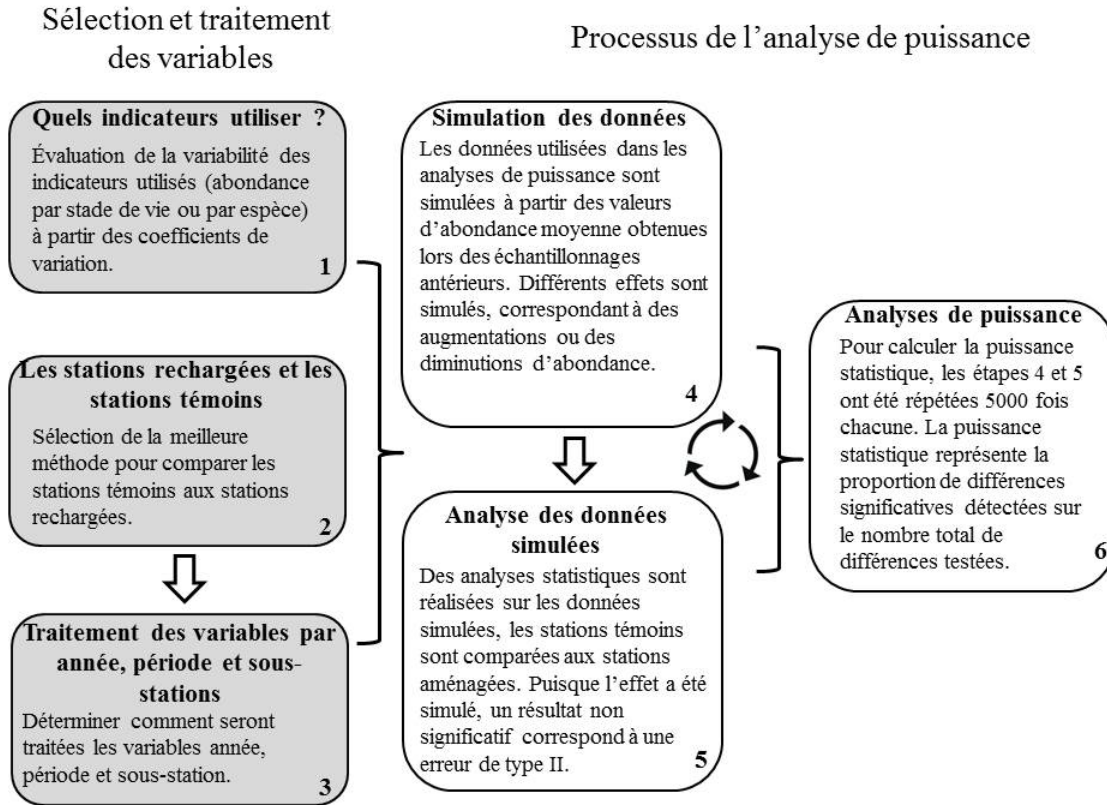


Figure 5 : Schématisation de la méthodologie employée pour réaliser les analyses de puissance. La numérotation indique l'ordre des étapes effectuées. Le symbole des flèches en boucle indique que les étapes 4 et 5 sont répétées plusieurs fois.

Sélection et traitement des variables

Quels indicateurs utiliser? (étape 1)

La puissance statistique dépend entre autres de la variabilité des données. Pour déterminer quels étaient les meilleurs indicateurs à utiliser d'un point de vue statistique, les coefficients de variation ($CV = \text{écart-type}/\text{moyenne} \cdot 100$) de l'abondance ont été comparés. Pour chaque année, les CV ont été calculés par station et leur distribution a été présentée dans un diagramme en boîtes (figure 6). Les CV ont été calculés pour l'abondance totale des poissons (adultes, juvéniles et larves), l'abondance d'adultes, de juvéniles et de larves, l'abondance par espèce, la richesse et la diversité spécifique. La richesse correspond au nombre moyen d'espèces répertoriées par station, et la diversité a été estimée à partir de l'indice de Shannon. Les résultats par espèce, de la richesse et la diversité sont présentés à l'annexe 1.

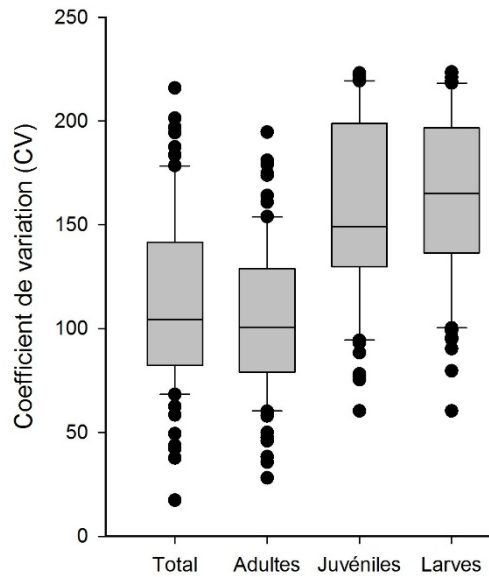


Figure 6 : Coefficients de variation calculés par station pour les années 1989 à 1995. Les barres horizontales représentent les 10e, 25e, 50e, 75e et 90e centiles. Les points représentent les valeurs extrêmes.

L'abondance est moins variable lorsque calculée pour le total des poissons ou des adultes que pour les juvéniles ou les larves. D'un point de vue statistique, il serait donc avantageux d'utiliser seulement les adultes ou le total des poissons dans le calcul d'abondance. De plus, les jeunes stades de vie peuvent s'avérer plus difficiles à capturer et à identifier que les adultes, ce qui pourrait réduire l'efficacité de l'échantillonnage. À l'inverse, pour certaines espèces comme la perchaude et les catostomidés, ce sont majoritairement les jeunes qui fréquentent la zone littorale. Pour ces deux espèces, les données indiquent que l'utilisation exclusive des adultes sous-estimerait considérablement l'abondance réelle.

Les analyses de puissance ont été réalisées pour le total des poissons, les adultes, les juvéniles, les larves et pour chacune des espèces suivantes : le fouille-roche zébré, l'éperlan arc-en-ciel, le méné émeraude, le naseux des rapides, la ouitouche, la perchaude, l'omisco, le méné à tache noire et les catostomidés. Lors des échantillonnages de 1989 à 1995, ces espèces sont celles qui ont été capturées avec l'abondance ou l'occurrence la plus élevée.

Les stations rechargées et les stations témoins (étape 2)

Seules les 20 stations échantillonnées lors de chaque échantillonnage de 1989 à 1995 ont été conservées pour les analyses de puissance. Les stations 1, 2, 6, 10, 13, 17, 19, 22, 26 sont celles dites « rechargées », alors que les stations 3, 4, 7, 12, 14, 15, 18, 20, 21 et 188 sont celles dites « témoins » (figure 1). La station 11 est traitée comme témoin avant 1991 et comme aménagée après. Les variables « secteurs de productivité » et « substrat » n'ont pas été retenues pour les raisons évoquées au précédent chapitre. Les analyses ont simplement comparé l'abondance des poissons entre les stations rechargées et les stations témoins.

Traitement des variables « année », « période » et « sous-station » (étape 3)

Les données utilisées sont l'abondance moyenne et la variabilité (σ) moyenne calculées par espèce lors des quatre échantillonnages de 1989 à 1995. En employant les valeurs moyennes, on s'assure d'obtenir un meilleur portrait de la puissance statistique des données de seinage. Il aurait été possible de faire une analyse de puissance pour chacune des années étudiées, mais il a été convenu d'utiliser les moyennes pour obtenir un portrait global de la puissance.

Tel que discuté au précédent chapitre, les périodes doivent être considérées comme une mesure répétée et les sous-stations comme des unités d'observation (et non comme des unités d'échantillonnage). Les sous-stations ont donc été regroupées par station, en calculant la valeur moyenne des trois coups de seine pour chaque station et pour chaque période.

Processus de l'analyse de puissance

Simulation des données (étape 4)

Dans un premier temps, les analyses de puissance ont consisté à simuler différents scénarios concernant les impacts du rechargement des plages sur l'abondance des poissons. Pour ce faire, différents effets ont été simulés, soit des changements d'abondance à la hausse ou à la baisse de 25, 50, ou 75 % entre les stations rechargées et témoins. La fonction *rnorm* du logiciel R a été utilisée pour les simulations (R Core Team

2014). Cette fonction permet de générer aléatoirement des valeurs, selon une distribution, une moyenne et une variabilité préalablement fixée, en fonction de l'effet que l'on désire détecter. Les valeurs de référence employées sont les abondances moyennes et les écarts-types mesurés aux stations témoins lors des échantillonnages. Pour les stations rechargées, les valeurs utilisées correspondent à l'abondance mesurée aux stations témoins, à laquelle on ajoute l'effet que l'on désire tester, soit une augmentation ou une diminution d'abondance en pourcentage (p. ex. une augmentation de 25 %).

La raison pour laquelle les changements d'abondance ont été testés sous forme d'augmentation et de diminution est que la variabilité s'accroît proportionnellement avec l'abondance (figure 7). Le nombre de stations requis est donc toujours plus faible pour détecter une diminution qu'une augmentation d'abondance. En conséquence, lors de la simulation d'un effet, la variabilité des données (σ) doit également être ajustée selon la direction du changement testé. Par exemple, si l'effet testé est une abondance 50 % plus élevée pour les stations rechargées par rapport aux stations témoins, la variabilité sera elle aussi augmentée de 50 %. La variabilité utilisée dans les différentes simulations a été calculée en conservant la proportion entre l'abondance moyenne et sa variabilité mesurée lors des échantillonnages pour les stations rechargées. En conservant cette proportionnalité, on s'assure que les différents scénarios testés sont représentatifs de la variabilité naturelle (Gerow 2007) et qu'ils tiennent compte de la disparité potentielle de variabilité entre les stations aménagées et témoins. Le tableau 5 présente un exemple à partir de données fictives, afin de mieux comprendre la simulation des données.

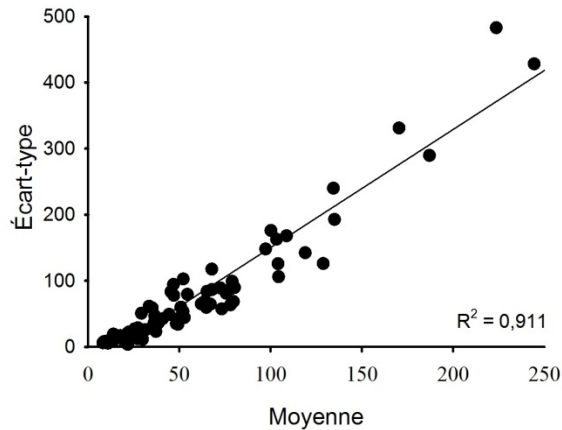


Figure 7 : Relation entre l'écart-type et la moyenne de l'abondance totale des poissons entre 1989 et 1995 (nombre de poissons·100 m⁻²).

Tableau 5 : Exemples de simulation. Les données utilisées sont fictives.

SCÉNARIOS	MOYENNE	ÉCART-TYPE
Stations témoins		
Valeurs réelles	20	30
Stations rechargées		
Valeurs réelles	10	20
<i>Augmentation</i>		
25 %	25	50
50 %	30	60
75 %	35	70
<i>Diminution</i>		
25 %	15	30
50 %	10	20
75 %	5	10

Parce que l'effet attendu du rechargement des plages au lac Saint-Jean est davantage une diminution d'abondance qu'une augmentation, seuls les résultats pour les diminutions sont présentés. Néanmoins, une comparaison de la puissance entre les deux effets testés est illustrée pour l'abondance totale des poissons dans la section *Résultats et Discussion*.

Analyse des données simulées (étape 5)

Le plan d'échantillonnage utilisé pour les analyses de puissance compare les stations rechargées et témoins par période. En traitant le facteur période comme une mesure répétée, on maximise la puissance tout en évitant de faire de la pseudoréplication, comme

discuté au chapitre 1. Afin de quantifier l'incidence des travaux de rechargement par période, il aurait fallu idéalement exécuter des analyses de puissance à partir d'ANOVA à mesures répétées (RMANOVA). Cependant, les conditions d'utilisation du RMANOVA (normalité et indépendance des résidus, sphéricité sur la matrice variance/covariance; Quinn et Keough 2002) sont rarement respectées et le risque d'erreur de type I est élevé. C'est pourquoi plusieurs auteurs recommandent d'évaluer les mesures répétées à partir d'analyses de variance multivariées (MANOVA), où les différentes périodes représentent les variables dépendantes testées (Potvin 1996; Boik 1997; Quinn et Keough 2002; Mulvenon 2007). Lorsque les conditions d'utilisation ne sont pas respectées ou lorsque le nombre d'échantillons est élevé, la puissance des MANOVA peut s'avérer supérieure à celle des RMANOVA (Mulvenon 2007). Le facteur période a donc été analysé à partir de MANOVA.

Les simulations ont été exécutées en générant un effet pour une à cinq périodes. Les analyses ont été réalisées avec toutes les combinaisons de périodes possibles (p. ex. : périodes 1 et 2, 2 et 3, 3 et 4, etc.) et les valeurs de puissance moyennes obtenues pour toutes les combinaisons sont présentées dans les graphiques. Puisque l'objectif vise à détecter une diminution d'abondance à au moins une occasion dans l'année, seuls les résultats pour une seule période sont présentés. Toutefois, une comparaison de la puissance en fonction du nombre de périodes pour lesquelles un effet est simulé est illustrée dans la section *Résultats et Discussions*.

Analyses de puissance (étape 6)

La puissance statistique représente la proportion de différences significatives détectées sur le nombre total de différences testé. Pour ce faire, 5000 simulations ont été créées, à partir du logiciel R (R Core Team 2014), pour chaque scénario (tel que présenté dans la section précédente) et pour chaque combinaison de périodes testées. Ensuite, pour chaque simulation, une MANOVA était appliquée. Si l'on se réfère à la figure 5, les étapes 4 et 5 ont été répétées 5000 fois pour chaque valeur de puissance calculée. Une valeur de puissance statistique représente donc le nombre de différences significatives détecté sur le nombre de différences testé (p. ex. 4000 différences significatives sur 5000 simulations donnent une puissance de 80 %). De plus, afin d'évaluer le changement de puissance

statistique selon le nombre de stations, les analyses ont été répétées en augmentant le nombre total de stations, jusqu'à l'atteinte d'une puissance statistique d'environ 80 %. Différents seuils de signification α ont été appliqués, soit 0,05, 0,10 et 0,20.

RÉSULTATS ET DISCUSSION

La puissance en fonction d'une augmentation ou d'une diminution de l'abondance

La figure 8 montre un exemple de la puissance statistique en fonction d'une augmentation et d'une diminution de l'abondance. Dans tous les cas, un nombre plus faible de stations est requis pour détecter une diminution qu'une augmentation, pour la même puissance statistique.

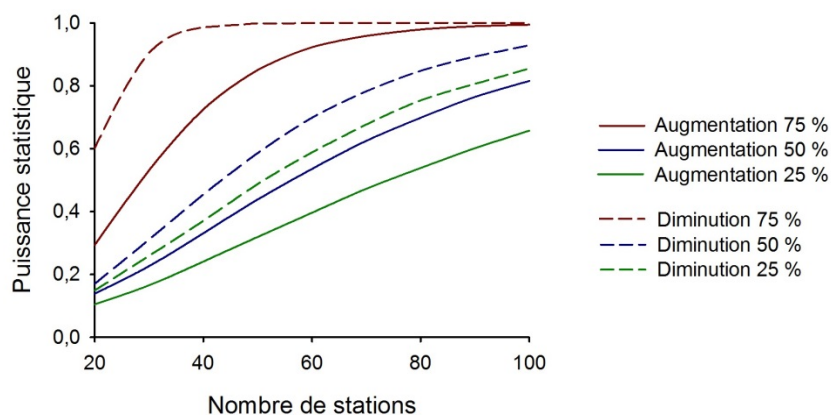


Figure 8 : Puissance statistique selon le nombre de stations utilisé pour détecter une différence de l'abondance totale des poissons entre les stations rechargées et témoins en utilisant des scénarios d'augmentation et de diminution de 25, 50 et 75 % ($\alpha = 0,05$).

L'impact attendu des travaux de rechargement des plages est davantage une baisse qu'une hausse (d'abondance), par conséquent, seuls les résultats pour les scénarios de diminution sont présentés dans les prochaines sections. Il s'agit d'une approche conservatrice, car la puissance statistique aurait été plus faible si des augmentations d'abondance étaient simulées, comme illustré à la figure 8.

La puissance en fonction du nombre de mesures répétées (périodes)

Le nombre de périodes (campagnes d'échantillonnage) pour lesquelles une diminution d'abondance a été simulée influence la puissance statistique, tel qu'illustré à la figure 9 pour l'abondance totale des poissons. Par exemple, il aurait fallu 40 stations pour lesquelles une différence d'abondance de 25 % entre les stations témoins et rechargées a

été simulée à chacune des cinq périodes. Il en aurait fallu 90 si cette même différence d'abondance était simulée que pour une seule des cinq périodes.

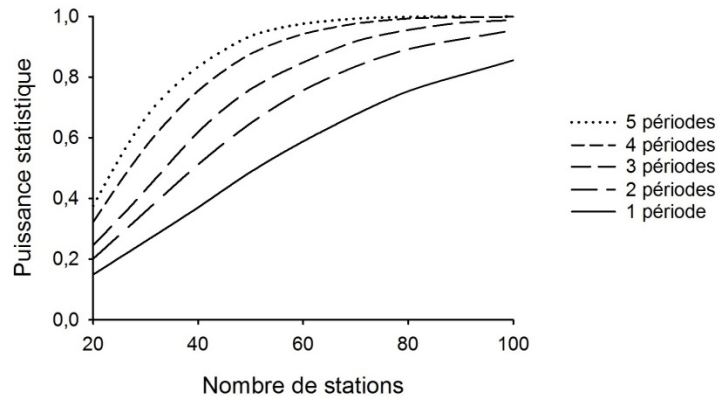


Figure 9 : Puissance statistique selon le nombre de stations utilisé pour détecter une différence de l'abondance totale des poissons entre les stations rechargées et témoins lorsque les périodes sont considérées comme une mesure répétée. Les scénarios testés sont une diminution de 25 % pour 1, 2, 3, 4, et 5 périodes d'échantillonnage ($\alpha = 0,05$).

Puisque l'objectif du projet consiste à détecter une différence d'abondance à au moins un moment dans l'année, les analyses subséquentes ont été exécutées en simulant l'effet pour une période seulement. Les analyses ont été réalisées pour chacune des périodes (1, 2, 3, 4 et 5), et la moyenne de la puissance statistique est présentée dans les résultats. La puissance aurait été plus élevée si les simulations avaient porté sur plus d'une période.

Impacts des travaux de rechargement, la puissance statistique

Le nombre de stations échantillonné (20) était insuffisant pour détecter une diminution d'abondance de 25 ou 50 % avec une puissance statistique de 80 % et ce, peu importe le seuil α employé (tableau 6; figure 10). À titre d'exemple, pour détecter une diminution de 25 % de l'abondance totale des poissons ou de celle des adultes pour une seule période, il aurait fallu utiliser environ 90 stations, tandis qu'entre 50 et 70 stations auraient été requises pour détecter une baisse de 50 % ($\beta = 0,20$; $\alpha = 0,05$; figure 10; tableau 6). Pour les jeunes stades de vie (larves et juvéniles), il y aurait fallu plus de 100 stations pour détecter un effet de 25 % et entre 45 et 80 stations pour un effet de 50 % ($\beta = 0,20$; $\alpha = 0,05$). Pour détecter une différence de 25 % par espèce, entre 60 et 400 stations auraient été nécessaires, alors qu'entre 40 et 85 stations auraient suffi pour détecter un

écart de 50 % par espèce ($\beta = 0,20$; $\alpha = 0,05$). Par ailleurs, en appliquant un seuil de signification α de 0,20, une diminution de 75 % ou plus aurait été détectable pour tous les groupes testés avec 20 stations, et ce même pour une seule période. Pour le même écart, il aurait fallu entre 25 et 35 stations si un seuil α de 0,05 avait été utilisé, peu importe le groupe testé.

Tableau 6 : Nombre de stations requis pour détecter une différence de l'abondance des poissons entre les sites rechargés et témoins avec une puissance de 80 %. Les scénarios testés sont des diminutions de 25, 50 et 75 % pour une seule période ($\alpha = 0,05$; 0,10 et 0,20).

SCÉNARIO DE DIMINUTION	25 %			50 %			75 %			
	α	0,05	0,10	0,20	0,05	0,10	0,20	0,05	0,10	0,20
Total		90	80	60	50	40	30	30	25	<20
Adultes		90	80	50	70	50	40	30	25	<20
Juveniles		>100	>100	100	85	70	60	30	25	<20
Larves		75	60	45	45	35	30	35	30	20
Fouille-roche zébré		>200	>200	200	70	60	45	30	25	<20
Éperlan arc-ciel		80	60	50	45	35	30	30	25	<20
Méné émeraude		60	50	40	40	30	25	25	<20	<20
Naseux des rapides		380	340	260	90	70	50	35	30	20
Ouitouche		>200	>200	160	70	60	45	30	25	<20
Perchaude		>100	>100	90	60	50	35	30	25	<20
Omisco		100	100	70	70	55	40	30	25	<20
Méné à tache noire		>100	>100	90	80	60	45	30	25	<20
Catostomidés		65	55	40	40	35	30	30	25	<20

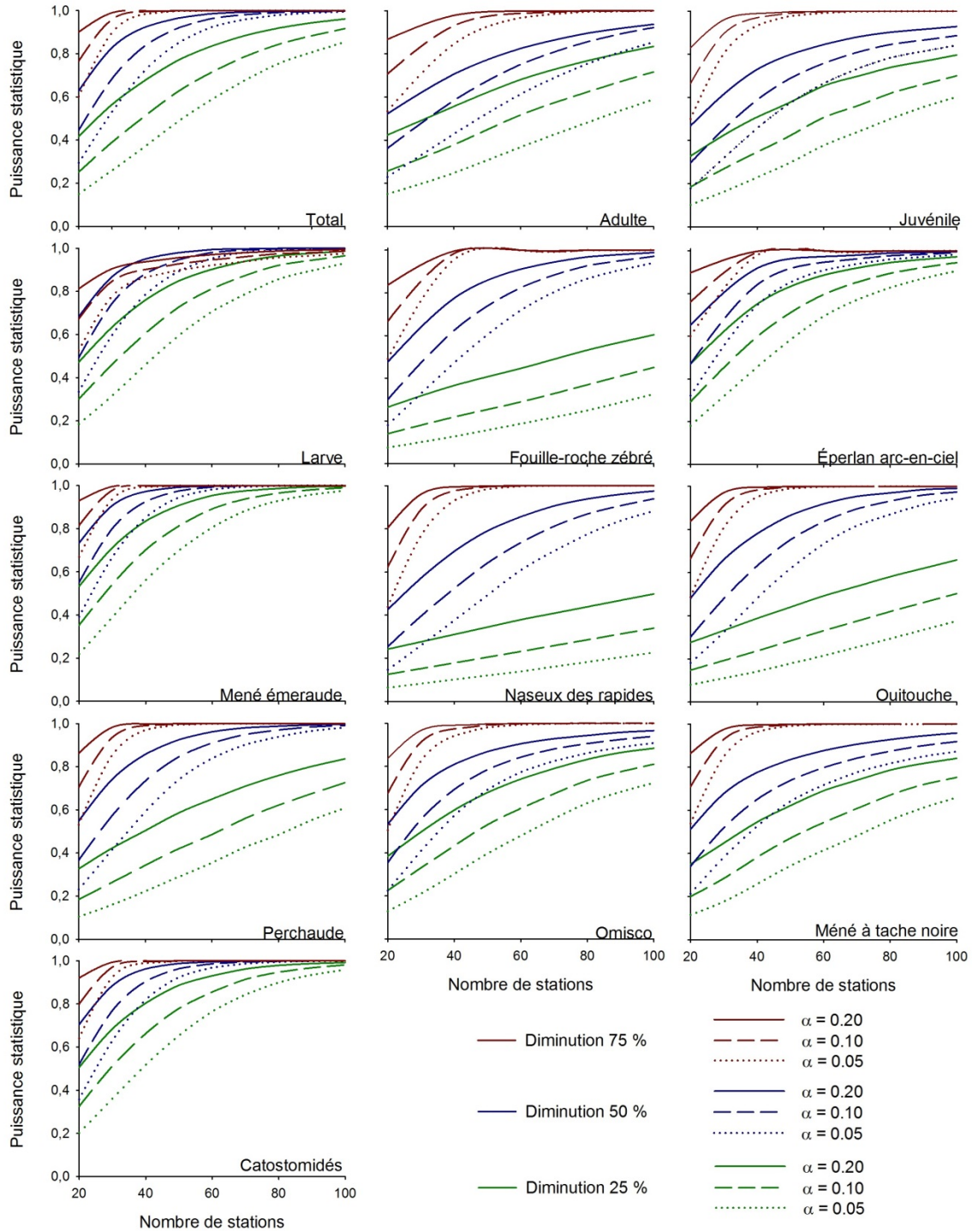


Figure 10 : Puissance statistique selon le nombre de stations utilisé pour détecter une différence de l'abondance des poissons entre les stations rechargées et témoins. Les scénarios testés sont des diminutions de 25, 50 et 75 % pour une seule période.

LA PUISSANCE STATISTIQUE, EN RÉSUMÉ

Les données de 1989 à 1995 ont fait l'objet d'analyses de puissance statistique pour évaluer quel était l'effet détectable à partir du nombre de stations employé. L'objectif des échantillonnages consistait à déterminer s'il existait une différence d'abondance entre les stations ayant subi un rechargement de plages et celles considérées comme témoins. Les secteurs employés dans le plan expérimental initial n'ont pas été utilisés dans ces analyses puisqu'ils ne représentaient pas réellement des zones homogènes d'abondance. D'autre part, puisque les sous-stations ne constituent pas des unités d'échantillonnage, les moyennes d'abondance par station ont été utilisées. Voici les principales conclusions de ces analyses :

- Les indicateurs d'abondance les moins variables (et, donc, ceux qui offrent la meilleure puissance statistique) sont ceux qui comptabilisent l'ensemble des poissons ou les adultes uniquement.
- Les 20 stations utilisées auraient permis de détecter une baisse d'abondance de 75 % ou plus entre les stations rechargées et témoins ($\beta = 0,20$; $\alpha = 0,20$), et ce, même pour une seule des cinq périodes échantillonnées.
- Entre 2 et 10 fois plus de stations auraient été requises afin de détecter une diminution d'abondance de 25 ou de 50 % par espèce ($\beta = 0,20$; $\alpha = 0,20$).

D'un point de vue statistique, et sans considérer les critiques mentionnées au précédent chapitre, les études de 1989 à 1995 permettaient de seulement détecter une différence majeure de l'abondance des poissons fourrages entre les stations rechargées et témoins.

Sur la base de ces études, il est donc impossible d'affirmer que le rechargement des plages au lac Saint-Jean n'a pas d'impacts sur l'abondance des poissons fourrages en zone littorale.

CHAPITRE 3 : LES DONNÉES DE 1989 à 1995, NOUVELLES ANALYSES

MISE EN CONTEXTE ET MÉTHODOLOGIE

Lors des études antérieures (Valentine 1989; 1990; 1991; Bouchard et Plourde 1995), les tests statistiques utilisés pour détecter les conséquences des travaux de rechargement étaient différents de ceux utilisés dans les analyses de puissance du chapitre précédent. Les analyses suggérées (MANOVA) étant plus appropriées, les données de 1989 à 1995 ont été réanalysées en considérant les périodes comme des mesures répétées. L'abondance des poissons fourrages aux stations témoins a été comparée à celle aux stations rechargées par période, sans tenir compte des secteurs de productivité ni du type de substrat. Puisque certaines conditions d'analyses des MANOVA (c.-à-d. normalité des données et homogénéité de la variance et de la covariance) n'étaient pas respectées, les données ont été analysées avec des analyses de variance multivariées par permutation (PERMANOVA, 999 permutations), qui sont moins contraignantes par rapport aux conditions d'analyses (Clarke 1993). Les analyses ont été réalisées en utilisant le logiciel PRIMER (version 6.1.11; Clarke et Gorley 2006) et PERMANOVA (version 1.0.1; Anderson 2001). Elles ont été réalisées par année ainsi qu'en utilisant les valeurs moyennes d'abondance et de variabilité pour l'ensemble des quatre études. Les résultats détaillés par année sont présentés aux annexes 2 à 5.

RÉSULTATS ET DISCUSSION

De façon générale, un résultat non significatif ($p > 0,20$) indique qu'il n'y a pas d'écart d'abondance de l'ordre d'environ 75 % ou plus entre les sites rechargés et témoins (selon les résultats des analyses de puissance du chapitre 2 pour $\alpha = 0,20$). Les analyses n'ont révélé aucune différence significative, et ce, même en ayant recours à un seuil α de 0,20 (figure 11). Parallèlement, les analyses réalisées en utilisant les années une à une ont révélé quelques différences, mais aucune ne se montre conséquente d'une année à l'autre (annexe 2 à 5). Ces différences sont possiblement dues au hasard, il est donc impossible d'en dégager des conclusions fiables.

Ainsi, il n'y aurait pas de différences **majeures** d'abondance des poissons fourrages (de l'ordre d'environ 75 %) entre les stations rechargées et témoins échantillonnées au lac Saint-Jean de 1989 à 1995, et ce, pour toutes les espèces. Bien que ces résultats s'avèrent pertinents, il est nécessaire de les interpréter en considérant les critiques de la méthodologie présentées au premier chapitre (p. ex. absence de données avant la perturbation, déplacement des poissons entre les stations rechargées et témoins, représentativité des stations témoins, etc.).

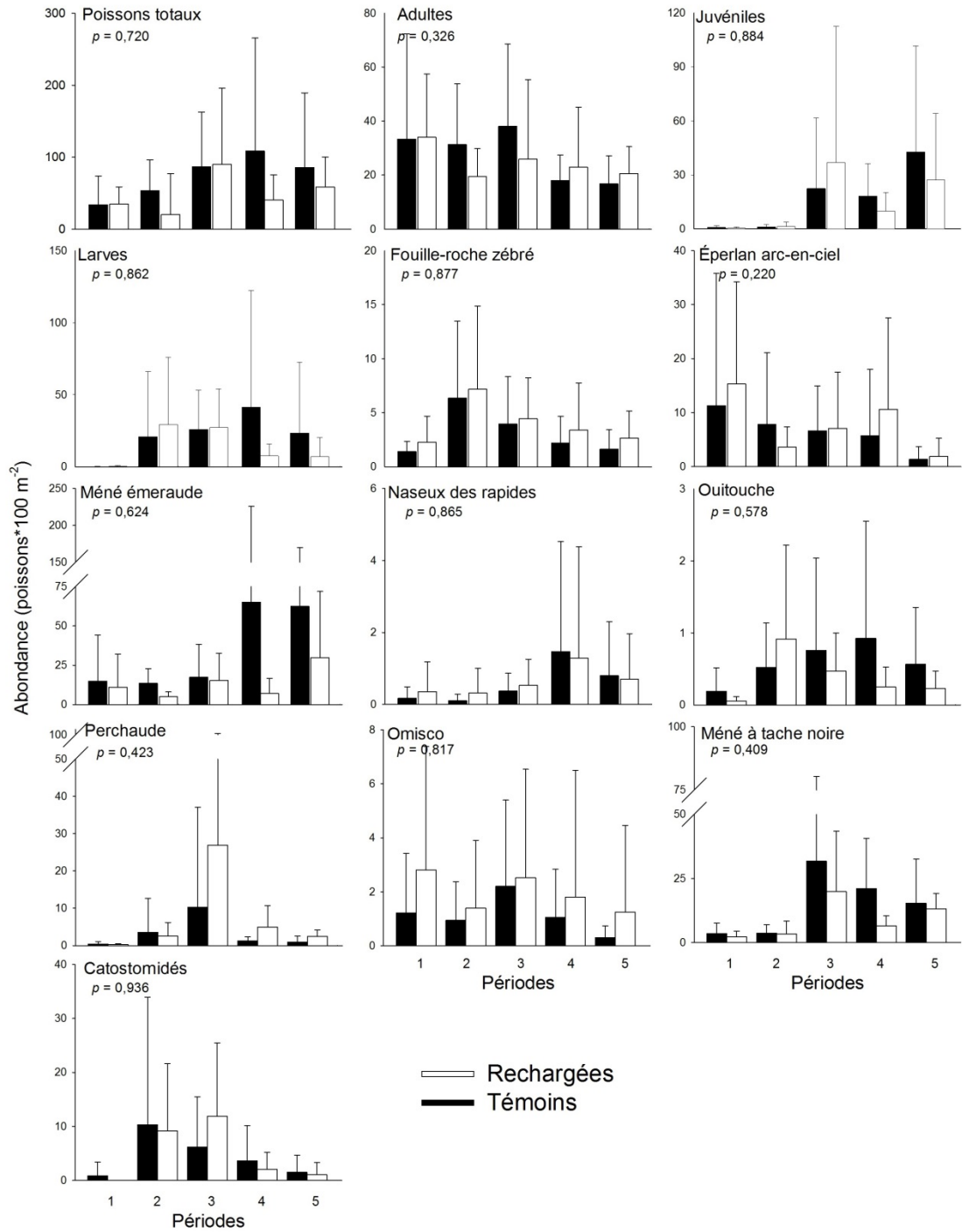


Figure 11 : Abondance moyenne (\pm écart-type) par espèce pour les cinq périodes échantillonnées en fonction du rechargement des plages. Les valeurs utilisées sont les moyennes pour la période 1989 à 1995. Les valeurs de p indiquent les résultats des PERMANOVA.

CONCLUSION GÉNÉRALE

Les informations présentées dans ce rapport s'inscrivent dans un projet d'acquisition de connaissances sur les poissons fourrages qui occupent la zone littorale du lac Saint-Jean. Le projet a été réalisé dans un contexte où il existe peu de connaissances sur ces poissons et qu'il est présumé que leur abondance a diminué depuis 30 ans. De plus, ils sont susceptibles d'être affectés par la gestion des berges et du niveau de l'eau, laquelle pourrait être modifiée dans le cadre du renouvellement du *Programme de stabilisation des berges du lac Saint-Jean* de Rio Tinto. Rappelons que les poissons fourrages de la zone littorale du lac peuvent être une source de nourriture pour les poissons exploités par les pêcheurs et influencer ainsi directement la qualité de la pêche sportive. Le volet du projet traité dans ce rapport vise à réévaluer les conclusions des études antérieures évaluant les impacts des travaux de rechargement des plages de Rio Tinto sur les poissons fourrages qui occupent le littoral du lac Saint-Jean. Pour ce faire, une analyse critique de la méthodologie employée et des analyses de puissance statistique ont été réalisées, après quoi les données ont été réanalysées suivant une méthode statistique plus appropriée.

Le plan d'échantillonnage utilisé dans les études de 1989 à 1995 ne permettait pas de détecter adéquatement les impacts du rechargement des plages. L'absence de données avant le rechargement, combinée au regroupement de stations à l'intérieur de secteurs de productivité non homogènes, empêche d'isoler le facteur « rechargement » des autres effets confondants lors des comparaisons entre les stations rechargées et témoins. En outre, toute comparaison avec les stations témoins est inadéquate puisque celles-ci ont pu être rechargées avant le début de l'étude, que les impacts des travaux de rechargement peuvent s'étendre au-delà des stations aménagées et que les poissons peuvent facilement se déplacer d'une station à l'autre.

La puissance statistique des précédents échantillonnages est faible. Les indicateurs d'abondance les moins variables sont l'abondance totale des poissons et l'abondance des adultes. Sans considérer toutes les faiblesses du plan d'échantillonnage énumérées ci-dessus, les 20 stations utilisées auraient permis de détecter une baisse d'abondance de

75 % ou plus entre les stations témoins et rechargées, tandis qu'entre 2 et 10 fois plus de stations auraient été nécessaires pour détecter une diminution de 25 ou de 50 %. Une ré-analyse des données n'a révélé aucune différence d'abondance importante entre les stations rechargées et témoins.

Considérant l'inadéquation du plan d'échantillonnage et la faible puissance statistique des résultats, il est impossible d'affirmer que le rechargement des plages n'a pas eu d'impacts sur l'abondance des poissons fourrages de la zone littorale du lac Saint-Jean. En plus, les autres techniques de stabilisation des berges de même que la gestion du niveau de l'eau n'ont pas fait l'objet d'une étude scientifique. Ainsi, nous considérons que le premier objectif du suivi environnemental et faunique du PSBLSJ, qui était de « s'assurer que les travaux de stabilisation n'ont pas d'effets secondaires négatifs importants sur les éléments de l'environnement biophysique » n'a pas été pleinement atteint. Dans le même ordre d'idées, l'absence de données d'abondance temporelles fiables nous empêche de statuer sur les variations survenues depuis le début du PSBLSJ en 1986 alors que le suivi environnemental et faunique devait normalement « s'assurer que la qualité des ressources et des habitats essentiels de l'écosystème lac Saint-Jean soit maintenue et, si possible améliorée ».

Il est essentiel de réévaluer les impacts des travaux de stabilisation des berges, de même que ceux de la gestion du niveau de l'eau sur les poissons de fourrages de la zone littorale du lac Saint-Jean. Puisque les données sont très variables et que les poissons peuvent se déplacer facilement entre des zones modifiées et des zones naturelles, un suivi périodique de ces populations devrait être instauré afin d'évaluer adéquatement leurs variations d'abondance au fil des ans. Il serait alors possible de mettre en relation l'abondance des poissons avec l'importance des rechargements d'une année à l'autre et le niveau de l'eau. Un tel suivi permettrait également de s'assurer que les travaux de stabilisation n'ont pas d'impact global, à l'échelle du plan d'eau, sur les populations de poissons fourrages du lac Saint-Jean.

RÉFÉRENCES

- Alcan. 1996. Programme de stabilisation des berges du lac Saint-Jean. Rapport synthèse de 1986-1996. Annexe 2 : Évolution des milieux humides et des communautés de poissons fourrages. Environnement Illimité inc. 148 p.
- Anderson, M. J., R. N. Gorley, K. R. Clarke. 2008. PERMANOVA for PRIMER: guide to software and statistical methods. PRIMER-E. 214 p.
- André Marsan & Associés. 1983. Programme de stabilisation des berges du lac Saint-Jean. Étude d'impact sur l'environnement et le milieu social. Aluminium du Canada Ltée (Alcan).
- Aquagénie. 1987. Inventaires des populations ichtyennes qui fréquentent la zone de marnage du Lac St-Jean. Mai, juin, juillet 1987. Rapport présenté à la Société d'électrolyse et de chimie Alcan Ltée. Programme de stabilisation des berges du Lac St-Jean. Aquagénie inc. 37 p.
- Auer, N. A. 1982. Identification of larval fishes of the Great Lakes basin with emphasis on the Lake Michigan drainage, Special Pub edition. Great Lakes Fishery Commission. 744 p.
- Bailey, P. E. 2005. Seining effort needed to detect changes in relative abundance of common littoral zone fishes in Wyoming reservoirs. *Journal of Freshwater Ecology* 20: 65-69.
- Bailey, P. E. et K. G. Gerow. 2005. Seining effort needed to estimate species richness of small littoral zone fishes: A simulation study in three Wyoming reservoirs. *North American Journal of Fisheries Management* 25: 1310-1314.

- Blume, J. et J. F. Peipert. 2003. What your statistician never told you about *P*-values. The Journal of the American Associations of Gynecologic Laparoscopists 10: 439-444.
- Boik, R. J. 1997. Analysis of repeated measures under second-stage sphericity: An empirical Bayes approach. Journal of Educational and Behavioral Statistics 22: 155-192.
- Borenstein, M., L. V. Hedges, J. P. T. Higgins et H. R. Rothstein. 2009. Introduction to meta-analysis. Wiley. 421 p.
- Bouchard, L. et Y. Plourde. 1995. Suivi de l'impact des travaux de rechargement sur les communautés de poissons fourrages au lac Saint-Jean. Résultats des pêches de 1995. Rapport du Centre Écologique du lac Saint-Jean inc. Pour Alcan, programme de stabilisation des berges. 64 p.
- Broadhurst, M. K., M. E. L. Wooden et R. B. Millar. 2007. Isolating selection mechanisms in beach seines. Fisheries Research 88: 56-69.
- Clarke, K. R. 1993. Non-parametric multivariate analyses of changes in community structure. Australian Journal of Ecology 18: 117-143
- Clarke, K. R, et R. N. Gorley. 2006. PRIMER v6: User Manual/Tutorial. PRIMER-E. Plymouth. 192 p.
- Dembkowski, D. J., M. R. Wuellner et D. W. Willis. 2012. Sampling glacial lake littoral fish assemblages with four gears. North American Journal of Fisheries Management 32: 1160-1166.

- Devris, D. R. et R. V. Frie. 1996. Determination of age and growth. Pages 483-512 dans B. R. Murphy et D. W. Willis. Fisheries techniques, 2e édition. American Fisheries Society.
- Everitt, B. S. 1995. The analysis of repeated measures: a practical review with examples. *The Statistician* 44: 123-135.
- Fairweather, P. 1991. Statistical power and design requirements for environmental monitoring. *Marine and Freshwater Research* 42: 555-567.
- Fortin, A.-L., P. Sirois et M. Legault. 2009. Synthèse et analyse des connaissances sur la ouananiche et l'éperlan arc-en-ciel du lac Saint-Jean. Université du Québec à Chicoutimi, Laboratoire des Sciences aquatiques et ministère des Ressources naturelles et de la Faune du Québec, direction de l'expertise sur la faune et ses habitats. 137 p.
- Gendron, M.-H. 2009. Synthèse des connaissances sur le doré jaune (*Sander vitreus*) et la lotte (*Lota lota*) du lac Saint-Jean. Corporation de LACTivité Pêche Lac-Saint-Jean. 88 p.
- Gerow, K. G. 2007. Power and sample size estimation techniques for fisheries management: assessment and a new computational tool. *North American Journal of Fisheries Management* 27: 397-404.
- Glasby, T. M. 1997. Analysing data from post-impact studies using asymmetrical analyses of variance: A case study of epibiota on marinas. *Australian Journal of Ecology* 22: 448-459.
- Gotelli, N. J. et A. M. Ellison. 2013. A primer of ecological statistics. Second Edition. Sinauer. 613 p.

- Gryska, A. D., W. A. Hubert et K. G. Gerow. 1997. Use of power analysis in developing monitoring protocols for the endangered Kendall Warm Springs Dace. *North American Journal of Fisheries Management* 17: 1005-1009.
- Hahn, P. K. J., R. E. Bailey et A. Ritchie. 2007. *Salmonid field protocols handbook: techniques for assessing status and trends in salmon and trout populations*. Chapitre 9. Beach seining. 487 p.
- Hayes, D. B., C. P. Ferreri, et W. W. Taylor. 1996. Active fish capture methods. Pages 193-220 dans B. R. Murphy et D. W. Willis. *Fisheries techniques*, 2e édition. American Fisheries Society.
- Hoening, J. M. et D. M. Heisey. 2001. The abuse of power: the pervasive fallacy of power calculations for data analysis. *The American Statistician* 55: 1-6.
- Hurlbert, S. H. 1984. Pseudoreplication and the design of ecological field experiments. *Ecological Monographs* 54: 187-211.
- Jones, N. et I. Petreman. 2012. The capacity to detect change stream fish communities characteristics at the site-level in the Lake Ontario Basin. *Environmental Management* 50: 77-88.
- Jurajda, P., M. Ondračková et M. Reichard. 2004. Managed flooding as a tool for supporting natural fish reproduction in man-made lentic water bodies. *Fisheries Management and Ecology* 11: 237-242.
- Lefebvre, R. 1988. Utilisation de la zone de marnage du lac Saint-Jean par la faune aquatique en 1987. Ministère du Loisir, de la Chasse et de la Pêche. Direction régionale du Saguenay-Lac Saint-Jean. Service de l'aménagement et de l'exploitation de la Faune. 44 p.

- Lefebvre, R. 1989. Utilisation de la zone de marnage du lac Saint-Jean par la faune aquatique en 1988. Ministère du Loisir, de la Chasse et de la Pêche. Direction régionale du Saguenay-Lac Saint-Jean. Service de l'aménagement et de l'exploitation de la Faune. 44 p.
- Lefebvre, R. 2005. Inventaire ichthyologique de la zone littorale du lac Saint-Jean en 2004. Ministère des Ressources naturelles, de la Faune et des Parcs. Direction de l'aménagement de la faune du Saguenay-Lac-Saint-Jean. 19 p.
- Lester, N. P., W. I. Dunlop et C. C. Willox. 1996. Detecting changes in the nearshore fish community. *Canadian Journal of Fisheries and Aquatic Sciences* 53: 391-402.
- Lévesque, S. 2012. La reproduction de l'éperlan arc-en-ciel dulcicole: étude de cas de l'éperlan du lac Saint-Jean. Chaire de recherche sur les espèces aquatiques exploitées. Université du Québec à Chicoutimi. 111 p.
- Levine, M. et M. H. H. Ensom. 2001. Post hoc power analysis: An idea whose time has passed? *Pharmacotherapy: The Journal of Human Pharmacology and Drug Therapy* 21: 405-409.
- Lyons, J. 1986. Capture efficiency of a beach seine for seven freshwater fishes in a north-temperate lake. *North American Journal of Fisheries Management* 6: 288-289.
- Meadows, G. A., S. D. Mackey, R. R. Goforth, D. M. Mickelson, T. B. Edil, J. Fuller, D. E. Guy Jr, L. A. Meadows, E. Brown, S. M. Carman et D. L. Liebenthal. 2005. Cumulative habitat impacts of nearshore engineering. *Journal of Great Lakes Research* 31, Supplement 1: 90-112.
- Mulvenon, S. W. 2007. Application of a new procedure for power analysis and comparison of the adjusted univariate and multivariate tests in repeated measures designs. *Journal of Modern Applied Statistical Methods* 6: 36-52.

- Muthén, L. K. et B. O. Muthén. 2002. How to use a Monte Carlo study to decide on sample size and determine power. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal* 9: 599-620.
- Osenberg, C. W., O. Sarnelle, S. D. Cooper et R. D. Holt. 1999. Resolving ecological questions through meta-analysis: goals, metrics, and models. *Ecology* 80: 1105-1117.
- Paradis, Y., M. Mingelbier, P. Brodeur et P. Magnan. 2008. Comparisons of catch and precision of pop nets, push nets, and seines for sampling larval and juvenile yellow perch. *North American Journal of Fisheries Management* 28: 1554-1562.
- Parkinson, E. A., J. Berkowitz et C. J. Bull. 1988. Sample size requirements for detecting changes in some fisheries statistics from small trout lakes. *North American Journal of Fisheries Management* 8: 181-190.
- Parsley, M. J., D. E. Palmer et R. W. Burkhardt. 1989. Variation in capture efficiency of a beach seine for small fishes. *North American Journal of Fisheries Management* 9: 239-244.
- Peterman, R. M. 1990. Statistical power analysis can improve fisheries research and management. *Canadian Journal of Fisheries and Aquatic Sciences* 47: 2-15.
- Pierce, C. L., J. B. Rasmussen et W. C. Legget. 1990. Sampling littoral fish with a seine: Corrections for variable capture efficiency. *Canadian Journal of Fisheries and Aquatic Sciences* 47: 1004-1010.
- Plourde-Lavoie, P., et P. Sirois. 2016a. Revue et synthèse de la littérature scientifique sur la reproduction et les habitats des poissons fourrages de la zone littorale du lac Saint-Jean. Chaire de recherche sur les espèces aquatiques exploitées. Université du Québec à Chicoutimi. 126 p.

- Plourde-Lavoie P., et P. Sirois. 2016b. Suivi des poissons fourrages en zone littorale au lac Saint-Jean : analyse de puissance à partir des données des échantillonnages de 1989 à 1995. Chaire de recherche sur les espèces aquatiques exploitées. Université du Québec à Chicoutimi. 55 p.
- Potvin, P. J. 1996. Statistical power for repeated measures ANOVA. M. Sc. Thesis. The University of British Columbia. 169 p.
- Purssell, E. et A. While. 2011. *P* = nothing, or why we should not teach healthcare students about statistics. *Nurse Education Today* 31: 837-840.
- Quinn, G. P. et M. J. Keough. 2002. *Experimental design and data analysis for biologists*. Cambridge. 537 p.
- R Core Team. 2014. *R: A language and environment for statistical computing*. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria.
- Reid, S. et N. Mandrak. 2009. Effect of diel period and season on seining effort required to detect changes in Lake Erie beach fish assemblages. *Environmental Monitoring and Assessment* 153: 73-82.
- Rosenthal, R. 1994. Parametric measures of effect size. Pages 231-244 dans H. Cooper et L. V. Hedges. *The handbook of research synthesis*. Russel Sage Foundation.
- Scheiner, S. M. et J. Gurevitch. 2001. *Design and analysis of ecological experiments*. Oxford University Press. 415 p.
- Scherrer, B. 1984. *Biostatistique*. Gaétan Morin éditeur. Boucherville, Québec. 850 p.
- Steidl, R. J. et J. P. Hayes. 1997. Statistical power analysis in wildlife research. *Journal of Wildlife Management* 61: 270-279.

Thomas, L. 1997. Retrospective power analysis. *Conservation Biology* 11: 276-280.

Underwood, A. J. 1992. Beyond BACI: the detection of environmental impact on populations in the real, but variable world. *Journal of Experimental Marine Biology and Ecology* 161: 145-178.

Underwood, A. J. 1994. On Beyond BACI: Sampling designs that might reliably detect environmental disturbances. *Ecological Applications* 4: 4-15.

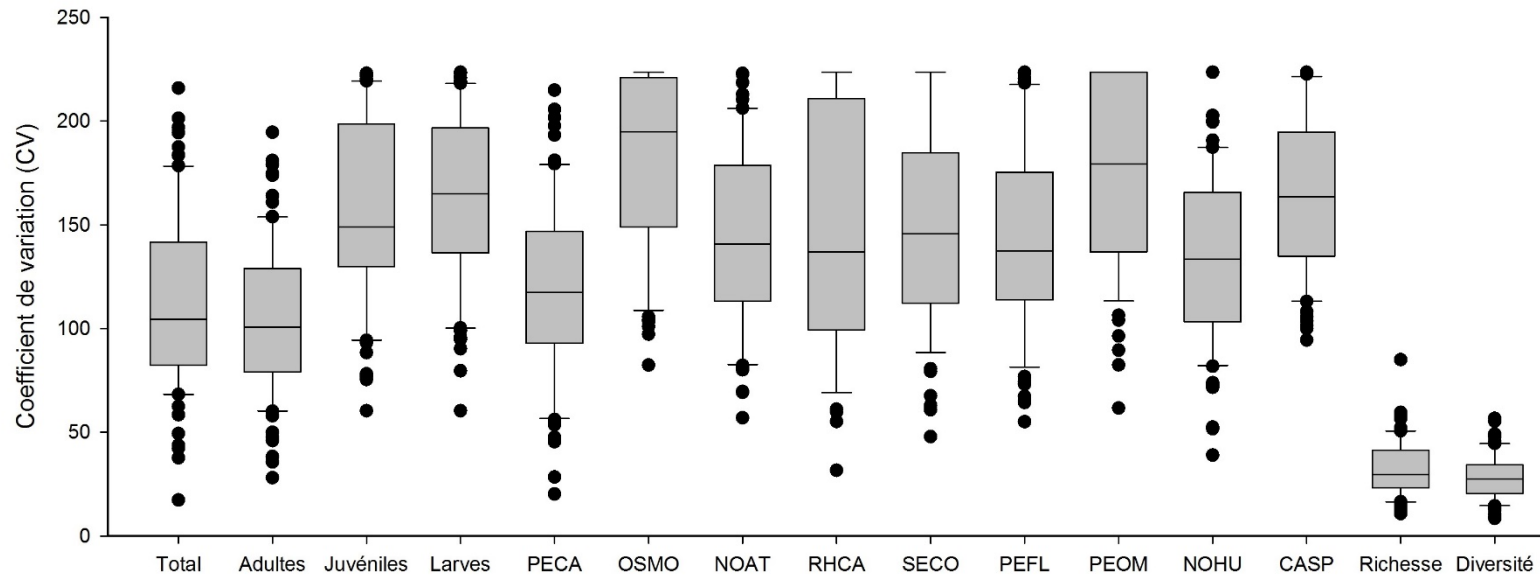
Valentine, M. 1989. Étude de la densité et de la répartition de la faune ichthyenne et benthique du lac St-Jean. Centre Écologique du Lac St-Jean inc. 49 p.

Valentine, M. 1990. Étude de la densité et de la répartition de la faune ichthyenne du lac St-Jean 1990. Centre Écologique du Lac St-Jean inc. 47 p.

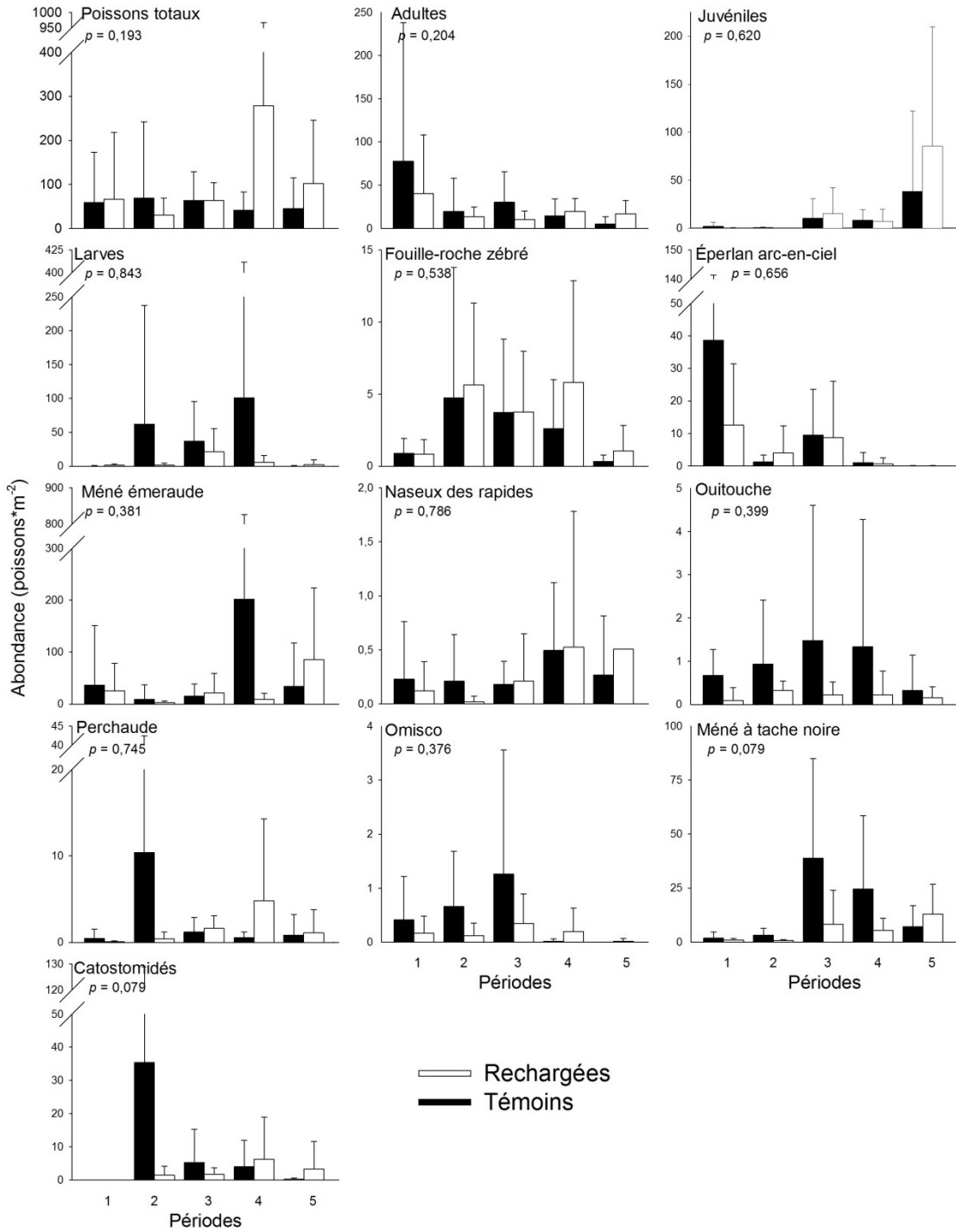
Valentine, M. 1991. Étude de la densité et de la répartition de la faune ichthyenne du lac Saint-Jean 1991. Centre Écologique du Lac St-Jean inc. 39 p.

Verschelden, M.-C. 2009. Estimation des retombées économiques de la pêche sportive au lac Saint-Jean et dans l'aire faunique communautaire du lac Saint-Jean en 2008. Atouts Conseils inc., pour la Corporation LACTivité Pêche Lac-Saint-Jean. 22 p.

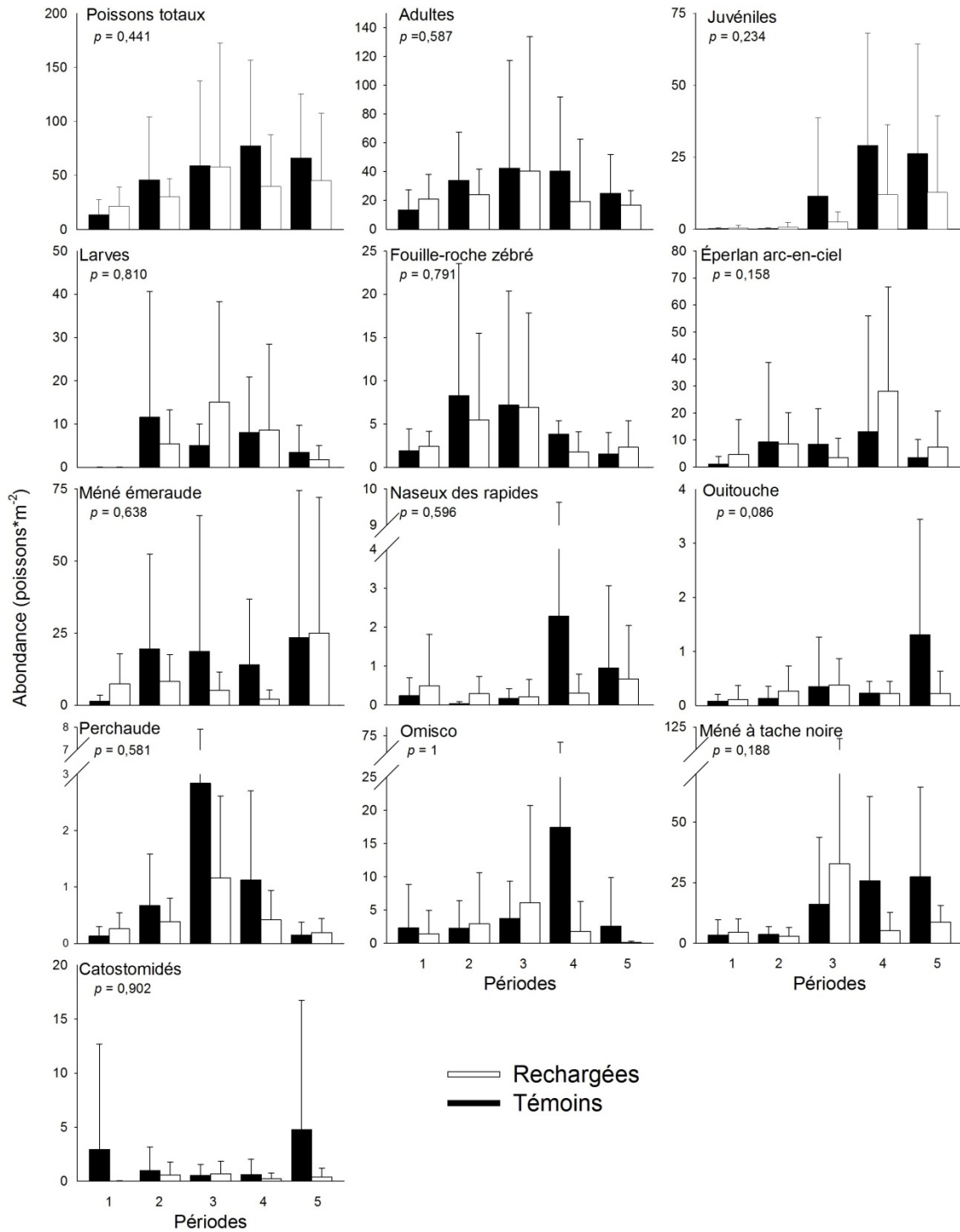
ANNEXES



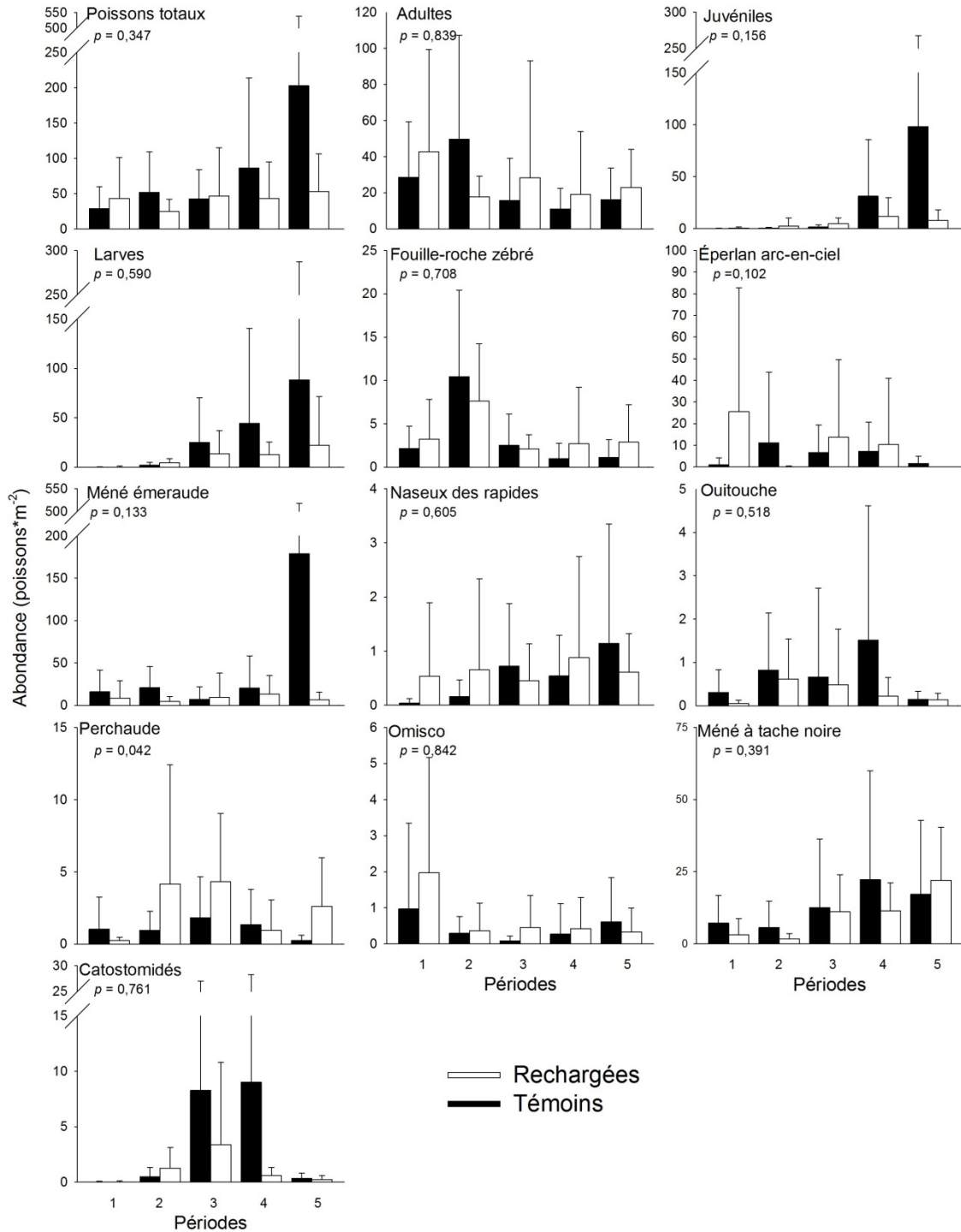
Annexe 1 : Coefficients de variation mesurés par station pour les années 1989 à 1995. Les barres horizontales représentent les 10e, 25e, 50e, 75e et 90e centiles. Les points représentent les valeurs extrêmes.



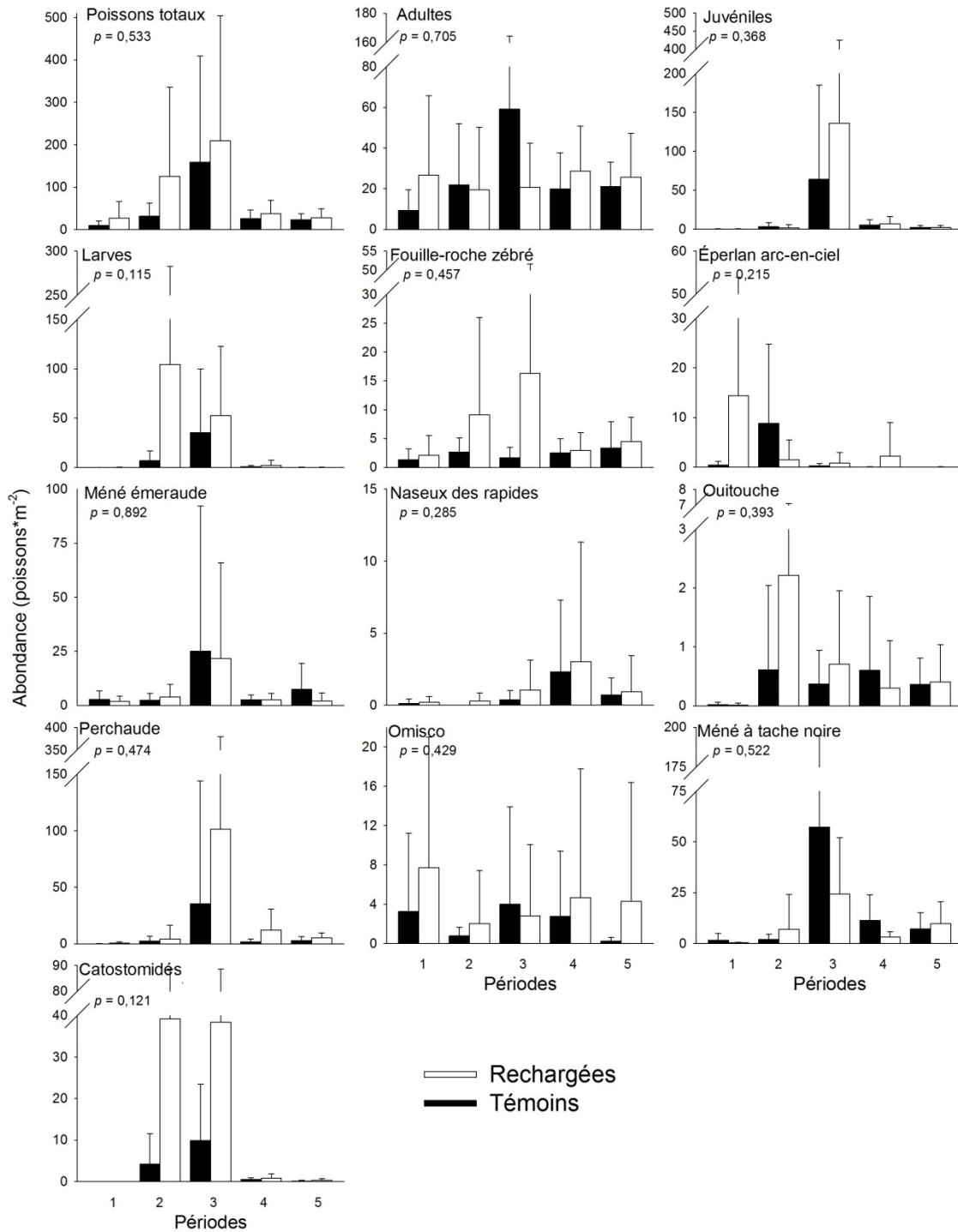
Annexe 2 : Abondance moyenne (\pm écart-type) par espèce pour les cinq périodes échantillonnées en fonction du rechargement des plages. Les valeurs utilisées sont pour l'année 1989. Les valeurs de p indiquent les résultats des PERMANOVA.



Annexe 3 : Abondance moyenne (\pm écart-type) par espèce pour les cinq périodes échantillonnées en fonction du rechargement des plages. Les valeurs utilisées sont pour l'année 1990. Les valeurs de p indiquent les résultats des PERMANOVA.



Annexe 4 : Abondance moyenne (\pm écart-type) par espèce pour les cinq périodes échantillonnées en fonction du rechargement des plages. Les valeurs utilisées sont pour l'année 1991. Les valeurs de p indiquent les résultats des PERMANOVA.



Annexe 5 : Abondance moyenne (\pm écart-type) par espèce pour les cinq périodes échantillonnées en fonction du rechargement des plages. Les valeurs utilisées sont pour l'année 1995. Les valeurs de p indiquent les résultats des PERMANOVA.

