

Parcs Canada – Rapports techniques en matière de sciences des écosystèmes

Report 045

Évaluation statistique et optimisation du programme de monitoring de la mye commune (*Mya arenaria*) au parc national du Canada Kouchibouguac

D. Gallant, A. Poulin, et É. Tremblay

**Agence Parcs Canada, Parc national du Canada Kouchibouguac,
Kouchibouguac, N.B., E4X 2P1**

Catalogage avant publication de Bibliothèque et Archives Canada

Gallant, D. (Daniel)

Évaluation statistique et optimisation du programme de monitoring de la mye commune (*Mya arenaria*) au parc national du Canada Kouchibouguac / par D. Gallant, A. Poulin, et É. Tremblay.

(Parcs Canada-rapports techniques en matière de sciences des écosystèmes ; rapport 045)

Comprend un résumé en anglais.

Comprend des réf. bibliogr.: p.

ISBN 0-662-71418-0

No de cat.: R61-2/19-45-2006F

1. *Mya arenaria*--Nouveau Brunswick--Parc national Kouchibouguac--Statistiques. 2. *Mya arenaria*--Surveillance--Nouveau Brunswick--Parc national Kouchibouguac. I. Tremblay, Eric II. Poulin, A. (André) III. Parcs Canada. Région de l'Atlantique IV. Titre. V. Coll.: Rapports techniques en science des écosytèmes ; 045.

QL430.7.M9G34 2006

333.95'544'0971522

C2006-980045-6

TABLE DES MATIÈRES

Liste des figures.....	v
Liste des tableaux.....	vii
Abstract.....	viii
Résumé.....	ix
1.0 INTRODUCTION.....	1
1.1 Le programme de monitoring des bancs de myes au parc.....	1
1.2 Tests d'hypothèses falsifiables et concept d'analyses de puissance.....	2
1.3 Objectifs.....	5
2.0 MÉTHODOLOGIE.....	5
2.1 Approche générale.....	5
2.2 Logiciels utilisés.....	5
3.0 CRITÈRE A - DENSITÉ MOYENNE MINIMALE DE 100 MYES/m².....	6
3.1 Méthode.....	6
3.1.1 Approche statistique.....	6
3.1.2 Analyses de puissance.....	8
3.2 Résultats.....	9
3.3 Interprétation.....	13
3.4 Discussion.....	13
4.0 CRITÈRE B - PROPORTION MINIMALE DE MYES DE TAILLE LÉGALE (≥ 50 mm) DE 0,10.....	17
4.1 Méthode.....	17
4.1.1 Approche statistique.....	17
4.1.2 Analyse de puissance.....	18
4.2 Résultats.....	19
4.3 Interprétation.....	24
4.4 Discussion.....	24
5.0 CRITÈRE C - DENSITÉ MOYENNE MINIMALE DE 12 MYES DE TAILLE LÉGALE (≥ 50 mm)/m².....	26
5.1 Méthode.....	26
5.1.1 Approche statistique.....	26
5.1.2 Analyses de puissance.....	27
5.2 Résultats.....	28
5.3 Interprétation.....	32
5.4 Discussion.....	32
6.0 RECOMMANDATIONS.....	33
6.1 Critère A.....	33
6.2 Critère B.....	35
6.3 Critère C.....	37
7.0 REMERCIEMENTS.....	38
8.0 BIBLIOGRAPHIE.....	38

ANNEXE A - Méthode d'échantillonnage en zone humide des bancs de myes communes (<i>Mya arenaria</i>) au Parc national du Canada Kouchibouguac.....	41
ANNEXE B - Test de <i>Kolmogorov-Smirnov</i> pour vérifier la distribution normale.....	47
ANNEXE C - Évaluation de la variabilité maximale pour le critère A.....	51
ANNEXE D - Équivalences des moyennes transformées pour le critère A.....	53
ANNEXE E - Distribution du nombre de myes mesurées par échantillon.....	59
ANNEXE F - Évaluation de la variabilité maximale pour le critère C.....	61
ANNEXE G - Équivalences des moyennes transformées pour le critère C.....	63
ANNEXE H - Différence entre l'échantillonnage requis selon le protocole actuel et l'objectif de 50 quadrats par banc.....	67

LISTE DES FIGURES (ANNEXES NON-INCLUSES)

- Figure 1** - Résultats d'analyses de puissance minimale du test de *Student* pour le nombre moyen d'individus/m² pour les suivis de la mye commune (*Mya arenaria*) au Parc national du Canada Kouchibouguac. La puissance statistique est représentée en fonction du nombre de quadrats échantillonnés en zone humide pour un banc de myes quelconque. L'analyse fut effectuée pour les degrés de signification $\alpha = 0,05$ (o-o), $0,10$ (□-□) et $0,20$ (Δ - Δ), pour des différences de $1,00$ (a, b) et $2,00$ (c, d) par rapport au critère A pour les données transformées $\mu_0 = 20,05$ et pour les hypothèses alternatives $H_a : \mu_1 < 20,05$ avec $S = 13,45$ (a, c) et $H_a : \mu_1 > 20,05$ avec $S = 21,35$ (b, d)..... 10
- Figure 2** - Résultats d'analyses de puissance minimale du test de *Student* pour le nombre moyen d'individus/m² pour les suivis de la mye commune au Parc national du Canada Kouchibouguac. La puissance statistique est représentée en fonction du nombre de quadrats échantillonnés en zone humide pour un banc de myes quelconque. L'analyse fut effectuée pour les degrés de signification $\alpha = 0,05$ (o-o), $0,10$ (□-□) et $0,20$ (Δ - Δ), pour des différences de $3,00$ (a, b) et $4,00$ (c, d) par rapport au critère A pour les données transformées $\mu_0 = 20,05$ et pour les hypothèses alternatives $H_a : \mu_1 < 20,05$ avec $S = 13,45$ (a, c) et $H_a : \mu_1 > 20,05$ avec $S = 21,35$ (b, d)..... 11
- Figure 3** - Résultats d'analyses de puissance minimale du test de *Student* pour le nombre moyen d'individus/m² pour les suivis de la mye commune au Parc national du Canada Kouchibouguac. La puissance statistique est représentée en fonction du nombre de quadrats échantillonnés en zone humide pour un banc de myes quelconque. L'analyse fut effectuée pour les degrés de signification $\alpha = 0,05$ (o-o), $0,10$ (□-□) et $0,20$ (Δ - Δ), pour des différences de $5,00$ (a, b) et $6,00$ (c, d) par rapport au critère A pour les données transformées $\mu_0 = 20,05$ et pour les hypothèses alternatives $H_a : \mu_1 < 20,05$ avec $S = 13,45$ (a, c) et $H_a : \mu_1 > 20,05$ avec $S = 21,35$ (b, d)..... 12
- Figure 4** - Résultats d'analyses de puissance du test *Binomial* pour la proportion d'individus de taille légale (≥ 50 mm) pour les suivis de la mye commune au Parc national du Canada Kouchibouguac. La puissance statistique est représentée en fonction du nombre de myes mesurées pour tous les quadrats échantillonnés sur un banc quelconque. Les analyses furent effectuées pour les degrés de signification $\alpha = 0,05$ (o-o), $0,10$ (□-□) et $0,20$ (Δ - Δ), pour des différences de $0,01$ (a, b) et $0,02$ (c, d) par rapport au critère $P_0 = 0,10$ et pour les hypothèses alternatives $H_a : P_1 < 0,10$ (a, c) et $H_a : P_1 > 0,10$ (b, d)..... 20

- Figure 5** - Résultats d'analyses de puissance du test *Binomial* pour la proportion d'individus de taille légale (≥ 50 mm) pour les suivis de la mye commune au Parc national du Canada Kouchibouguac. La puissance statistique est représentée en fonction du nombre de myes mesurées pour tous les quadrats échantillonnés sur un banc quelconque. Les analyses furent effectuées pour les degrés de signification $\alpha = 0,05$ (o-o), $0,10$ (□-□) et $0,20$ (Δ - Δ), pour des différences de $0,03$ (a, b) et $0,04$ (c, d) par rapport au critère $P_0 = 0,10$ et pour les hypothèses alternatives $H_a : P_1 < 0,10$ (a, c) et $H_a : P_1 > 0,10$ (b, d)..... 21
- Figure 6** - Résultats d'analyses de puissance du test *Binomial* pour la proportion d'individus de taille légale (≥ 50 mm) pour les suivis de la mye commune au Parc national du Canada Kouchibouguac. La puissance statistique est représentée en fonction du nombre de myes mesurées pour tous les quadrats échantillonnés sur un banc quelconque. Les analyses furent effectuées pour les degrés de signification $\alpha = 0,05$ (o-o), $0,10$ (□-□) et $0,20$ (Δ - Δ), pour des différences de $0,01$ (a, b) et $0,02$ (c, d) par rapport à la proportion $0,12$ et pour les hypothèses alternatives $H_a : P_1 < 0,12$ (a, c) et $H_a : P_1 > 0,12$ (b, d)..... 22
- Figure 7** - Résultats d'analyses de puissance du test *Binomial* pour la proportion d'individus de taille légale (≥ 50 mm) pour les suivis de la mye commune au Parc national du Canada Kouchibouguac. La puissance statistique est représentée en fonction du nombre de myes mesurées pour tous les quadrats échantillonnés sur un banc quelconque. Les analyses furent effectuées pour les degrés de signification $\alpha = 0,05$ (o-o), $0,10$ (□-□) et $0,20$ (Δ - Δ), pour des différences de $0,03$ (a, b) et $0,04$ (c, d) par rapport à la proportion $0,12$ et pour les hypothèses alternatives $H_a : P_1 < 0,12$ (a, c) et $H_a : P_1 > 0,12$ (b, d)..... 23
- Figure 8** - Résultats d'analyses de puissance minimale du test de *Student* pour le nombre moyen d'individus de taille légale (≥ 50 mm)/m² pour les suivis de la mye commune au Parc national du Canada Kouchibouguac. La puissance statistique est représentée en fonction du nombre de quadrats échantillonnés en zone humide pour un banc de myes quelconque. L'analyse fut effectuée pour les degrés de signification $\alpha = 0,05$ (o-o), $0,10$ (□-□) et $0,20$ (Δ - Δ), pour des différences de $0,50$ (a, b) et $1,00$ (c, d) par rapport au critère C pour les données transformées $\mu_0 = 7,07$ et pour les hypothèses alternatives $H_a : \mu_1 < 7,07$ avec $S = 5,70$ (a, c) et $H_a : \mu_1 > 7,07$ avec $S = 6,64$ (b, d)..... 29

Figure 9 - Résultats d'analyses de puissance minimale du test de *Student* pour le nombre moyen d'individus de taille légale (≥ 50 mm)/m² pour les suivis de la mye commune au Parc national du Canada Kouchibouguac. La puissance statistique est représentée en fonction du nombre de quadrats échantillonnés en zone humide pour un banc de myes quelconque. L'analyse fut effectuée pour les degrés de signification $\alpha = 0,05$ (o-o), 0,10 (□-□) et 0,20 (Δ-Δ), pour des différences de 1,50 (a, b) et 2,00 (c, d) par rapport au critère C pour les données transformées $\mu_0 = 7,07$ et pour les hypothèses alternatives $H_a : \mu_1 < 7,07$ avec $S = 5,70$ (a, c) et $H_a : \mu_1 > 7,07$ avec $S = 6,64$ (b, d)..... 30

Figure 10 - Résultats d'analyses de puissance minimale du test de *Student* pour le nombre moyen d'individus de taille légale (≥ 50 mm)/m² pour les suivis de la mye commune au Parc national du Canada Kouchibouguac. La puissance statistique est représentée en fonction du nombre de quadrats échantillonnés en zone humide pour un banc de myes quelconque. L'analyse fut effectuée pour les degrés de signification $\alpha = 0,05$ (o-o), 0,10 (□-□) et 0,20 (Δ-Δ), pour des différences de 2,50 (a, b) et 3,00 (c, d) par rapport au critère C pour les données transformées $\mu_0 = 7,07$ et pour les hypothèses alternatives $H_a : \mu_1 < 7,07$ avec $S = 5,70$ (a, c) et $H_a : \mu_1 > 7,07$ avec $S = 6,64$ (b, d)..... 31

LISTE DES TABLEAUX (ANNEXES NON-INCLUSES)

Tableau 1 - Les quatre conclusions possibles pour les tests statistiques d'hypothèses falsifiables, par rapport à l'hypothèse nulle soumise au test et si elle représente ou non la valeur retrouvée au sein de la population de myes communes (*Mya arenaria*). Les termes régissant la probabilité pour chaque possibilité sont représentés entre parenthèses..... 3

ABSTRACT

Kouchibouguac National Park of Canada currently uses three criteria in order to decide if softshell clam (*Mya arenaria*) exploitation within its borders should be permitted or banned. For exploitation to be permitted, a clam bed must have a density of at least 100 clams/m² (criterion A), a minimum proportion of 0,10 of the clams sampled that are of legal size (≥ 50 mm, criterion B), and a minimum density of 12 legal sized clams/m² (criterion C).

The first objective of the study was to choose statistical tests in order to test sampled clam beds for compliance to these criteria. The second and major objective of the study was to conduct power analyses on the chosen tests for multiple scenarios in order to optimize the sampling protocol and hence, obtain the highest statistical power out of reasonable sampling efforts. The PASS2002 program was used to conduct the power analyses.

We determined that the one-sided *Student* test for one sample hypotheses was best to test the criteria A and C, while the *Binomial* test was preferred for the criterion B. Based on the results of power analyses, it was determined that a minimum of 50 quadrats should be sampled per clam bed if the *Student* test is to be sufficiently powerful to test criterion A. This increase in the minimum number of quadrats per clam bed also ensures that most clam beds surveyed will have enough clams measured in their respective samples to conduct a sufficiently powerful *Binomial* test for criterion B. Because the data concerning the calculus of criterion C had high variability, this complicated the results of student tests and affected statistical power. We recommended not to test for criterion C and only use the calculus of the density of legal sized clams as complementary information when testing for criterion A and B.

RÉSUMÉ

Le Parc national du Canada Kouchibouguac se base présentement sur trois critères pour permettre ou interdire la récolte des myes communes (*Mya arenaria*) au sein des bancs à l'intérieur de ses frontières. Pour être ouvert à l'exploitation, un banc doit avoir au une densité moyenne minimum de 100 myes/m² (critère A), une proportion minimum de 0,10 des myes de taille légalement exploitable (≥ 50 mm, critère B) et une densité moyenne minimale de 12 myes de taille légale/m² (critère C).

Le premier objectif de l'étude fut de sélectionner, avec justifications, des tests statistiques à appliquer pour vérifier si un échantillon particulier répond à chacun de ces trois critères. Le second et principal objectif fut ensuite d'effectuer les analyses de puissance statistique pour ces tests. Des recommandations furent émises à partir de ces analyses afin d'optimiser le programme de monitoring de la mye commune au parc et de ce fait, assurer une puissance statistique adéquate à partir d'efforts d'échantillonnage raisonnables. Le logiciel PASS2002 fut utilisé pour effectuer les analyses de puissance sur une diversité de combinaisons pour les paramètres impliqués dans les calculs de puissance statistique.

Il fut déterminé que le type de test approprié pour effectuer les tests pour les critères A et C est le test de *Student* unilatéral pour les hypothèses à un seul échantillon, tandis que le test *Binomial* fut choisi pour tester le critère B. Basé sur les résultats, il fut recommandé d'échantillonner un minimum de 50 quadrats par banc de myes afin de pouvoir effectuer des tests de *Student* suffisamment puissants pour tester le critère A. Ce nombre de quadrats par banc de myes assure en retour que la majorité des bancs échantillonnés auront assez de myes mesurées pour que le test *Binomial* soit suffisamment puissant pour tester le critère B. Il fut recommandé de s'abstenir de tester le critère C puisque les données ont tendance à être trop variables pour la majorité des échantillons, ce qui pose des problèmes au niveau des résultats des tests et de la puissance statistique. Le calcul de la densité de myes de taille légale demeure utile pour fournir des informations qui complètent les calculs liés aux critères A et B.

1.0 INTRODUCTION

1.1 LE PROGRAMME DE MONITORING DES BANCS DE MYES AU PARC

Une des recommandations de la commission LaForest et Kent-Roy (1981) acceptée par les gouvernements provincial et fédéral, permet la récolte de myes communes (*Mya arenaria*) à l'intérieur des frontières du Parc national du Canada Kouchibouguac pour les détenteurs d'un permis récréatif ou commercial. Étant donné que les différents bancs de myes à l'intérieur de ses frontières sont exploités, le parc effectue le monitoring de ces populations de myes afin de gérer cette ressource et d'assurer sa conservation. Le premier suivi des bancs de myes fut effectué en 1979 par Vézina (1980), qui échantillonna les populations de myes présentes sur différentes battures du parc. Selon le même protocole que Vézina (1980), des suivis additionnels furent effectués en 1993 (Maltais 1994), en 1996 (LeBlanc et al. 1998), et de 1997 à 1999 (données non-publiées).

Le parc effectue exclusivement des échantillonnages annuels en zone humide depuis l'année 2000. En résumé, la méthode consiste à établir une grille d'échantillonnage à partir d'une ligne de base parallèle au rivage. Tous les 30 m, le long de cette ligne de base, une ligne perpendiculaire à la ligne de base est établie. Ces lignes sont ensuite croisées à intervalles de 30 m par des lignes établies perpendiculairement à ces dernières et parallèlement à la ligne de base, avec la première de ces lignes établie à 10 m de la ligne de base. À chaque point de croisement de lignes dans la grille, un échantillon (quadrat) d'une superficie de 0,25 m² est scruté, où toutes les myes sont comptées et mesurées. L'échantillonnage débute aux stations près de la rive et se poursuit jusqu'à ce qu'il n'y ait plus de myes, que l'eau devienne trop profonde ou que la zostère apparaisse. Ce protocole de monitoring des bancs de myes du parc est inclus à l'annexe A.

Dans le Golfe du Saint-Laurent, une taille minimale est imposée comme mesure de conservation (Landry et Ouellette 1993). Autrefois de 38 mm, cette taille minimale est passée à 50 mm en mai 1995 pour la province du Nouveau-Brunswick (LeBlanc et al. 1998). Pour sa part, le Parc national du Canada Kouchibouguac se base sur trois critères afin d'interdire ou de permettre l'exploitation des différents bancs de myes à l'intérieur de ses frontières. Pour qu'un banc soit ouvert à l'exploitation, il doit satisfaire chacun des critères suivants :

Critère A : Peu importe sa dimension, un banc doit avoir au minimum, une densité moyenne de 100 myes/m² pour être ouvert à l'exploitation. Ce critère fut instauré en 2001 comme moyen d'obtenir des informations générales sur l'ensemble des classes de taille au sein des bancs de myes. Ceci est un moyen simple de non-seulement tenir compte des myes de taille légalement exploitable mais également celles plus petites qui constituent le recrutement potentiel pour les années futures.

Critère B : Un minimum de 10 % de la population (proportion de 0,1) d'un banc de myes donné doit être de taille légalement exploitable (≥ 50 mm) pour que ce banc soit

ouvert à l'exploitation. Ce critère fut recommandé par Vézina (1980) en 1979 comme moyen de vérifier si les bancs étaient surexploités. Il est basé sur le critère de Lamoureux (1977), comme quoi un minimum de 15 % des myes doit être de taille légalement exploitable pour ne pas être considéré comme surexploité. Ce critère fut abaissé à 10 % pour le parc en 1995. Cette adaptation coïncide avec l'année où la taille pour les myes de taille légalement exploitable fut augmentée de 38 mm à 50 mm pour la province.

Critère C : Un banc doit avoir au minimum, une densité moyenne de 12 myes de taille légale (≥ 50 mm)/m² pour être ouvert à l'exploitation. Ce critère fut initialement recommandé pour le parc par Vézina (1980) et provient de Lamoureux (1977).

Les critères choisis par le parc pour permettre ou interdire la récolte de myes au sein des bancs du parc constituent des critères minimums visant la conservation de cette espèce/ressource. Si un banc de myes concerné satisfait à ces critères, cela ne signifie en aucun cas que le dit banc peut être considéré comme étant en santé et que par conséquent, il a atteint un niveau souhaitable d'intégrité écologique. Il est envisageable que de nouvelles informations sur la dynamique et l'écologie des bancs de myes du parc feront surface dans le futur, par le biais d'activités de recherches ou suite aux activités de gestions des bancs de myes dans le parc. La situation au niveau de la demande pour cette ressource à l'intérieur du parc peut aussi varier. Dans l'optique de pratiques de gestion flexibles et adaptables tenant compte de l'apport de nouvelles connaissances et de nouveaux objectifs de gestion, les valeurs pour ces critères peuvent être appelées à changer. Dans un tel cas, les résultats du présent rapport devront être révisés afin de s'assurer de la validité des recommandations et s'il y a lieu, d'adapter ces dernières de sorte à assurer une puissance statistique adéquate face aux nouvelles exigences pour ces critères.

1.2 TESTS D'HYPOTHÈSES FALSIFIABLES ET CONCEPT D'ANALYSES DE PUISSANCE

Peterman (1990) souligne que la majorité des chercheurs dans le domaine des sciences halieutiques organisent leurs recherches afin de soumettre les données qu'ils obtiennent à des tests d'hypothèses falsifiables. C'est également ces types de tests que nous appliquerons pour détecter les violations des trois critères utilisés par le parc comme mesure de conservation de ses bancs de myes. Johnson (1999) décrit cette procédure en quatre étapes. Premièrement, une hypothèse dite "nulle" (H_0) est formulée à propos du paramètre ou du phénomène d'intérêt. Habituellement, cette hypothèse représente le contraire de celle que l'on cherche à appuyer. Par exemple, les données d'un suivi peuvent être utilisées pour tester l'hypothèse d'une absence de changement d'abondance dans la population d'une espèce de mollusque donnée. L'hypothèse alternative (H_a) constitue le contraire de H_0 et c'est généralement H_a que l'on cherche à démontrer. Deuxièmement, les échantillons sont recueillis sur le terrain. Troisièmement, le test basé sur H_0 est effectué et une valeur de probabilité p est obtenue. Quatrièmement, H_0 est acceptée ou rejetée, dépendamment de la valeur de p . En considérant que H_0 soit vraie, que le modèle choisi soit correct et que l'échantillonnage soit aléatoire, cette valeur p nous indique

quelle est la probabilité d'obtenir les données qui ont été recueillies ou d'autres plus extrêmes (Germano 1999, Johnson 1999).

Dans la majorité des cas, la valeur d'un paramètre d'intérêt obtenue à partir d'un échantillon n'équivaudra pas exactement à la vraie valeur du paramètre pour la population entière. Une conséquence de ceci est que même si H_0 est vraie, la valeur obtenue par échantillonnage différera de cette dernière, aussi légèrement soit-il (Cohen 1988). Un seuil α pour la valeur p est donc déterminé à l'avance (habituellement $\alpha = 0,01$ et $0,05$) et la différence décelée dans un test est déclarée statistiquement significative et H_0 rejetée si la valeur p associée à l'échantillon est inférieure au seuil α choisi. L'hypothèse alternative H_a , qui se doit d'être complémentaire à H_0 , est donc favorisée puisqu'il fut déterminé que H_0 est improbable. Tel que résumé au tableau 1, quatre types de conclusions sont possibles lorsqu'un test d'hypothèses falsifiables est effectué (Toft et Shea 1983, Hintze 2000) :

1. H_0 n'est pas rejetée alors que H_0 est vraie. Ceci correspond à une décision correcte.
2. H_0 est rejetée alors que H_0 est vraie. Il s'agit de conclure que H_0 est improbable alors qu'en réalité, H_0 est vraie. Ceci constitue une erreur dite de type I. La probabilité d'effectuer ce type d'erreur est déterminée par le seuil α choisit, en dessous duquel la décision est prise de rejeter H_0 .
3. H_0 n'est pas rejetée alors que H_0 est fausse. Il s'agit de conclure que H_0 est probable alors qu'en réalité, H_0 est fausse. Ceci constitue une erreur dite de type II. La probabilité d'effectuer ce type d'erreur est déterminée par β . La puissance statistique d'un test est représentée par son complément, $1 - \beta$ et correspond à la probabilité de rejeter H_0 lorsqu'elle est fausse.
4. H_0 rejetée alors que H_0 est fausse. Ceci correspond à une décision correcte.

Tableau 1 : Les quatre conclusions possibles pour les tests statistiques d'hypothèses falsifiables, par rapport à l'hypothèse nulle soumise au test et si elle représente ou non la valeur retrouvée au sein de la population. Les termes régissant la probabilité pour chaque possibilité sont représentés entre parenthèses.*

Situation Réelle	Décision	
	H_0 non rejetée	H_0 rejetée
H_0 est en réalité vraie	1. Correcte ($1 - \alpha$)	2. Erreur de type I (α)
H_0 est en réalité fausse	3. Erreur de type II (β)	4. Correcte ($1 - \beta$)

* Ce tableau fut adapté de Toft et Shea (1983).

Traditionnellement, la majorité des chercheurs s'appliquent à minimiser les risques de commettre des erreurs de type I en choisissant un seuil α très petit

(i.e., $\alpha = 0,01$ et $0,05$). La raison motivant cette décision est que l'on pense qu'il est prioritaire d'éviter de conclure avec erreur qu'un phénomène d'intérêt existe alors qu'en réalité, cela n'est pas le cas. Cependant, lorsque les analyses de données consistent à déterminer si les effectifs d'une population subissent un déclin, les erreurs de type II entraînent des conséquences potentiellement plus graves que celles de type I. Une erreur de type I est commise si lors d'un test appliqué aux données d'un programme de monitoring écologique pour une espèce donnée, on conclut à tort que la population subit une diminution ou une augmentation de ses effectifs alors qu'en réalité, la population est demeurée stable entre les échantillons comparés par le test. Ceci constitue donc une fausse alerte et des actions de conservation/gestion sont entreprises sans qu'elles soient nécessaires. Lorsqu'une erreur de type II est commise dans un contexte de monitoring, l'hypothèse H_0 stipulant qu'il n'y a aucun changement des effectifs dans la population n'est pas rejetée et l'expérimentateur conclut avec erreur que la population est demeurée stable alors qu'en réalité, cela n'est pas le cas. Si la population a subi un déclin, le test lui, n'affiche pas de différence statistiquement significative. Suivant ce résultat, aucune action de conservation/gestion n'est entreprise alors que la population a réellement chuté. Les conséquences qu'entraînent des tests dont la puissance statistique est insuffisante peuvent donc être graves, surtout lorsque les populations des espèces suivies sont déjà menacées de disparition ou qu'elles constituent des ressources exploitées.

En raison des conséquences reliées aux erreurs de type II dans un tel contexte, il devient important d'évaluer la puissance qu'auront les tests statistiques que l'on prévoit effectuer sur les données amassées dans le cadre d'un programme de monitoring écologique. La puissance statistique qu'aura un test sera en partie déterminée par le seuil de signification choisi, la taille de l'effet, la taille de l'échantillon et la variabilité dans les données (Peterman 1990).

Seuil de signification (α) : La puissance statistique ($1 - \beta$) est positivement associée à α . Donc, en acceptant de plus grands risques de commettre des erreurs de type I en augmentant le seuil α pour exercer les tests statistiques (i.e., $\alpha = 0,10$ et $0,20$), la puissance statistique de ces tests sera plus élevée (i.e., plus grande probabilité de rejeter H_0 lorsqu'elle est fausse).

Taille de l'effet : Plus la taille de l'effet est grande, plus grande sera la probabilité que le test rejette H_0 et donc plus le test sera puissant. La taille de l'effet correspond par exemple à la taille de la différence entre les moyennes des échantillons comparés lors d'un test. Lorsqu'un échantillon unique est comparé à une valeur spécifique, la taille de l'effet correspond à la différence entre la moyenne de l'échantillon et cette valeur.

Taille de l'échantillon (n) : Plus la taille des échantillons inclus dans un test est grande, plus la puissance statistique pour ce test sera élevée. Il est donc possible d'augmenter la puissance statistique d'un test à effectuer en augmentant l'effort d'échantillonnage.

Variabilité dans les données (S^2 , S) : Plus il y a de variabilité dans les données au sein des échantillons impliqués, moins un test statistique appliqué sur ces échantillons sera puissant.

1.3 OBJECTIFS

Bien que les critères de gestion pour l'ouverture ou la fermeture de la pêche aux myes soient bien établis au parc, jusqu'à ce jour, aucune méthode statistique ne fut formellement adoptée pour tester si un échantillon particulier satisfait ou non à ces critères. Ce rapport a donc comme premier objectif de sélectionner, avec justifications, des tests statistiques à appliquer pour vérifier si un échantillon répond à chacun de ces trois critères. Le second et principal objectif est d'effectuer ensuite les analyses de puissance pour ces tests. À partir de ces analyses, des recommandations seront émises afin d'optimiser le programme de monitoring de la mye commune au parc et de ce fait, assurer une puissance statistique adéquate à partir d'efforts d'échantillonnage raisonnables.

2.0 MÉTHODOLOGIE

2.1 APPROCHE GÉNÉRALE

Pour chacun des critères, le type de données impliquées fut considéré pour guider le choix du test à appliquer. Pour valider le choix d'un test dans le contexte suggéré, les données de monitoring antérieurement amassées au parc furent analysées pour confirmer que les conditions d'application du test soient satisfaites. Les hypothèses de travail à appliquer furent ensuite présentées, de même que les valeurs choisies pour les paramètres impliqués dans les analyses de puissance effectuées.

Il existe une diversité croissante de modèles et de procédures statistiques pour analyser les données obtenues dans le cadre de programmes de monitoring (e.g., Hatfield et al. 1996, Thomas 1996). Le présent ouvrage se veut un outil de gestion aussi facile à appliquer que statistiquement adéquat. Pour ce faire, les tests les plus simples parmi ceux qui s'offrent furent privilégiés avant tout autres pour tester les critères. Une attention particulière fut apportée pour s'assurer que les tests proposés soient faciles à apprendre, rapides à exécuter et qu'il ne nécessitent pas de logiciels complexes. Le type de test peut avoir un effet sur la puissance statistique mais il semble que cet effet soit plutôt modeste (Hatfield et al. 1996). Donc, nos choix de tests ne risquent pas d'affecter grandement la puissance statistique. Les efforts d'amélioration de la puissance statistique sont mieux investis lorsqu'ils améliorent les protocoles d'échantillonnage pour diminuer la variabilité dans les données (Gibbs et al. 1998). Cette dernière exerce une influence majeure sur la puissance statistique.

2.2 LOGICIELS UTILISÉS

Le logiciel SPSS version 8.0.0 pour Windows (SPSS Inc. 1997) fut utilisé pour calculer les statistiques descriptives (e.g., moyennes, écarts-types, tests de distribution des données) et pour construire les histogrammes. Les analyses de puissance pour les trois critères furent effectuées avec le logiciel PASS2002 (Hintze 2004). Les figures et les tableaux de données associés aux analyses de puissance furent également élaborés avec PASS2002.

3.0 CRITÈRE A – DENSITÉ MOYENNE MINIMALE DE 100 MYES/m²

3.1 MÉTHODE

3.1.1 Approche statistique

Nature des données : Pour chaque banc de myes, la valeur numérique à tester contre le critère A consiste en une densité moyenne, c'est-à-dire, le nombre moyen de myes/m². Chacun des quadrats échantillonnés en zone humide sur un banc de myes donné est d'une superficie de 0,25 m². Il faut multiplier par un facteur de quatre le nombre de myes dénombrées dans chacun des quadrats afin que ces derniers deviennent des mesures de densités par mètres carrés. La moyenne peut ensuite être calculée à partir de ces dernières valeurs pour obtenir le nombre moyen de myes/m² pour le banc de myes d'intérêt.

Choix du test à appliquer : Le test statistique approprié pour tester la valeur moyenne d'un échantillon contre une valeur spécifique (i.e., critère A) est le test de *Student* pour les hypothèses à un seul échantillon. Le fonctionnement du test est expliqué en détails par Zar (1999). Ce test paramétrique est associé à une plus forte puissance statistique que son analogue non-paramétrique, le test de *Wilcoxon*, lorsque l'on assume l'approximation d'une distribution normale pour ce dernier (D. Gallant, données non-publiées).

Les conditions d'application du test de *Student* pour les hypothèses à un seul échantillon, tel que présentées par Hintze (2000), sont les suivantes :

1. Les données doivent être continues (non-discrètes).
2. Les données doivent être prélevées de façon aléatoire, de sorte que chaque individu dans la population ait une probabilité égale aux autres d'être sélectionné pour faire partie de l'échantillon.
3. Les données doivent suivre la distribution normale des probabilités.

Le test de *Student* est reconnu pour conserver sa robustesse lorsque les données violent la condition de la normalité (e.g., Boneau 1960) et cette robustesse s'accroît lorsque les échantillons sont de grande taille (Zar 1999). Cependant, si les conditions d'application ne sont pas satisfaites dans une mesure raisonnable, les évaluations du degré de signification et de la puissance statistique seront erronées et il devient risqué de se baser sur les résultats de ces tests pour prendre des décisions (Hintze 2000).

Les données par rapport au critère A consistent en des décomptes de myes pour chacun des quadrats échantillonnés, elles sont donc discrètes. Cependant, Hintze (2000) soutient que cette condition peut être ignorée tant et aussi longtemps que l'échantillon dont il est question contient un minimum de cinq valeurs différentes. À l'exception des rares cas où pratiquement aucune mye ne serait détectée lors d'un échantillonnage, cette condition permissive de Hintze (2000) sera pratiquement toujours satisfaite. Le modèle d'échantillonnage des bancs de myes est systématique. Une grille

d'échantillonnage est construite sur le site afin de désigner les stations où échantillonner les quadrats de 0,25 m² (voir annexe A). L'emplacement de la grille d'échantillonnage n'est pas la même à chaque fois qu'un banc de myes particulier est ré-échantillonné annuellement. Puisque les stations d'échantillonnages ne sont pas fixes d'un d'échantillonnage à l'autre, il est raisonnable d'affirmer qu'avant l'établissement de la grille d'échantillonnage, toutes les myes ont des chances égales de faire partie de l'échantillon.

Pour vérifier si les échantillons prélevés sur les bancs de myes du Parc national du Canada Kouchibouguac proviennent de populations ayant une distribution normale, le test de *Kolmogorov-Smirnov* fut appliqué sur les 158 échantillons amassés au parc entre 1998 et 2004. La majorité des échantillons présentaient une distribution différente de la normalité et une version particulière de la transformation des données en racine carrée (Freeman et Tukey 1950) fut appliquée pour obtenir la distribution normale au sein des échantillons. Un exemple complet de la procédure appliquée sur les 20 échantillons ayant le plus grand nombre de myes détectées est fourni à l'annexe B et l'équation 1 de cette annexe fut la formule retenue pour transformer les données en vue d'obtenir la distribution normale.

Après transformation, seulement 25 des 158 échantillons ont maintenu de manière statistiquement significative une distribution différente de la normalité ($p < 0,05$). C'est donc dire que dans la majorité des cas, la transformation modifiera la distribution des données au point d'obtenir la normalité. Les échantillons qui maintenaient une distribution différente de la normalité après transformation avaient comme moyenne des valeurs plutôt éloignées du critère A. Donc, même si les résultats de nos analyses de puissance ne constituent pas des évaluations raisonnables des risques de commettre une erreur de type II pour de tels échantillons (i.e., les 25 échantillons n'ayant pas la distribution normale) les tests de *Student* parviendront facilement à rejeter l'hypothèse nulle pour ces dits échantillons. Ceci parce que la densité de myes au sein de tels échantillons est très faible par rapport à ce qui est requis par le critère A.

Avant d'effectuer un test de *Student* sur un échantillon, il faut appliquer cette transformation pour toutes les données constituant l'échantillon à tester, chacune ayant déjà été multipliée par un facteur de quatre pour obtenir la densité au mètre (voir nature des données, section 3.1.1).

Hypothèses de travail : Les analyses de puissance statistique qui ont été effectuées concernent les tests de *Student* unilatéraux. Les tests unilatéraux sont préférables puisqu'ils sont associés à une plus grande puissance statistique lorsqu'on les compare aux mêmes tests effectués de façon bilatérale (Cohen 1988; D. Gallant, données non-publiées). Il y a donc deux hypothèses alternatives possibles. Lorsque transformé, le critère A de 100 myes/m² devient alors $\mu_0 = 20,05$. En utilisant μ_1 pour désigner la moyenne des données transformées de l'échantillon d'intérêt, lorsque $\mu_0 > \mu_1$, le test de *Student* à effectuer aura comme hypothèse nulle $H_0 : \mu_1 \geq 20,05$, et l'hypothèse alternative sera $H_a : \mu_1 < 20,05$. À l'inverse, si $\mu_0 < \mu_1$, l'hypothèse nulle sera $H_0 : \mu_1 \leq 20,05$, et donc $H_a : \mu_1 > 20,05$.

L'hypothèse alternative $H_a: \mu_1 < 20,05$ constitue un test plus tolérant puisque le gestionnaire doit déterminer que la moyenne des données transformées du nombre de myes/m² pour l'échantillon en question est significativement inférieure au critère transformé $\mu_0 = 20,05$ pour que la récolte soit interdite. À l'inverse, le test avec l'hypothèse alternative $H_a: \mu_1 > 20,05$ est plus exigeant. En effet il faut déterminer que la moyenne des données transformées du nombre de myes/m² pour l'échantillon en question est significativement supérieure au critère transformé $\mu_0 = 20,05$ pour permettre la récolte. Il faut aussi décider si la récolte doit être interdite ou permise dans les cas où l'hypothèse nulle H_0 n'est pas rejetée (i.e., lorsque la valeur de l'échantillon est très près de 20,05). Il appartient aux gestionnaires de privilégier l'approche répondant le mieux à leurs objectifs de gestion et de conservation de la ressource. Pour conserver ces possibilités, les analyses de puissance statistique ont été effectuées pour les deux hypothèses alternatives, selon que la valeur moyenne des données transformées de l'échantillon concerné est inférieure ou supérieure au critère transformé $\mu_0 = 20,05$.

3.1.2 Analyses de puissance

Évaluation de la variabilité des données : Les données de décompte d'un événement ou d'un organisme se manifestant de façon aléatoire tendent vers une distribution de Poisson plus que tout autre type de distribution. Une des conséquences de ceci est que les variances des échantillons tirés d'une telle distribution seront positivement corrélées à la taille de leurs moyennes respectives (Zar 1999). Aux plus grandes moyennes seront associées les plus grandes variances et par conséquent, les plus grands écarts-types. Ceci est le cas pour les données de suivi des bancs de myes du parc, même après la transformation des données (annexe C, figure C.1).

Pour produire des analyses de puissance adaptées à cette situation, deux estimations différentes de l'écart-type furent retenues. Pour la situation où l'échantillon de données transformées à tester possède une moyenne inférieure au critère A transformé $\mu_0 = 20,05$, l'écart-type $S = 13,45$ fut utilisé dans les analyses de puissance (annexe C, figure C.1). Lorsque l'échantillon de données transformées à tester possède une moyenne supérieure au critère A transformé $\mu_0 = 20,05$, $S = 21,35$ fut utilisé dans les analyses de puissance (annexe C, figure C.1). Ces deux nombres constituent des valeurs maximales historiques, sans considérer 5 % des plus grands écarts-types, étiquetées comme valeurs extrêmes. Ceci veut dire que les analyses, basées sur ces valeurs, représentent la puissance minimale qu'auront les tests de *Student* appliqués aux deux situations. Pour tout échantillon testé dont l'écart-type (données transformées) sera plus petit que ces valeurs, le gestionnaire peut être confiant que le test de *Student* aura davantage de puissance statistique que les résultats présentés dans le présent rapport.

L'ouverture d'un banc à l'exploitation alors que la densité réelle de myes est trop basse peut entraîner des conséquences importantes. La population du banc chutera davantage et plus de temps sera nécessaire pour qu'elle récupère et atteigne à nouveau une densité égale ou supérieure à 100 myes/m². L'approche très conservatrice adoptée

visé donc à minimiser les risques importants associés à la récolte d'échantillons de taille insuffisante.

Taille de la différence par rapport à H_0 : Les analyses furent effectuées sur des différences de 1,00; 2,00; 3,00; 4,00; 5,00 et 6,00 au-dessous et au-dessus du critère A transformé de 20,05. Ceci correspond à des échantillons dont la moyenne des données transformées correspond respectivement à 19,05; 18,05; 17,05; 16,05; 15,05; 14,05 et 21,05; 22,05; 23,05; 24,05; 25,05; 26,05.

Taille des échantillons : Les analyses furent effectuées pour $n = 20, 60, 100, 140, 180, 220, 260, 300, 340, 380, 420, 460$ et 500 lorsque la taille de la différence fut réglée à 1,00 et 2,00. Les analyses furent effectuées pour $n = 20, 40, 60, 80, 100, 120, 140, 160, 180$ et 200 lorsque la taille de la différence fut réglée à 3,00 et 4,00. Enfin, les analyses furent effectuées pour $n = 10, 20, 30, 40, 50, 60, 70, 80, 90$ et 100 lorsque la taille de la différence fut réglée à 5,00 et 6,00. Ces différents ensembles de tailles d'échantillons furent choisis afin de parfaire le tracé des courbes tout en représentant des valeurs réalistes par rapport aux efforts d'échantillonnage dans le parc. À noter que la taille d'échantillon constitue le nombre de quadrats échantillonnés sur le banc de myes d'intérêt.

Degré de signification (α) : Ce paramètre reflète le degré de confiance ($1 - \alpha$) et plus spécifiquement, le risque de commettre une erreur de type I (i.e., rejeter l'hypothèse nulle alors qu'elle s'avère être vraie). Tout dépendant du niveau de risque d'erreur de type I que le gestionnaire est prêt à accepter, il est possible d'augmenter α pour augmenter la puissance statistique ($1 - \beta$). Les valeurs choisies pour effectuer les analyses sont $\alpha = 0,05; 0,10$ et 0,20.

Puissance statistique ($1 - \beta$) : Ce paramètre est celui pour lequel les analyses statistiques ont été solutionnées.

Considérations additionnelles : Pour chaque test, le nombre d'itérations (i.e., résolution par approximations successives) pour l'obtention du paramètre $1 - \beta$ fut réglé à 5000. La population échantillonnée fut considérée comme étant infinie, puisqu'il est raisonnable d'avancer que la population de myes est beaucoup plus grande que le nombre de myes figurant dans un échantillon quelconque. Le module du logiciel PASS2002 pour les calculs de puissance statistique des tests de *Student* à un seul échantillon est basé sur Machin et al. (1997), ainsi que sur Zar (1984). L'écart-type réel de la population fut considéré comme étant inconnu et tel qu'indiqué au début de la présente section, les écarts-types utilisés pour les analyses furent estimés à partir des données de monitoring antérieurement amassées au parc.

3.2 RÉSULTATS

Aux figures 1, 2 et 3 sont présentés les résultats d'analyses de puissance pour les paramètres choisis à la section 3.1.2.

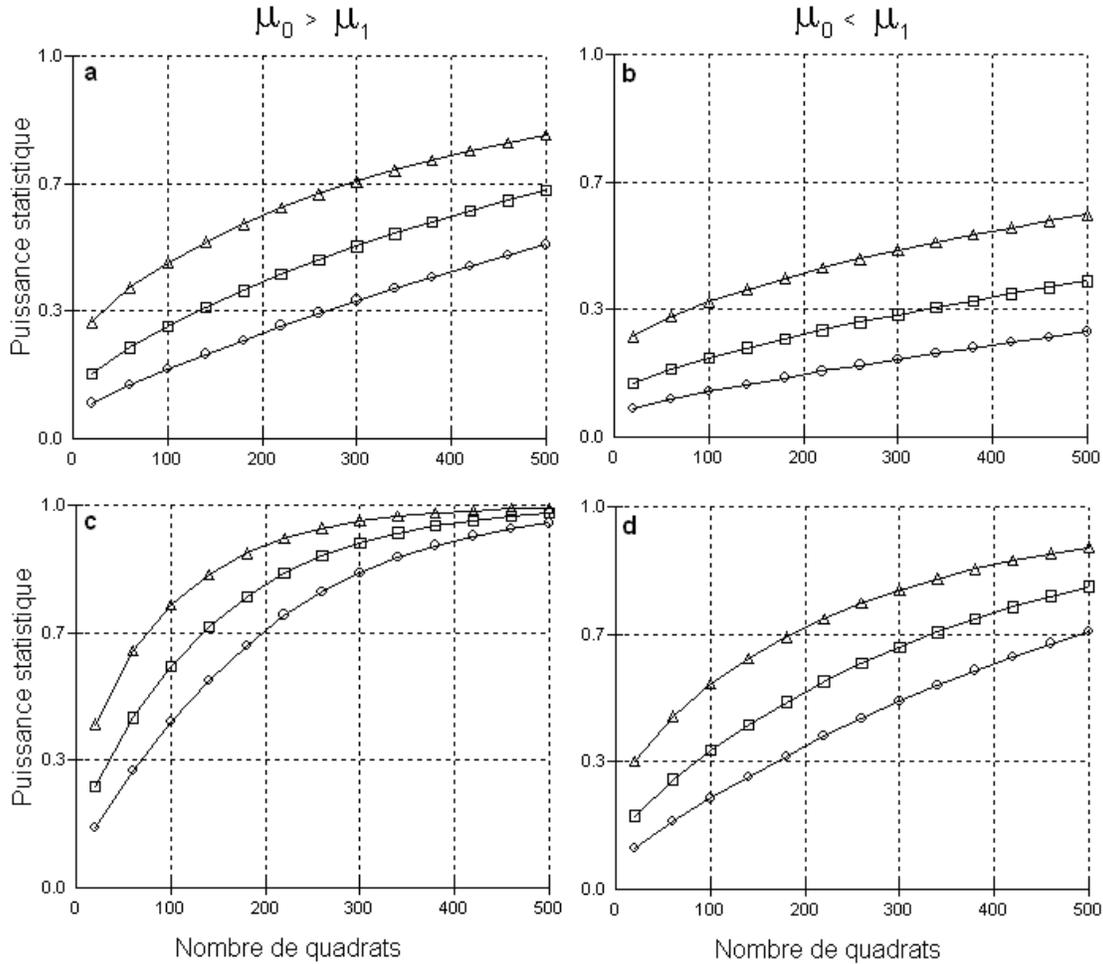


Figure 1 : Résultats d'analyses de puissance minimale du test de *Student* pour le nombre moyen d'individus/m² pour les suivis de la mye commune (*Mya arenaria*) au Parc national du Canada Kouchibouguac. La puissance statistique est représentée en fonction du nombre de quadrats échantillonnés en zone humide pour un banc de myes quelconque. L'analyse fut effectuée pour les degrés de signification $\alpha = 0,05$ (o-o), 0,10 (□-□) et 0,20 (Δ - Δ), pour des différences de 1,00 (a, b) et 2,00 (c, d) par rapport au critère A pour les données transformées $\mu_0 = 20,05$ et pour les hypothèses alternatives $H_a : \mu_1 < 20,05$ avec $S = 13,45$ (a, c) et $H_a : \mu_1 > 20,05$ avec $S = 21,35$ (b, d).

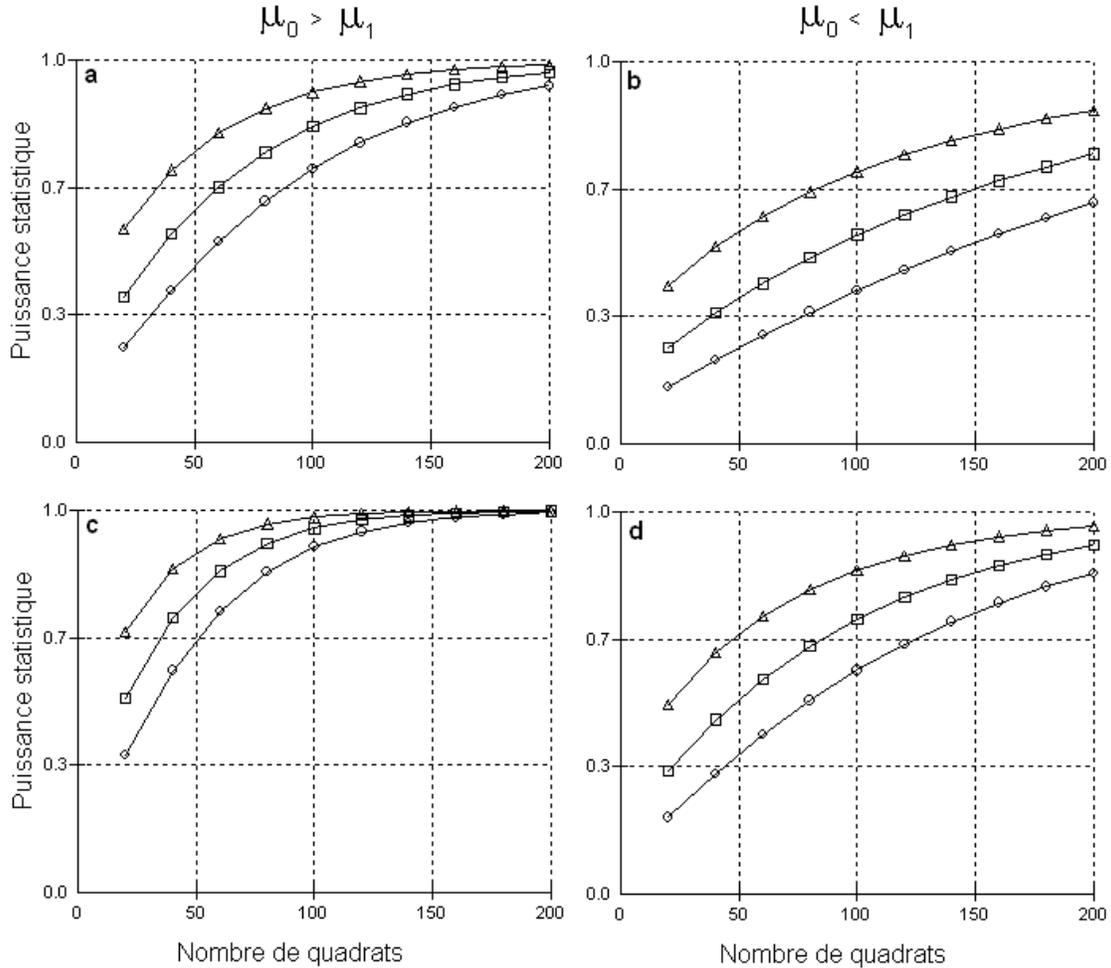


Figure 2 : Résultats d'analyses de puissance minimale du test de *Student* pour le nombre moyen d'individus/m² pour les suivis de la mye commune au Parc national du Canada Kouchibouguac. La puissance statistique est représentée en fonction du nombre de quadrats échantillonnés en zone humide pour un banc de myes quelconque. L'analyse fut effectuée pour les degrés de signification $\alpha = 0,05$ (o-o), 0,10 (□-□) et 0,20 (Δ-Δ), pour des différences de 3,00 (a, b) et 4,00 (c, d) par rapport au critère A pour les données transformées $\mu_0 = 20,05$ et pour les hypothèses alternatives $H_a : \mu_1 < 20,05$ avec $S = 13,45$ (a, c) et $H_a : \mu_1 > 20,05$ avec $S = 21,35$ (b, d).

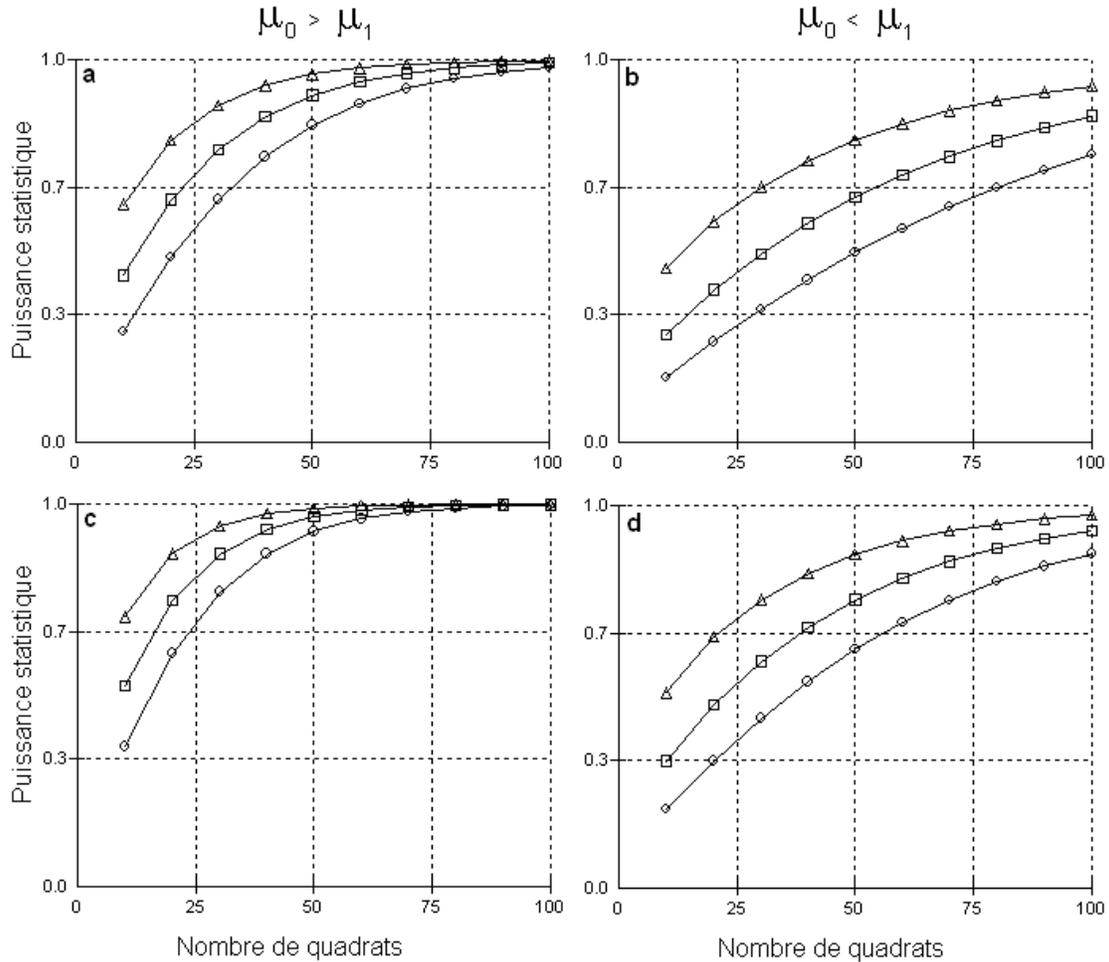


Figure 3 : Résultats d'analyses de puissance minimale du test de *Student* pour le nombre moyen d'individus/m² pour les suivis de la mye commune au Parc national du Canada Kouchibouguac. La puissance statistique est représentée en fonction du nombre de quadrats échantillonnés en zone humide pour un banc de myes quelconque. L'analyse fut effectuée pour les degrés de signification $\alpha = 0,05$ (o-o), $0,10$ (\square - \square) et $0,20$ (Δ - Δ), pour des différences de 5,00 (a, b) et 6,00 (c, d) par rapport au critère A pour les données transformées $\mu_0 = 20,05$ et pour les hypothèses alternatives $H_a : \mu_1 < 20,05$ avec $S = 13,45$ (a, c) et $H_a : \mu_1 > 20,05$ avec $S = 21,35$ (b, d).

3.3 INTERPRÉTATION

Les figures 1, 2 et 3 renferment beaucoup d'informations supportant une multitude de scénarios possibles. Voici des exemples d'interprétation de ces figures pour $\alpha = 0,20$ et $H_a : \mu_1 < 20,05$.

1. Pour la détection de différences de l'ordre de 1,00 au-dessous du critère $\mu_0 = 20,05$ (figure 1a) et en acceptant un plus grand risque de commettre une erreur de type I ($\alpha = 0,20$), il est possible d'atteindre une puissance statistique minimale $1 - \beta \geq 0,79$ si ≥ 500 quadrats sont échantillonnés (figure 1a).
2. Pour la détection de différences de l'ordre de 2,00 au-dessous du critère $\mu_0 = 20,05$ (figure 1c) et en acceptant un plus grand risque de commettre une erreur de type I ($\alpha = 0,20$), il est possible d'atteindre une puissance statistique minimale $1 - \beta \geq 0,96$ si ≥ 300 quadrats sont échantillonnés (figure 1c).
3. Pour la détection de différences de l'ordre de 3,00 au-dessous du critère $\mu_0 = 20,05$ (figure 2a) et en acceptant un plus grand risque de commettre une erreur de type I ($\alpha = 0,20$), il est possible d'atteindre une puissance statistique minimale $1 - \beta > 0,90$ si ≥ 100 quadrats sont échantillonnés (figure 2a).
4. Pour la détection de différences de l'ordre de 4,00 au-dessous du critère $\mu_0 = 20,05$ (figure 2c) et en acceptant un plus grand risque de commettre une erreur de type I ($\alpha = 0,20$), il est possible d'atteindre une puissance statistique minimale $1 - \beta \geq 0,93$ si ≥ 60 quadrats sont échantillonnés (figure 2c).
5. Pour la détection de différences de l'ordre de 5,00 au-dessous du critère $\mu_0 = 20,05$ (figure 2a) et en acceptant un plus grand risque de commettre une erreur de type I ($\alpha = 0,20$), il est possible d'atteindre une puissance statistique minimale $1 - \beta \geq 0,88$ si ≥ 30 quadrats sont échantillonnés (figure 3a).
6. Pour la détection de différences de l'ordre de 6,00 au-dessous du critère $\mu_0 = 20,05$ (figure 2c) et en acceptant un plus grand risque de commettre une erreur de type I ($\alpha = 0,20$), il est possible d'atteindre une puissance statistique minimale $1 - \beta \geq 0,94$ si ≥ 30 quadrats sont échantillonnés (figure 3c).

3.4 DISCUSSION

Les analyses de puissance minimale pour le test de *Student* démontrent qu'en échantillonnant 50 quadrats sur un banc de mye où $\mu_0 > \mu_1$, il sera possible de détecter une différence de 4,00 par rapport au critère transformé $\mu_0 = 20,05$ avec une puissance statistique atteignant 90 % (i.e., $1 - \beta = 0,90$; figure 2c). L'échantillonnage d'un minimum de 50 quadrats par banc de myes est donc souhaitable. Échantillonner plus de 50 quadrats par banc de mye permettrait de détecter de plus petites différences avec grande puissance, mais le gain en puissance sera faible par rapport au nombre de quadrats que cela

nécessiterait. En effet, la relation entre la puissance statistique et la taille de l'échantillon tend vers un plateau (figure 1, 2 et 3). Des tailles d'échantillons au-dessus de 50 peuvent donc être jugées comme superflues et constituent un gaspillage de ressources.

Cette taille d'échantillon ($n = 50$) constitue un effort d'échantillonnage minimal par banc de myes qui est plus exigeant que le minimum de 15 quadrats par banc proposé par Vézina (1980) mais demeure un objectif d'échantillonnage raisonnable. Cela nécessite alors une modification du protocole actuellement utilisé pour le parc car les échantillons déjà amassés sur plusieurs bancs sont inférieurs à 50 quadrats (voir nombre de quadrats, annexes D et G). Basé sur les analyses de puissance effectuées, on peut constater que la taille de certains échantillons amassés dans le passé est inutilement grande (voir nombre de quadrats, annexes D et G). Ceci est une conséquence du protocole d'échantillonnage actuel, il faut prélever des échantillons à intervalle régulier jusqu'à ce que les myes ne soient plus trouvées, que l'eau soit trop profonde ou que la zostère apparaisse (annexe A). Les grands bancs de myes seront donc associés à un très grand nombre de quadrats échantillonnés. Le tableau H.1 (annexe H) indique le nombre de quadrats qui aurait été requis par année en échantillonnant 50 quadrats par banc comparativement au protocole qui fut appliqué de 1998 à 2004. La comparaison montre qu'en s'assurant d'une puissance statistique adéquate avec 50 échantillons par banc, il demeure possible de réduire l'effort d'échantillonnage en terme du nombre total de quadrats échantillonnés pour les bancs suivis durant une année. Cette possibilité peut être observée en s'attardant spécifiquement aux efforts d'échantillonnage pour les années 2003 et 2004, où les gros échantillons obtenus suggèrent que des bancs de grande superficie furent échantillonnés (tableau H.1). Les échantillonnages effectués de 1998 à 2004 demeurent valides mais nos résultats démontrent que pour beaucoup de bancs de myes, plus de quadrats que nécessaire furent échantillonnés, tandis que certains bancs auraient pu bénéficier d'échantillons supplémentaires pour garantir une puissance statistique élevée.

Il est également nécessaire de définir ce à quoi équivaut la valeur de 16,05 (i.e., la différence de 4,00 par rapport à $\mu_0 = 20,05$) dans les données originales. La figure D.1 de l'annexe D résume la relation entre le nombre moyen de myes/m² pour les 158 échantillonnages de banc récoltés en zone humide de 1998 à 2004 et les moyennes calculées à partir des données transformées de ces mêmes 158 échantillons. La courbe de puissance décrivant la relation (figure D.1), permet d'estimer que la capacité de détecter une différence de 4,00 en dessous du critère A transformé $\mu_0 = 20,05$ équivaut à la capacité de détecter une différence oscillant autour de 12 myes en dessous de 100 myes/m². Considérons le scénario où au lieu de $S = 13,45$, nous aurions utilisé $S = 9,80$, en dessous duquel se trouverait toujours 80 % des 96 échantillons ayant une moyenne en dessous du critère A transformé $\mu_0 = 20,05$ (figure C.1, annexe C). Avec un échantillonnage de 50 quadrats et $S = 9,80$, il serait possible de détecter une différence de 3,00 en dessous de 20,05 avec une puissance $1 - \beta = 0,91$ (résultat calculé avec PASS2002). Selon la courbe de puissance et la distribution générale des données (figure D.1), cela équivaut à pouvoir détecter une différence oscillant autour de 2 myes en dessous de 100 myes/m². C'est donc dire que dans la très grande majorité des cas, avec un échantillonnage de 50 quadrats par banc de myes et le choix du seuil $\alpha = 0,20$ comme

critère de rejet de l'hypothèse nulle, le test de *Student* sera en mesure de détecter si un échantillon répond ou non au critère A.

Par exemple, en inspectant chacun des 158 échantillonnages historiques amassés de 1998 à 2004 (tableau D.1, annexe D), sous un scénario d'échantillonnage fictif de 50 quadrats, seulement 3 des 158 échantillons historiques auraient reçu un diagnostic erroné lorsque basés sur des tests de *Student* appliqués aux moyennes des données transformées. Pour les échantillonnages des bancs no.33 en 1999 et no.24 en 1998 (tableau D.1), bien que la densité moyenne de myes soit au-dessus de 100 myes/m², la variabilité des données pour ces deux échantillons est élevée au point tel que la moyenne des données transformées se retrouve bien en dessous du critère transformé $\mu_0 = 20,05$. Des tests de *Student* appliqués sur ces données transformées nous auraient contraints de conclure que ces deux bancs lors de ces périodes ne répondaient pas au critère A alors qu'ils y répondaient. La troisième erreur aurait été commise sur l'échantillonnage du banc no.12 en 2001 (tableau D.1). L'échantillon est tout juste en dessous du critère A avec 96,45 myes/m² et une variabilité relativement faible avec $S = 66,79$ pour les données non-transformées. Malgré cette faible variabilité, le fait que la valeur moyenne est très près du critère A de 100 myes/m² fait en sorte que sous un scénario d'échantillonnage de 50 quadrats, le test de *Student* appliqué aux données transformées n'aurait pas été suffisamment puissant pour détecter une différence par rapport au critère A transformé $\mu_0 = 20,05$ et rejeter l'hypothèse nulle $H_0 : \mu_1 \geq 20,05$. Dans une telle situation, l'hypothèse nulle ne peut être rejetée au seuil $\alpha = 0,20$ et il est conclu que le banc répond au critère A. Il s'agit ici d'une contrainte de puissance liée à la taille de l'échantillon (i.e., 50 quadrat) et constitue une erreur moins grave que celle des bancs no.33 et 24.

La valeur que prendra la moyenne de données transformées par rapport à celle de données non-transformées dépend de la variabilité des données de l'échantillon. De façon générale, pour les données non-transformées, lorsqu'un échantillon présente un écart-type plus grand que la valeur de sa moyenne et bien que cette moyenne puisse être supérieure au critère A de 100 myes/m², les mêmes données transformées peuvent aboutir à une moyenne qui soit inférieure au critère A transformé de $\mu_0 = 20,05$. Lorsqu'une telle situation survient pour un échantillon à tester, il est de mise de suspecter une des possibilités suivantes :

1. Il est possible que la densité de myes sur un banc échantillonné soit si variable d'une région du banc à une autre, que même si la densité moyenne pour l'échantillon est supérieure à 100 myes/m², une moyenne calculée à partir des données transformées en arrive à être inférieure au critère A transformé $\mu_0 = 20,05$ à cause de la variabilité extrême des données de l'échantillon.
2. Il est également possible que cette variabilité extrême dans les données soit une conséquence de l'échantillonnage. Le personnel chargé d'effectuer l'échantillonnage aurait étendu l'échantillonnage au-delà des frontières du banc et un grand nombre de quadrats sans myes aurait été échantillonné.

Selon la situation causant la variabilité extrême, la gravité du problème et les conséquences potentielles pour le banc de myes concerné, il revient aux gestionnaires d'accepter ou non le verdict du test dans un tel cas.

Il est important de retenir que les analyses de puissance présentées dans ce rapport constituent des estimations minimales, puisque ce sont des estimations maximales d'écart-types (annexe C, figure C.1) qui furent utilisées pour effectuer ces analyses. Par conséquent, les tests de *Student* appliqués aux futurs échantillons seront autant ou plus puissants que l'indiquent nos résultats pour une taille d'échantillon donnée. Les exceptions occasionnelles sont des cas où il y a occurrence d'un échantillon avec une plus grande variabilité que les valeurs d'écart-types que nous avons utilisées pour les analyses de puissance sur le test de *Student* pour tester le critère A.

Nos analyses ont estimé que les tests de *Student* effectués avec $H_a : \mu_1 < 20,05$ lorsque $\mu_0 > \mu_1$ seront plus puissants que ceux effectués avec $H_a : \mu_1 > 20,05$ lorsque $\mu_0 < \mu_1$. Cette différence découle du fait que des estimations différentes de l'écart-type maximal furent utilisées, selon que les valeurs moyennes des échantillons concernés furent en dessous ou au-dessus de celle du critère A transformé. Comme nous l'avons déjà démontré, les échantillons avec les plus grandes moyennes tendent à être ceux qui ont les plus grands écarts-types (annexe C, figure C.1).

Il faut également retenir que les analyses de puissance pour le critère A furent réalisées pour des tests *de Student* unilatéraux pour les hypothèses à un seul échantillon. Les analyses de puissance et les recommandations du présent rapport ne seront pas valides si les gestionnaires n'utilisent pas ce test pour vérifier un échantillon par rapport au critère A transformé, $\mu_0 = 20,05$. Pour que les analyses de puissances minimales effectuées demeurent valides, il est également important que les données d'un échantillon à tester soient transformées avec la même transformation utilisée dans le présent rapport (i.e., celle proposée par Freeman et Tukey 1950) avant de calculer la moyenne et tester l'échantillon contre le critère A. Chacune des données brutes du nombre de myes par quadrats de $0,25 \text{ m}^2$ doit être multipliée par un facteur de quatre pour que ces derniers deviennent des mesures de densités par mètres carrés avant d'effectuer la transformation.

4.0 CRITÈRE B – PROPORTION MINIMALE DE MYES DE TAILLE LÉGALE (≥ 50 mm) DE 0,10

4.1 MÉTHODE

4.1.1 Approche statistique

Nature des données : Les valeurs calculées pour tester ce critère sont des proportions. Pour un banc de myes échantillonné, il s'agit de calculer la proportion des myes mesurées dans tous les quadrats prélevés qui ont une taille égale ou supérieure à 50 mm. La proportion calculée pour l'échantillon peut ensuite être comparée au critère 0,10. Pour ce critère, la taille de l'échantillon dépend directement du nombre de myes détectées et non du nombre de quadrats qui sont scrutés pour échantillonner le banc de myes.

Choix du test à appliquer : Le test approprié pour tester la proportion d'un échantillon de distribution binaire contre une valeur de proportion prédéterminée (i.e., critère B) est le test *Binomial*. Ce test est simple et basé sur la distribution binomiale, soit la distribution des probabilités en deux catégories (une mye atteint 50 mm ou non). Le test peut être exécuté sans logiciels en se basant sur les explications de Zar (1999). Il est disponible sur le logiciel de statistique SPSS v.8.0.0 et ses versions subséquentes. Lorsqu'on utilise ce logiciel pour tester la valeur de proportion 0,50, le test est bilatéral. Lorsqu'on teste toute autre valeur, le test devient automatiquement unilatéral.

Les données pour le test *Binomial* doivent être numériques et binaires. Une variable continue doit donc être traduite en variable binaire par rapport au critère d'intérêt. Pour le cas présent, chaque valeur d'une mye mesurée à l'intérieur d'un échantillon doit être traduit en 0 ou en 1 selon qu'elle est < 50 mm ou ≥ 50 mm respectivement. Certains logiciels (e.g., SPSS) offrent l'option de diviser automatiquement les données d'une variable continue en deux groupes, selon que chaque donnée se retrouve en dessous ou au-dessus d'une valeur choisie. Avec cette option, une variable continue (i.e., longueur de chaque mye) peut être utilisée pour effectuer le test *Binomial*.

Le test *Binomial* est non-paramétrique, il n'est donc pas soumis aux conditions d'application reliées à la distribution des données ou à leur variabilité, mis à part le fait que les données doivent être binaires. Cependant, il demeure important de pouvoir supposer que les données proviennent d'un échantillonnage aléatoire et que chaque mye sur un banc échantillonné a une chance égale de faire partie de l'échantillon.

Hypothèses de travail : Tout comme pour le critère A, il est préférable d'utiliser les tests unilatéraux puisqu'ils sont associés à une plus grande puissance statistique comparés aux mêmes tests effectués de façon bilatérale (D. Gallant, données non-publiées). Ainsi, pour le critère de proportion $P_0 = 0,10$ et la proportion de l'échantillon concerné P_1 , si $P_0 > P_1$, le test *Binomial* à effectuer aura comme hypothèse nulle $H_0 : P_1 \geq 0,10$ et donc $H_a : P_1 < 0,10$. Si $P_0 < P_1$, le test *Binomial* à effectuer aura comme hypothèse nulle $H_0 : P_1 \leq 0,10$ et donc $H_a : P_1 > 0,10$.

Le choix du test ne dépend donc pas directement du choix des gestionnaires impliqués, mais de la valeur P_1 calculée pour l'échantillon concerné par rapport au critère P_0 . Cependant, il revient aux gestionnaires de décider s'il est prioritaire de fournir une preuve en faveur du maintien de la pêche ou de sa fermeture. La situation avec l'hypothèse alternative $H_a : P_1 < 0,10$ constitue un test plus permissif, puisque le gestionnaire doit déterminer que la proportion de myes de taille légale pour l'échantillon en question est significativement inférieure à 0,10 pour que la pêche soit fermée. À l'inverse, la situation de l'hypothèse alternative $H_a : P_1 > 0,10$ est plus contraignante puisque qu'il faut déterminer que la proportion de myes de taille légale est supérieure à $P_0 = 0,10$ pour maintenir l'ouverture de la pêche. Il revient également aux gestionnaires de décider si la pêche doit être fermée ou non pour le banc testé, lorsque la valeur P_1 de l'échantillon est près de P_0 et que par conséquent, l'hypothèse nulle n'est pas rejetée. Les analyses de puissance statistique ont été réalisées pour les deux hypothèses avec alternatives, selon que la proportion P_1 d'un échantillon d'intérêt soit inférieure ou supérieure à $P_0 = 0,10$.

4.1.2 Analyses de puissance

Cette section fait état des valeurs numériques choisies pour chaque paramètre impliqué dans les analyses de puissance. En considérant le critère A d'une densité moyenne minimale de 100 myes/m² avec le critère B d'une proportion minimale de 0,10 des myes de taille légale (≥ 50 mm), cela sous-entend une densité moyenne minimale de 10 myes de taille légale (≥ 50 mm)/m². Ceci est différent du critère C de 12 myes de taille légale (≥ 50 mm)/m². En conséquence, les analyses de puissance furent effectuées pour le test *Binomial* testant non seulement le critère de 0,10, mais aussi la proportion 0,12 pour fins de comparaisons.

Évaluation de la variabilité des données : Ce paramètre n'est pas impliqué dans le calcul des probabilités binomiales.

Taille de la différence par rapport à H_0 : Les analyses ont été effectuées sur des différences de 0,01; 0,02; 0,03 et 0,04 au-dessous et au-dessus du critère de 0,10, de même que pour la proportion 0,12. Pour le critère B de 0,10, ceci correspond à des échantillons dont la proportion de myes de taille légale serait respectivement de 0,09; 0,08; 0,07; 0,06 et 0,11; 0,12; 0,13; 0,14. Pour la proportion 0,12, ceci correspond à des échantillons dont la proportion de myes de taille légale serait respectivement de 0,11; 0,10; 0,09; 0,08 et 0,13; 0,14; 0,15; 0,16.

Taille des échantillons : Les analyses ont été effectuées pour $n = 50, 100, 250, 500, 750, 1000, 1500, 2000, 2500$ et 3000 lorsque la taille de la différence est réglée à 0,01 et 0,02. Les analyses furent effectuées pour $n = 50, 100, 250, 500, 750, 1000$ et 1500 seulement lorsque la taille de la différence fut réglée à 0,03 et 0,04. À noter que la taille d'échantillon constitue le nombre total de myes mesurées sur le banc.

Degré de signification (α) : Ce paramètre reflète le degré de confiance ($1 - \alpha$) et plus spécifiquement, le risque de commettre une erreur de type I (i.e., rejeter l'hypothèse nulle alors qu'elle s'avère être vraie). Selon le niveau de risque d'erreur de type I que le gestionnaire est prêt à accepter, il est possible d'augmenter α pour augmenter la puissance statistique ($1 - \beta$). Les valeurs choisies pour effectuer les analyses sont $\alpha = 0,05; 0,10$ et $0,20$.

Puissance statistique ($1 - \beta$) : Ce paramètre est celui pour lequel les analyses statistiques ont été solutionnées.

Considérations additionnelles : Pour chaque test, le nombre d'itérations (répétitions) pour l'obtention du paramètre $1 - \beta$ fut réglé à 5000. La population échantillonnée fut considérée comme étant infinie. Le module du logiciel PASS2002 pour les calculs de puissance des tests de proportions à un seul échantillon est basé sur Fleiss et al. (2003), ainsi que Machin et al. (1997).

4.2 RÉSULTATS

Les figures 4 et 5 présentent les résultats d'analyses de puissance pour les paramètres choisis à la section 4.1.2 concernant le critère B de 0,10. Aux figures 6 et 7 sont présentés les résultats d'analyses de puissance pour les paramètres choisis à la section 4.1.2 concernant la proportion 0,12.

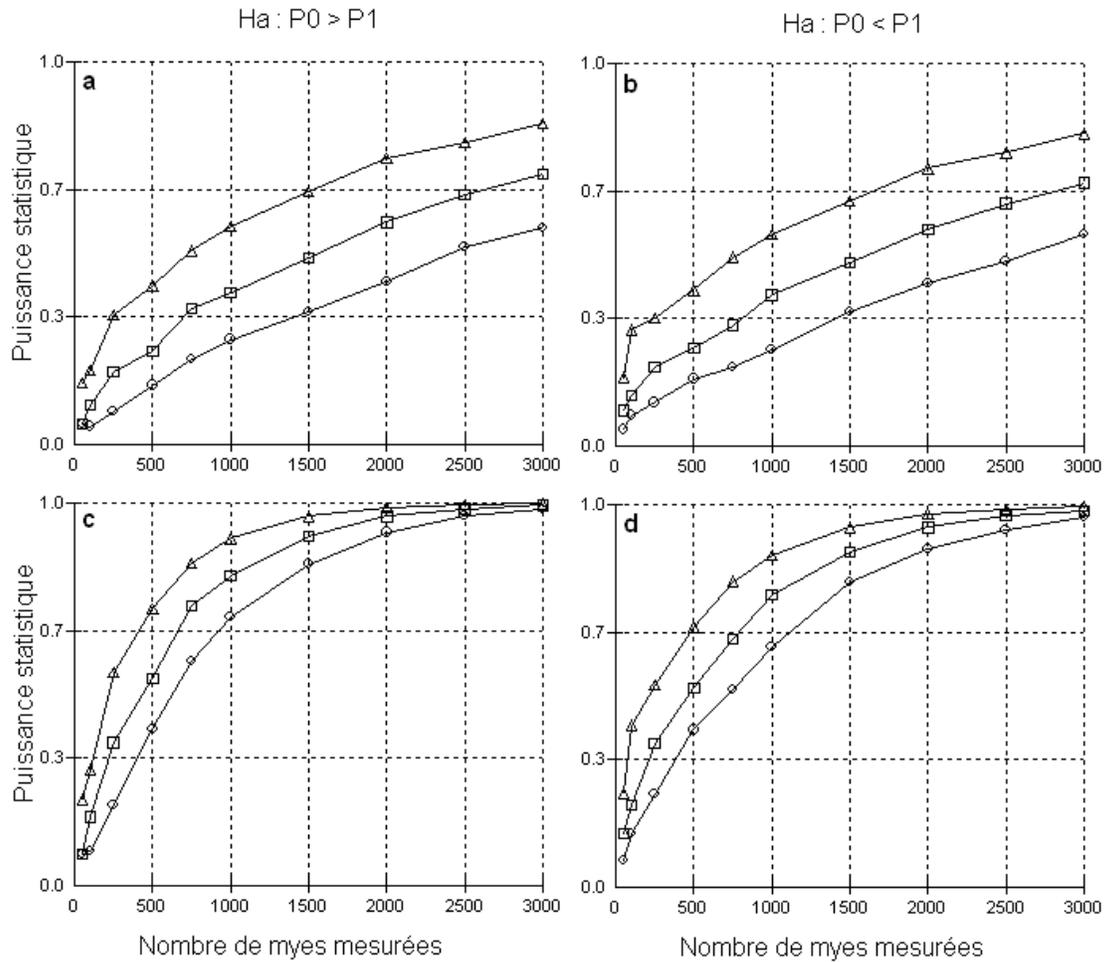


Figure 4 : Résultats d'analyses de puissance du test *Binomial* pour la proportion d'individus de taille légale (≥ 50 mm) pour les suivis de la mye commune au Parc national du Canada Kouchibouguac. La puissance statistique est représentée en fonction du nombre de myes mesurées pour tous les quadrats échantillonnés sur un banc quelconque. Les analyses furent effectuées pour les degrés de signification $\alpha = 0,05$ (o-o), 0,10 (□-□) et 0,20 (Δ - Δ), pour des différences de 0,01 (a, b) et 0,02 (c, d) par rapport au critère $P_0 = 0,10$ et pour les hypothèses alternatives $H_a : P_1 < 0,10$ (a, c) et $H_a : P_1 > 0,10$ (b, d).

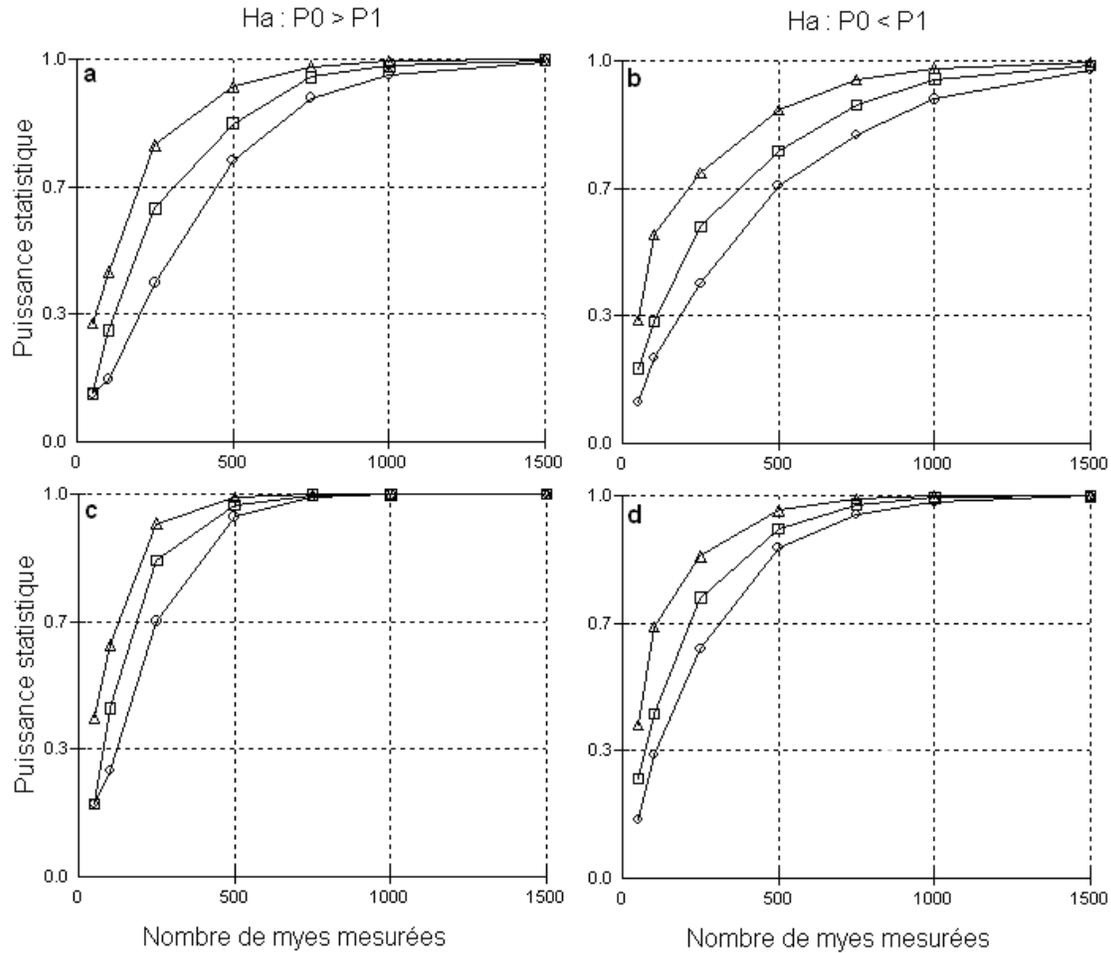


Figure 5 : Résultats d'analyses de puissance du test *Binomial* pour la proportion d'individus de taille légale (≥ 50 mm) pour les suivis de la mye commune au Parc national du Canada Kouchibouguac. La puissance statistique est représentée en fonction du nombre de myes mesurées pour tous les quadrats échantillonnés sur un banc quelconque. Les analyses furent effectuées pour les degrés de signification $\alpha = 0,05$ (o-o), 0,10 (□-□) et 0,20 (Δ - Δ), pour des différences de 0,03 (a, b) et 0,04 (c, d) par rapport au critère $P_0 = 0,10$ et pour les hypothèses alternatives $H_a : P_1 < 0,10$ (a, c) et $H_a : P_1 > 0,10$ (b, d).

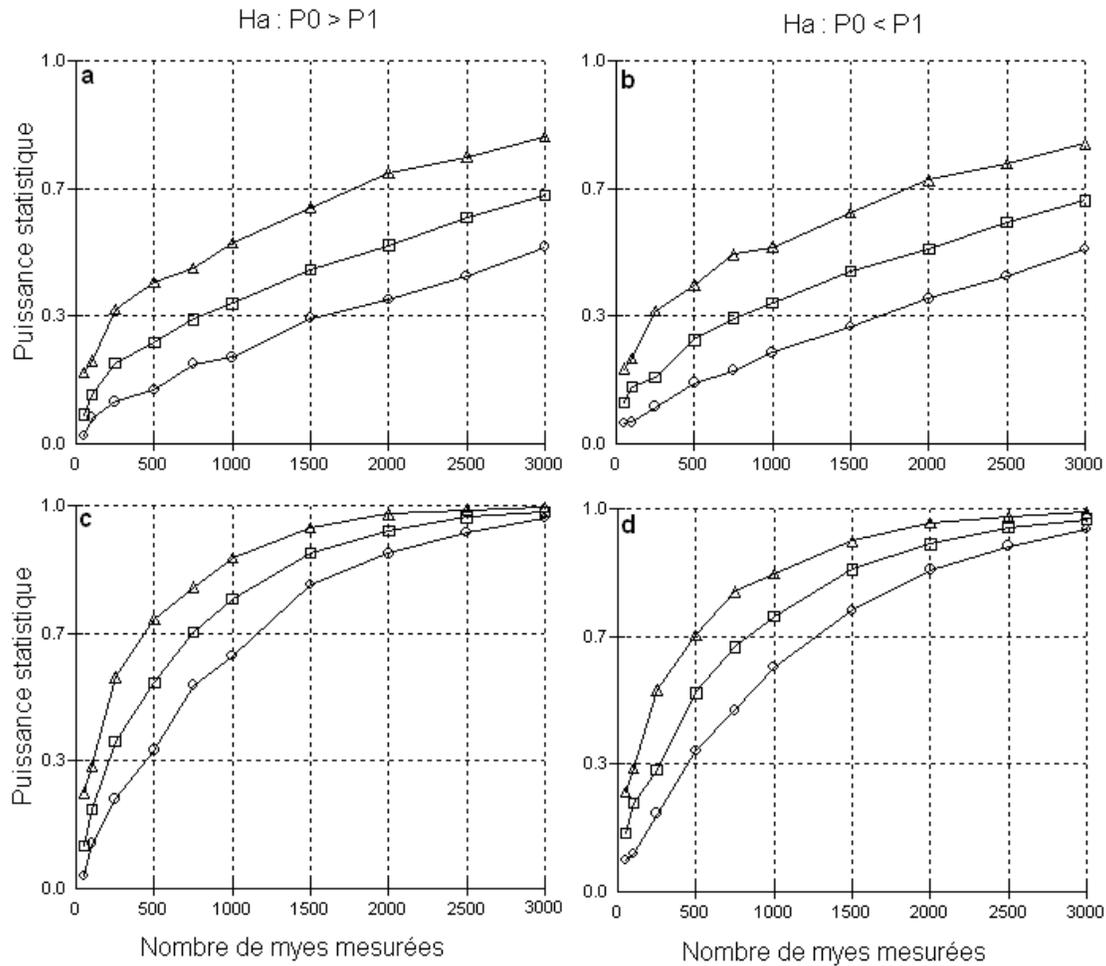


Figure 6 : Résultats d'analyses de puissance du test *Binomial* pour la proportion d'individus de taille légale (≥ 50 mm) pour les suivis de la mye commune au Parc national du Canada Kouchibouguac. La puissance statistique est représentée en fonction du nombre de myes mesurées pour tous les quadrats échantillonnés sur un banc quelconque. Les analyses furent effectuées pour les degrés de signification $\alpha = 0,05$ (o-o), 0,10 (□-□) et 0,20 (Δ - Δ), pour des différences de 0,01 (a, b) et 0,02 (c, d) par rapport à la proportion 0,12 et pour les hypothèses alternatives $H_a: P_1 < 0,12$ (a, c) et $H_a: P_1 > 0,12$ (b, d).

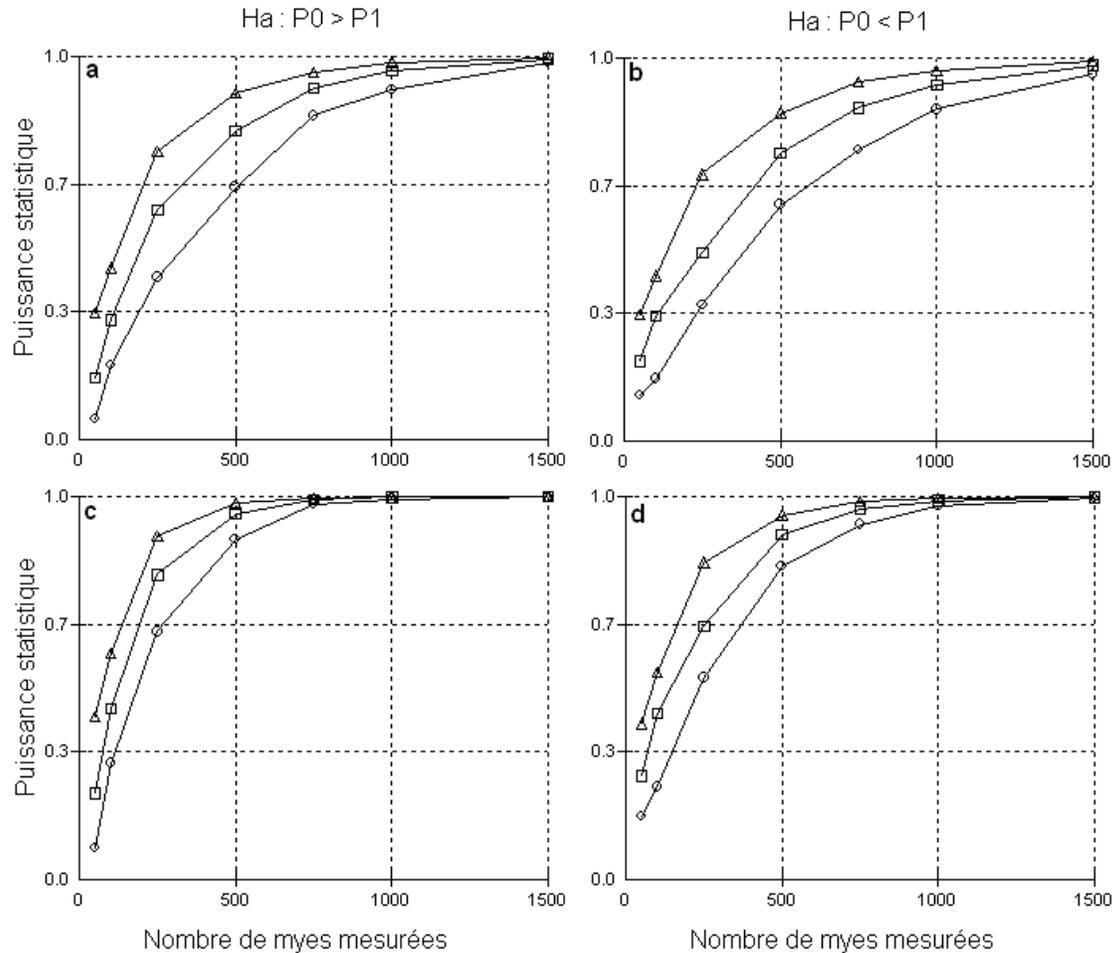


Figure 7 : Résultats d'analyses de puissance du test *Binomial* pour la proportion d'individus de taille légale (≥ 50 mm) pour les suivis de la mye commune au Parc national du Canada Kouchibouguac. La puissance statistique est représentée en fonction du nombre de myes mesurées pour tous les quadrats échantillonnés sur un banc quelconque. Les analyses furent effectuées pour les degrés de signification $\alpha = 0,05$ (o-o), 0,10 (□-□) et 0,20 (Δ - Δ), pour des différences de 0,03 (a, b) et 0,04 (c, d) par rapport à la proportion 0,12 et pour les hypothèses alternatives $H_a: P_1 < 0,12$ (a, c) et $H_a: P_1 > 0,12$ (b, d).

4.3 INTERPRÉTATION

Les figures 4, 5, 6 et 7 renferment beaucoup d'informations supportant une multitude de scénarios possibles. Voici des exemples d'interprétation de ces figures avec $\alpha = 0,20$ et $H_a: P_1 < 0,10$, pour le critère 0,10 et la proportion 0,12.

1. Pour la détection de différences de l'ordre de 0,01 au-dessous du critère $P_0 = 0,10$ (figure 4a) et en acceptant un plus grand risque de commettre une erreur de type I ($\alpha = 0,20$), il est possible d'atteindre une puissance statistique $1 - \beta \geq 0,79$ si ≥ 2500 myes sont mesurées (figure 4a).
2. Pour la détection de différences de l'ordre de 0,02 au-dessous du critère $P_0 = 0,10$ (figure 4c) et en acceptant un plus grand risque de commettre une erreur de type I ($\alpha = 0,20$), il est possible d'atteindre une puissance statistique $1 - \beta \geq 0,84$ si ≥ 750 myes sont mesurées (figure 4c).
3. Pour la détection de différences de l'ordre de 0,03 au-dessous du critère $P_0 = 0,10$ (figure 5a) et en acceptant un plus grand risque de commettre une erreur de type I ($\alpha = 0,20$), il est possible d'atteindre une puissance statistique $1 - \beta \geq 0,93$ si ≥ 500 myes sont mesurées (figure 5a).
4. Pour la détection de différences de l'ordre de 0,04 au-dessous du critère $P_0 = 0,10$ (figure 5c) et en acceptant un plus grand risque de commettre une erreur de type I ($\alpha = 0,20$), il est possible d'atteindre une puissance statistique $1 - \beta \geq 0,92$ si ≥ 250 myes sont mesurées (figure 5c).
5. Pour la détection de différences de l'ordre de 0,03 au-dessous de la proportion 0,12 (figure 7a) et en acceptant un plus grand risque de commettre une erreur de type I ($\alpha = 0,20$), il est possible d'atteindre une puissance statistique $1 - \beta \geq 0,90$ si ≥ 500 myes sont mesurées (figure 7a).
6. Pour la détection de différences de l'ordre de 0,04 au-dessous de la proportion 0,12 (figure 7c) et en acceptant un plus grand risque de commettre une erreur de type I ($\alpha = 0,20$), il est possible d'atteindre une puissance statistique $1 - \beta = 0,90$ si 250 myes sont mesurées (figure 7c).

4.4 DISCUSSION

Puisque seulement 250 myes doivent être mesurées pour que le test *Binomial* puisse détecter une différence significative entre $P_1 = 0,07$ et $P_0 = 0,10$ au seuil $\alpha = 0,20$ avec une puissance statistique se rapprochant de 80 % (figure 5a), nous pouvons conclure que ce test est suffisamment puissant pour tester les échantillons par rapport au critère B. Historiquement, seulement 13,29 % des 158 échantillons issus des suivis annuels en zone humide des différents bancs de myes dans le parc contenaient moins de 250 myes mesurées (annexe E, figure E.1). Le protocole d'échantillonnage actuellement utilisé au

parc pour échantillonner les bancs de myes en zone humide (voir annexe A) fournit, dans la plupart des cas, des échantillons ayant suffisamment de myes mesurées pour que le test *Binomial* soit associé à une puissance statistique adéquate.

Dans certains bancs, mesurer un nombre suffisant de myes peut être impossible, soit parce que la batture est trop petite ou que les myes sont trop rares. Ceci n'est pas inquiétant car cela implique que les résultats pour le critère A, par exemple, seront probablement bien en dessous de la valeur exigée. Le test de *Student* n'aura donc aucune difficulté à détecter une violation du critère A. Pour permettre la récolte de myes dans un banc du parc, les trois critères doivent être satisfaits. Un seul des trois critères doit être violé pour appuyer la recommandation que le banc soit fermé à l'exploitation.

Par exemple, pour un banc de myes satisfaisant le critère A d'une densité moyenne de 100 myes/m², cela se traduit en une moyenne de 25 myes détectées par quadrat de 0,25m². Si un échantillon de 50 quadrats est prélevé de ce banc, environ 1250 myes devraient être détectées. Si les myes sont rares au point de ne pas pouvoir prélever 250 myes en 50 quadrats, il est donc évident que le critère A sera violé par une très grosse marge.

Nos analyses ont démontré qu'il y a peu de différences entre la puissance statistique des tests binomiaux effectués sur la proportion de 0,12 et celle du critère B de 0,10 des myes devant atteindre la taille légale de 50 mm. En comparant les figures 4 et 5 aux figures 6 et 7 respectivement, nous pouvons constater que les tests binomiaux pour un scénario particulier ne seront que légèrement moins puissants lorsque nous testons avec la proportion de 0,12 au lieu de 0,10. À noter également que les tests *Binomiaux* pour la situation où $P_0 > P_1$ (e.g., figure 4a, c; figure 5a, c) sont légèrement plus puissants que les tests pour la situation inverse où $P_0 < P_1$ (e.g., figure 4b, d; figure 5b, d).

Il est important de reconnaître que les analyses de puissance pour le critère B furent réalisées pour des tests *Binomiaux* unilatéraux. Les analyses de puissance et les recommandations du présent rapport ne seront pas valides si les gestionnaires utilisent un test autre qu'un test *Binomial* unilatéral pour tester un échantillon par rapport au critère B, $P_0 = 0,10$ ou la proportion de 0,12, $P_0 = 0,12$.

5.0 CRITÈRE C – DENSITÉ MOYENNE MINIMALE DE 12 MYES DE TAILLE LÉGALE (≥ 50 mm)/m²

5.1 MÉTHODE

5.1.1 Approche statistique

Nature des données : Comme pour le critère A, pour chaque banc de myes, la valeur numérique à tester contre le critère C consiste en une densité moyenne; le nombre moyen de myes de taille légale (≥ 50 mm)/m². Comme mentionné précédemment (section 3.1.1), il est requis de multiplier par un facteur de quatre le nombre de myes de taille légale retrouvé dans chaque quadrat échantillonné et ensuite faire la moyenne de tous les quadrats échantillonnés pour le banc de myes d'intérêt.

Choix du test à appliquer : Comme les données impliquées sont de même nature que pour le critère A, le même test fut sélectionné pour le critère C, soit le test de *Student* pour les hypothèses à un seul échantillon (voir section 3.1.1).

Pour vérifier si les échantillons prélevés sur les bancs de myes du parc proviennent de populations ayant une distribution normale, la même procédure que pour le critère A (section 3.1.1) fut appliquée sur les 158 échantillons amassés au parc entre 1998 et 2004, soit l'exécution du test de *Kolmogorov-Smirnov*. Avant la transformation, 94 échantillons sur 158 présentaient une distribution significativement différente de la normalité. Une fois les données transformées (équation 1, annexe B), le nombre d'échantillons violant toujours la condition d'une distribution normale était de 78. La transformation améliore donc la conformité à cette condition d'application mais elle est moins efficace que pour les données du critère A.

Hypothèses de travail : À l'image du critère A, les analyses de puissance statistique qui ont été effectuées concernent les tests de *Student* unilatéraux. Les tests unilatéraux sont préférables puisqu'ils sont associés à une plus grande puissance statistique lorsqu'on les compare aux mêmes tests effectués de façon bilatérale (Cohen 1988; D. Gallant, données non-publiées). Il y a donc deux hypothèses alternatives possibles. Lorsque transformé, le critère C de 12 myes de taille légale (≥ 50 mm)/m² devient alors $\mu_0 = 7,07$. En utilisant μ_1 pour désigner la moyenne des données transformées de l'échantillon d'intérêt, lorsque $\mu_0 > \mu_1$, le test de *Student* à effectuer aura comme hypothèse nulle $H_0 : \mu_1 \geq 7,07$, et l'hypothèse alternative sera $H_a : \mu_1 < 7,07$. À l'inverse, si $\mu_0 < \mu_1$, l'hypothèse nulle sera $H_0 : \mu_1 \leq 7,07$, et donc $H_a : \mu_1 > 7,07$.

L'hypothèse alternative $H_a : \mu_1 < 7,07$ constitue un test plus tolérant. Le gestionnaire doit alors décider que la moyenne des données transformées du nombre de myes de taille légale (≥ 50 mm)/m² pour l'échantillon en question est significativement inférieure à la valeur $\mu_0 = 7,07$ pour que la pêche soit fermée. À l'inverse, le test avec l'hypothèse alternative $H_a : \mu_1 > 7,07$ est plus contraignante. Ceci, puisqu'il faut déterminer que la moyenne des données transformées du nombre de myes de taille légale (≥ 50 mm)/m² pour l'échantillon en question est significativement supérieure à la valeur

$\mu_0 = 7,07$ pour maintenir l'ouverture de la pêche. Aussi faut-il décider si la pêche doit être fermée ou maintenue dans les cas où l'hypothèse nulle H_0 n'est pas rejetée (i.e., lorsque la valeur de l'échantillon est très près de 7,07). Il appartient aux gestionnaires de choisir l'approche satisfaisant le mieux leurs objectifs de gestion et de conservation de la ressource. Pour conserver ces possibilités, les analyses de puissance statistique ont été faites pour les deux hypothèses alternatives, tout dépendant de si la valeur moyenne des données transformées de l'échantillon concerné est inférieure ou supérieure au critère transformé $\mu_0 = 7,07$.

5.1.2 Analyses de puissance

Évaluation de la variabilité des données : Comme les données sont de même nature que celles du critère A, la même approche fut adoptée pour évaluer la variabilité maximale que pourraient avoir les échantillons futurs prélevés dans le parc. Le même phénomène de corrélation positive entre la taille des écarts-types et leurs moyennes respectives existe, même après la transformation des données (annexe F, figure F.1).

Pour produire des analyses de puissance adaptées à cette situation, deux estimations différentes de l'écart-type furent employées. Pour la situation où l'échantillon de données transformées à tester possède une moyenne inférieure au critère C transformé $\mu_0 = 7,07$, l'écart-type $S = 5,70$ fut utilisé pour effectuer les analyses de puissance (annexe F, figure F.1). Lorsqu'un échantillon de données transformées possède une moyenne supérieure au critère C transformé $\mu_0 = 7,07$, $S = 6,64$ fut utilisé pour effectuer les analyses de puissance (annexe F, figure F.1). Ces deux nombres constituent des valeurs maximales historiques, sans considérer 5 % des plus grands écarts-types, étiquetées comme valeurs extrêmes. Ceci veut dire que les analyses, basées sur ces valeurs, représentent la puissance minimale qu'auront les tests de *Student* appliqués aux deux situations. Pour tout échantillon testé dont l'écart-type (données transformées) sera plus petit que ces valeurs, le gestionnaire peut être confiant que le test aura davantage de puissance statistique que les résultats présentés dans ce rapport.

L'ouverture d'un banc à l'exploitation alors que la densité réelle de myes de taille légale est trop basse peut entraîner des conséquences importantes. Le nombre de myes de taille légale au sein du banc chutera d'avantage et plus de temps sera nécessaire pour que ce banc récupère et atteigne à nouveau une densité égale ou supérieure à 12 myes de taille légale/m². L'approche très conservatrice adoptée vise donc à minimiser les risques importants associés à la récolte d'échantillons de taille insuffisante.

Taille de la différence par rapport à H_0 : Les analyses furent effectuées pour des différences de 0,50; 1,00; 1,50; 2,00; 2,50 et 3,00 au-dessous et au-dessus du critère C transformé $\mu_0 = 7,07$. Ceci correspond à des échantillons dont la moyenne des données transformées correspond respectivement à 6,57; 6,07; 5,57; 5,07; 4,57; 4,07 et 7,57; 8,07; 8,57; 9,07; 9,57; 10,07.

Taille des échantillons : Les analyses furent effectuées pour $n = 20, 60, 100, 140, 180, 220, 260, 300, 340, 380, 420, 460$ et 500 lorsque la taille de la différence fut réglée à $0,50$ et $1,00$. Les analyses furent effectuées pour $n = 20, 40, 60, 80, 100, 120, 140, 160, 180$ et 200 lorsque la taille de la différence fut réglée à $1,50$ et $2,00$. Enfin, les analyses furent effectuées pour $n = 10, 20, 30, 40, 50, 60, 70$ et 80 lorsque la taille de la différence fut réglée à $2,50$ et $3,00$. Tout comme pour le critère A, la taille d'échantillon constitue le nombre de quadrats échantillonnés sur le banc de myes d'intérêt.

Degré de signification (α) : Ce paramètre reflète le degré de confiance ($1 - \alpha$) et plus spécifiquement, le risque de commettre une erreur de type I (i.e., rejeter l'hypothèse nulle alors qu'elle s'avère être vraie). Selon le risque d'erreur de type I que le gestionnaire est prêt à accepter, il est possible d'augmenter α pour augmenter la puissance statistique ($1 - \beta$). Les valeurs choisies pour effectuer les analyses sont $\alpha = 0,05; 0,10$ et $0,20$.

Puissance statistique ($1 - \beta$) : Ce paramètre est celui pour lequel les analyses statistiques ont été solutionnées.

Considérations additionnelles : Pour chaque test, le nombre d'itérations pour l'obtention du paramètre $1 - \beta$ fut réglé à 5000 . La population échantillonnée fut considérée comme étant infinie. Le module du logiciel PASS2002 pour les calculs de puissance des tests de *Student* à un seul échantillon est basé sur Machin et al. (1997), ainsi que Zar (1984). L'écart-type réel de la population fut considéré comme étant inconnu et tel qu'indiqué au début de la présente section, les valeurs utilisées pour les analyses furent estimées à partir des données de monitorings antérieurs du parc.

5.2 RÉSULTATS

Aux figures 8, 9 et 10 sont présentés les résultats d'analyses de puissance pour les paramètres choisis à la section 5.1.2.

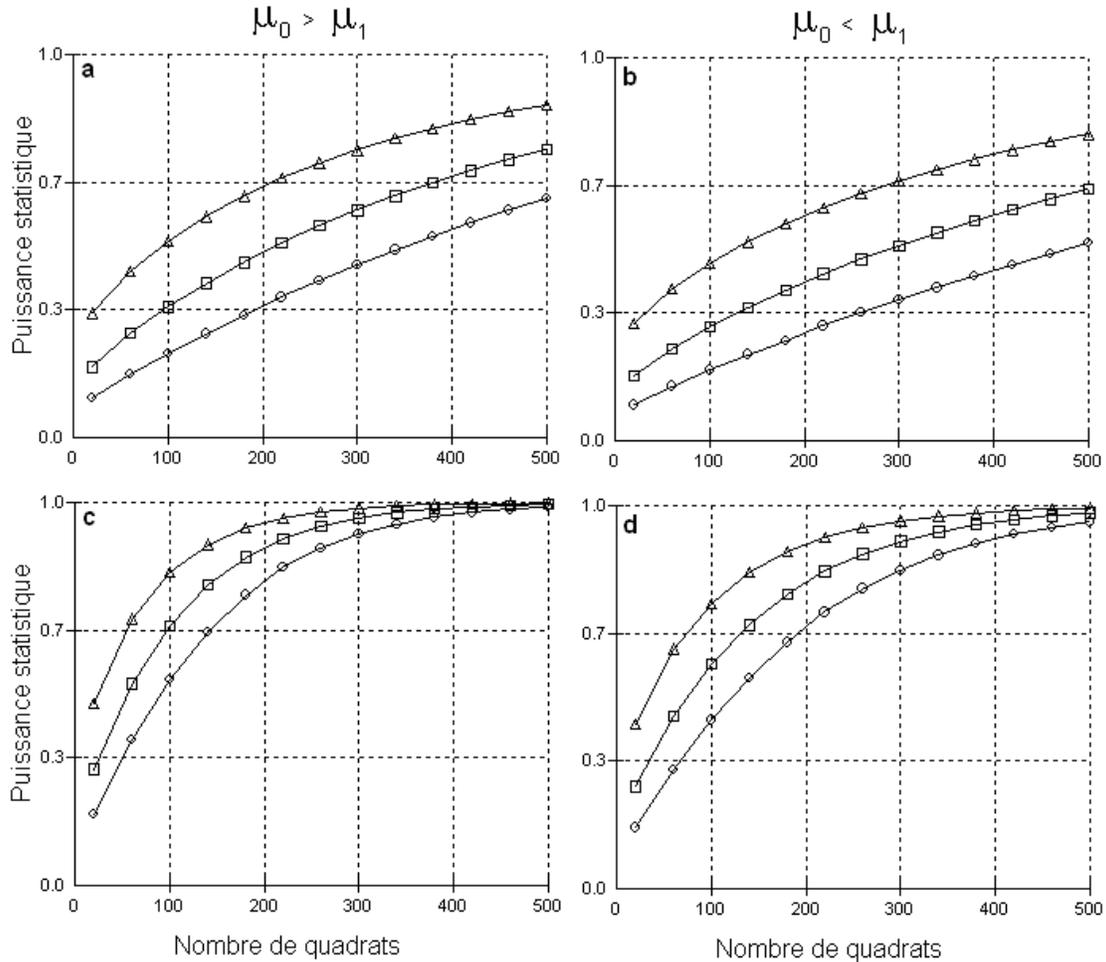


Figure 8 : Résultats d'analyses de puissance minimale du test de *Student* pour le nombre moyen d'individus de taille légale (≥ 50 mm)/m² pour les suivis de la mye commune au Parc national du Canada Kouchibouguac. La puissance statistique est représentée en fonction du nombre de quadrats échantillonnés en zone humide pour un banc de myes quelconque. L'analyse fut effectuée pour les degrés de signification $\alpha = 0,05$ (o-o), 0,10 (□-□) et 0,20 (Δ-Δ), pour des différences de 0,50 (a, b) et 1,00 (c, d) par rapport au critère C pour les données transformées $\mu_0 = 7,07$ et pour les hypothèses alternatives $H_a : \mu_1 < 7,07$ avec $S = 5,70$ (a, c) et $H_a : \mu_1 > 7,07$ avec $S = 6,64$ (b, d).

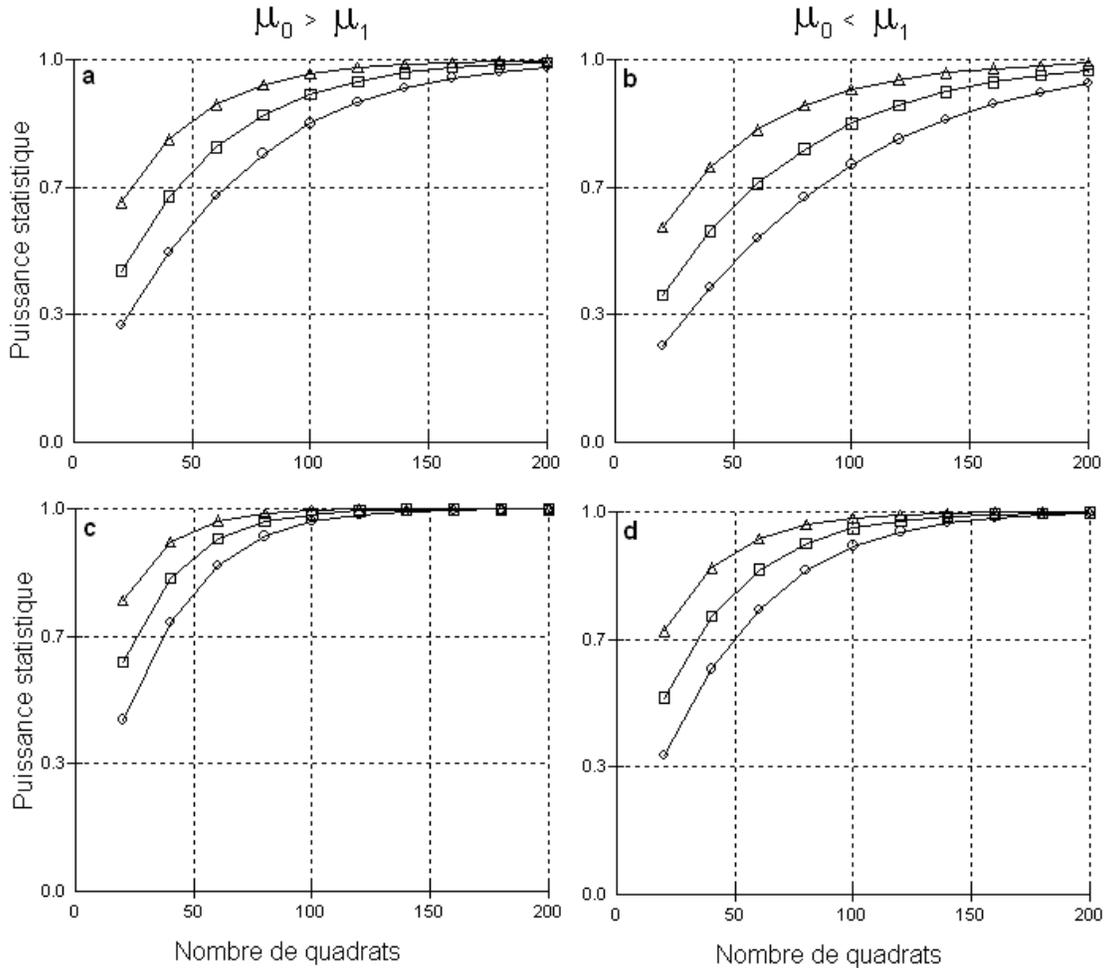


Figure 9 : Résultats d'analyses de puissance minimale du test de *Student* pour le nombre moyen d'individus de taille légale (≥ 50 mm)/m² pour les suivis de la mye commune au Parc national du Canada Kouchibouguac. La puissance statistique est représentée en fonction du nombre de quadrats échantillonnés en zone humide pour un banc de myes quelconque. L'analyse fut effectuée pour les degrés de signification $\alpha = 0,05$ (o-o), 0,10 (□-□) et 0,20 (Δ-Δ), pour des différences de 1,50 (a, b) et 2,00 (c, d) par rapport au critère C pour les données transformées $\mu_0 = 7,07$ et pour les hypothèses alternatives $H_a : \mu_1 < 7,07$ avec $S = 5,70$ (a, c) et $H_a : \mu_1 > 7,07$ avec $S = 6,64$ (b, d).

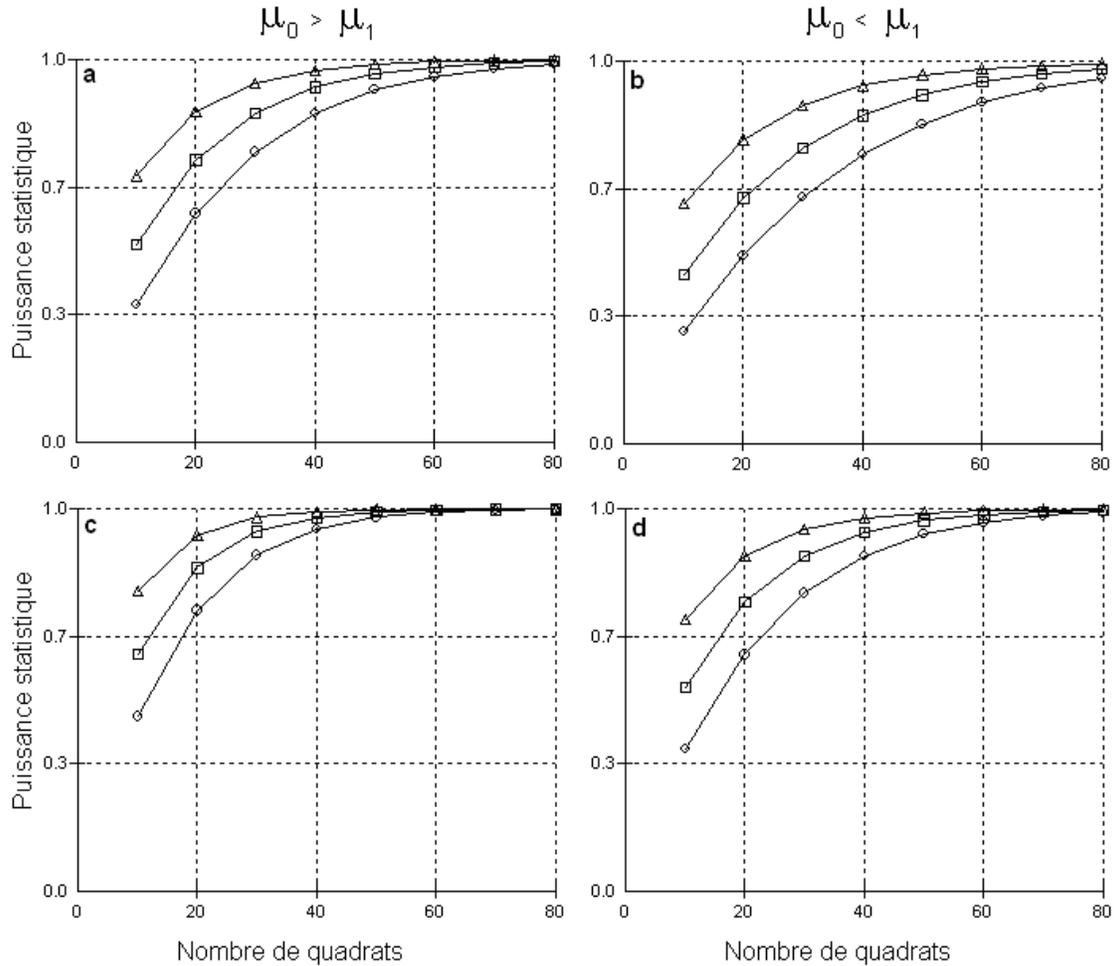


Figure 10 : Résultats d'analyses de puissance minimale du test de *Student* pour le nombre moyen d'individus de taille légale (≥ 50 mm)/m² pour les suivis de la mye commune au Parc national du Canada Kouchibouguac. La puissance statistique est représentée en fonction du nombre de quadrats échantillonnés en zone humide pour un banc de myes quelconque. L'analyse fut effectuée pour les degrés de signification $\alpha = 0,05$ (o-o), 0,10 (□-□) et 0,20 (Δ-Δ), pour des différences de 2,50 (a, b) et 3,00 (c, d) par rapport au critère C pour les données transformées $\mu_0 = 7,07$ et pour les hypothèses alternatives $H_a : \mu_1 < 7,07$ avec $S = 5,70$ (a, c) et $H_a : \mu_1 > 7,07$ avec $S = 6,64$ (b, d).

5.3 INTERPRÉTATION

Les figures 8, 9 et 10 renferment beaucoup d'informations supportant une multitude de scénarios possibles. Voici des exemples d'interprétation de ces figures pour $\alpha = 0,20$ et $H_a : \mu_1 < 7,07$.

1. Pour la détection de différences de l'ordre de 0,50 au-dessous du critère $\mu_0 = 7,07$ (figure 8a) et en acceptant un plus grand risque de commettre une erreur de type I ($\alpha = 0,20$), il est possible d'atteindre une puissance statistique minimale $1 - \beta \geq 0,75$ si ≥ 300 quadrats sont échantillonnés (figure 8a).
2. Pour la détection de différences de l'ordre de 1,00 au-dessous du critère $\mu_0 = 7,07$ (figure 8c) et en acceptant un plus grand risque de commettre une erreur de type I ($\alpha = 0,20$), il est possible d'atteindre une puissance statistique minimale $1 - \beta \geq 0,81$ si ≥ 100 quadrats sont échantillonnés (figure 8c).
3. Pour la détection de différences de l'ordre de 1,50 au-dessous du critère $\mu_0 = 7,07$ (figure 9a) et en acceptant un plus grand risque de commettre une erreur de type I ($\alpha = 0,20$), il est possible d'atteindre une puissance statistique minimale $1 - \beta \geq 0,96$ si ≥ 100 quadrats sont échantillonnés (figure 9a).
4. Pour la détection de différences de l'ordre de 2,00 au-dessous du critère $\mu_0 = 7,07$ (figure 9c) et en acceptant un plus grand risque de commettre une erreur de type I ($\alpha = 0,20$), il est possible d'atteindre une puissance statistique minimale $1 - \beta \geq 0,97$ si ≥ 60 quadrats sont échantillonnés (figure 9c).
5. Pour la détection de différences de l'ordre de 2,50 au-dessous du critère $\mu_0 = 7,07$ (figure 10a) et en acceptant un plus grand risque de commettre une erreur de type I ($\alpha = 0,20$), il est possible d'atteindre une puissance statistique minimale $1 - \beta \geq 0,86$ si ≥ 20 quadrats sont échantillonnés (figure 10a).
6. Pour la détection de différences de l'ordre de 3,00 au-dessous du critère $\mu_0 = 7,07$ (figure 10c) et en acceptant un plus grand risque de commettre une erreur de type I ($\alpha = 0,20$), il est possible d'atteindre une puissance statistique minimale $1 - \beta \geq 0,93$ si ≥ 20 quadrats sont échantillonnés (figure 10c).

5.4 DISCUSSION

Tout comme les données non-transformées pour le critère A (annexe D, tableau D.1), les données pour le critère C sont très variables et pour beaucoup d'échantillons, la variabilité est telle que la valeur des écarts-types dépassent la valeur de leurs moyennes respectives (annexe G, tableau G.1). La particularité qui est propre aux données pour le critère C cependant, c'est que le phénomène est accentué au point que la valeur des écarts-types par rapport à celles de leurs moyennes respectives est proportionnellement plus importante. Cela a pour conséquence que, bien que beaucoup d'échantillons ont une

densité moyenne de myes de taille légale atteignant le double du critère de 12 myes/m², l'énorme variabilité fait en sorte que la majorité des moyennes calculées à partir des données transformées se retrouvent bien en-dessous du critère C transformé de 7,07 (annexe G, tableau G.1). Ce problème est également aggravé par le fait que le critère C constitue une petite valeur numérique (i.e., 12 myes/m²) comparativement au critère A (i.e., 100 myes/m²).

Même si la majorité des échantillons avait respecté les normes de la distribution normale, le test de *Student* appliqué sur les données non-transformées aurait été d'une puissance statistique très faible en raison de cette variabilité dans les données par rapport à la répartition des myes de taille légale dans les quadrats échantillonnés sur un banc donné. En conclusion, le critère C ne peut pas être utilisé comme un outil d'aide à la décision qui soit statistiquement adéquat, de puissance statistique suffisante, et commode à appliquer.

6.0 RECOMMANDATIONS

6.1 CRITÈRE A

Tel qu'expliqué dans la section 3.4, il est recommandé de prélever au moins 50 quadrats pour l'échantillonnage d'un banc en vue d'appliquer le test de *Student* pour tester le critère A. Il est également préférable d'éviter de prendre au-delà de 50 quadrats puisque cela n'apporte aucun gain notable sur la puissance pour les ressources logistiques additionnelles d'un tel échantillonnage. Il est souhaitable que le test de *Student* soit effectué en utilisant le seuil $\alpha = 0,20$ pour rejeter l'hypothèse nulle. Il est d'usage général d'accepter un plus grand risque de commettre des erreurs de type I afin de réduire ceux de type II lorsque c'est ce dernier type d'erreur qui entraîne les conséquences les plus coûteuses (voir section 1.1). Il fut évalué que le test de *Student* sera plus puissant dans les situations où la moyenne des données transformées de l'échantillon est inférieure au critère A ($\mu_0 > \mu_1$ et $H_a : \mu_1 < 20,05$) parce que les données d'un échantillon sont moins variables lorsque les myes sont moins nombreuses. Basé sur ce résultat, il serait préférable que le fardeau de la preuve soit dirigé à prouver que la valeur de l'échantillon est statistiquement en dessous de celle du critère A comme appui à une interdiction de récolte. Ceci est d'autant plus pratique compte tenu de la façon dont l'énoncé du critère A fut formulé (i.e., densité minimale de 100 myes/m² pour permettre la récolte). Dans les cas où l'hypothèse nulle ($H_0 : \mu_1 \geq 20,05$) n'est pas rejetée, de même que ceux où $\mu_0 < \mu_1$ et que le test avec $H_a : \mu_1 > 20,05$ doit être effectué, l'échantillon pourrait être considéré comme répondant au critère A.

Afin d'atteindre l'objectif d'un nombre minimum fixe de quadrats par échantillon (i.e., 50 quadrats), la méthode actuelle d'établir les sites où prélever les quadrats devra être modifiée. Pour les bancs de petite superficie, une façon d'augmenter le nombre de quadrats prélevé serait de diminuer la distance séparant les lignes perpendiculaires lorsque la grille d'échantillonnage est établie. À la lumière des analyses de puissance réalisées, le protocole d'échantillonnage actuel tend à établir un surplus de sites d'échantillonnage lorsqu'il est exécuté sur un banc de grande superficie. Pour limiter le

nombre de quadrats échantillonnés à 50, la même méthode pourrait toujours être utilisée pour établir la grille d'échantillonnage mais au lieu d'échantillonner un quadrat à tous les croisements de lignes perpendiculaires, une sélection aléatoire de 50 de ces croisements pourrait être effectuée. Peu importe l'approche adoptée pour atteindre l'objectif d'un nombre plus ou moins fixe de quadrats à échantillonner par banc de myes pour garantir une certaine puissance statistique minimale, la méthode modifiée devra établir les sites d'échantillonnage le plus aléatoirement possible, de façon à pouvoir considérer que chaque mye sur un banc donné aura une chance égale de se retrouver dans l'échantillon amassé. S'il est important de conserver des informations sur la superficie des bancs de myes échantillonnés, les gestionnaires pourraient scruter le sol et prendre les coordonnées GPS pour effectuer le contour du banc sans pour autant échantillonner de pleins quadrats. La superficie du banc demeure nécessaire pour estimer les stocks de myes sur un banc donné, en utilisant le nombre de myes détectées dans la superficie totale échantillonnée et en l'extrapolant à la superficie totale du banc. Pour obtenir la superficie du banc avec plus de précision, le contour exacte du banc pourrait être documenté à l'aide d'un GPS avant même d'établir la grille. Les zones de zostères à l'intérieur des bancs (figure A.1) pourraient être documentées avec précision de la même façon.

Il est important d'éviter d'échantillonner au-delà des limites géographiques des différents bancs de myes puisque cela augmentera la variabilité par l'inclusion davantage de quadrats totalement vides de myes dans les échantillons. Si les gestionnaires se rendent compte qu'ils ont atteint la frontière d'un banc de myes, ils devraient supprimer sur-le-champ les derniers quadrats récoltés pour lesquels ils sont confiants qu'ils n'étaient pas positionnés dans le banc en question. Concernant la variabilité des échantillons, il est préférable d'interpréter avec prudence les résultats d'un test statistique si l'écart-type d'un échantillon testé est plus élevé que ceux qui furent utilisés dans le présent rapport pour effectuer les analyses de puissance (annexe C, figure C.1). Dans une telle situation, le test de *Student* n'aura pas une puissance statistique équivalente ou supérieure aux résultats du présent rapport, mais une puissance probablement inférieure à ces derniers pour une taille d'échantillon donnée.

L'échantillonnage d'un banc causera inévitablement de la mortalité au sein de la population de myes. Suite aux manipulations, un certain nombre de myes peuvent être endommagées au point de nuire à leurs chances de survie. De conséquence plus lourde est le fait qu'après avoir été libérées à nouveau, les myes seront totalement exposées à leurs prédateurs naturels jusqu'à ce qu'elles réussissent à se ré-enfouir dans le substrat. Il est donc possible qu'une quantité appréciable de myes soit endommagée ou victime de prédation comme conséquence directe des activités de monitoring (e.g., Ambrose et al. 1998, Beal et Vencile 2001). Compte tenu de cette conséquence, et s'il est jugé que certains bancs de myes sont trop petits pour supporter un prélèvement de 50 échantillons, les gestionnaires peuvent réduire l'effort d'échantillonnage s'ils sont prêts à accepter une diminution de la puissance statistique. Il est avisé de consulter les figures 1, 2, et 3 pour évaluer la puissance statistique minimale qu'aura un test de *Student* appliqué sur un échantillon d'une taille donnée. Dans les cas où plusieurs petits bancs de myes sont rapprochés dans une même région, il serait possible de les regrouper et recenser communément leurs effectifs, comme s'il s'agissait d'un seul banc de myes. Ainsi, le

minimum de 50 quadrats sera réparti entre plusieurs petits bancs gérés comme un seul banc et cela allègera la mortalité du à l'échantillonnage sur ces bancs. Les bancs analysés ainsi devront donc être recommandés pour la fermeture ou l'ouverture à l'unisson, faute de quoi les résultats d'analyses de puissance du présent rapport seront invalidés.

Il est possible de garder une certaine flexibilité dans le choix d'une taille d'échantillon. Si les gestionnaires réalisent que sur un banc particulier, les myes sont si rares qu'il devient inutile de prélever beaucoup d'échantillons et ainsi causer de la mortalité dans une population de myes déjà petite, il est alors recommandé de réduire le nombre d'échantillons. Le test de *Student* effectué sur un plus petit échantillon sera moins puissant, mais ce dernier pourra tout de même facilement détecter une différence significative si le nombre moyen de myes/m² est très petit et que par conséquent, la moyenne des données transformées viole de beaucoup le critère transformé $\mu_0 = 20,05$. Pour éviter de récolter trop peu d'échantillons dans les cas où un échantillonnage inférieur à 50 quadrats est souhaité, il est conseillé de consulter les analyses de puissance minimales aux figures 1, 2 et 3, ainsi que le tableau D.1 de l'annexe D pour constater quelles tailles de différences par rapport au critère A transformé pourront être détectées pour une taille d'échantillon donnée.

6.2 CRITÈRE B

Étant donné que le protocole d'échantillonnage actuel pour le parc est centré sur le nombre de quadrats échantillonnés et non le nombre de myes mesurées, il est recommandé qu'aucune action ne soit prise pour assurer un nombre minimum de myes à mesurer. Chacun des trois critères doit être satisfait afin de permettre l'exploitation d'un banc de myes donné. Cela implique donc que si trop peu de myes sont détectées et mesurées pour assurer l'exécution d'un test *Binomial* avec une puissance statistique adéquate, une violation du critère A par exemple, sera aisément détectée par un test de *Student* unilatéral. Rappelons que pour appuyer la décision d'interdire la récolte de myes sur un banc, il est seulement nécessaire que l'échantillon tiré de ce banc viole un des critères établis par le parc.

Pour les mêmes raisons que le critère A (section 6.1), il est recommandé que le test *Binomial* soit effectué en utilisant le seuil $\alpha = 0,20$ pour rejeter l'hypothèse nulle puisqu'en acceptant un plus grand risque de commettre une erreur de type I, cela contribue à diminuer le risque de commettre celles de type II. Étant donné que le test *Binomial* est plus puissant dans les situations où la proportion de l'échantillon est inférieure au critère B ($P_0 > P_1$ et $H_a : P_1 < 0,10$), il est préférable que la preuve serve à prouver que la valeur de l'échantillon est statistiquement en dessous de celle du critère B comme appui à l'interdiction de la récolte. Dans les cas où l'hypothèse nulle ($H_0 : P_1 \geq 0,10$) n'est pas rejetée, de même que ceux où $P_0 < P_1$ et donc le test avec $H_a : P_1 > 0,10$ doit être effectué, l'échantillon pourrait être considéré comme satisfaisant le critère B.

Avec le seuil $\alpha = 0,20$, les résultats ont démontré qu'un échantillonnage de 250 myes mesurées aura une excellente puissance statistique ($1 - \beta = 0,92$) pour détecter une

différence de 0,04 en dessous du critère $P_0 = 0,10$ (figure 5c). Le nombre de myes mesurées par échantillonnage est généralement bien au-dessus de 250 myes (annexe E, figure E.1). Avec les recommandations pour le critère A allant dans le sens d'une augmentation du nombre minimum de quadrats à échantillonner par banc de myes, il est raisonnable d'anticiper qu'une grande majorité des bancs échantillonnés auront ≥ 500 myes mesurées par échantillon. Avec $\alpha = 0,20$, le test binomial aura une excellente puissance statistique ($1 - \beta = 0,93$) pour détecter une différence de 0,03 en dessous du critère $P_0 = 0,10$ lorsque 500 myes figurent dans l'échantillon concerné (figure 5a).

Des analyses de puissance similaires testées avec la proportion 0,12 ont démontré une puissance statistique légèrement inférieure, mais essentiellement similaire aux résultats pour la proportion du critère B actuel de 0,10. Avec le seuil $\alpha = 0,20$, les résultats ont démontré qu'un échantillonnage où 250 myes sont mesurées aura une excellente puissance statistique ($1 - \beta = 0,90$) pour détecter une différence de 0,04 en dessous de la proportion $P_0 = 0,12$ (figure 7c). Avec $\alpha = 0,20$, le test binomial aura une excellente puissance statistique ($1 - \beta = 0,91$) pour détecter une différence de 0,03 en dessous de la proportion $P_0 = 0,12$ lorsque 500 myes figurent dans l'échantillon concerné (figure 7a). Compte tenu des résultats d'analyses de puissance similaires, nous recommandons que le critère B soit augmenté d'une proportion de 0,10 à 0,12 des myes d'un échantillon devant atteindre la taille légale de 50 mm. Une proportion minimale de 0,12 myes de taille légale avec le critère A d'une densité moyenne minimale de 100 myes/m², signifiera une densité moyenne minimale de 12 myes de taille légale/m², ce qui correspond au critère C. De plus, sous la proportion 0,10, pouvoir détecter une violation lorsque la différence est de 0,03 et 0,04 signifie que la proportion de myes de taille légale d'un échantillon doit diminuer jusqu'à des proportions aussi basses que 0,07 et 0,06 pour que le test ait des chances de détecter une violation du critère B. Si le critère est augmenté à 0,12, une violation du critère aura d'excellentes chances d'être détectée par un test *Binomial* lorsque la proportion d'un échantillon descend à 0,09 et 0,08, ce qui évite que la proportion de myes de taille légale devienne trop basse avant qu'un test ne détecte une violation. Donc en ce qui concerne le test *Binomial* unilatéral avec $\alpha = 0,20$ et $H_a : P_1 < 0,10$ ou $H_a : P_1 < 0,12$:

1. Les gestionnaires peuvent avoir une confiance élevée dans les résultats du test *Binomial* pour détecter une violation du critère B de 0,03 ($P_1 = 0,07$ VS $P_0 = 0,10$ ou $P_1 = 0,09$ VS $P_0 = 0,12$) lorsque l'échantillon compte un minimum de 500 myes.
2. Les gestionnaires peuvent aussi avoir une confiance élevée dans les résultats de ce test pour détecter une violation du critère B de 0,04 ($P_1 = 0,06$ VS $P_0 = 0,10$ ou $P_1 = 0,08$ VS $P_0 = 0,12$) lorsque l'échantillon compte entre 250 et 500 myes.
3. Par contre, si un test *Binomial* ne parvient pas à rejeter l'hypothèse nulle et que l'échantillon impliqué compte moins de 250 myes, il est préférable d'exprimer des réserves sur le résultat et de privilégier le verdict des tests de *Student* pour les autres critères. Lorsque l'échantillon (nombre de myes) est trop petit, les chances

sont accrues de ne pas rejeter l'hypothèse nulle ($H_0 = P_1 \geq 0,10$ ou $H_0 = P_1 \geq 0,12$) pour les cas où en réalité, elle est fautive (ce qui constitue une erreur de type II).

6.3 CRITÈRE C

La variabilité élevée de la densité de myes de taille légale (critère C) a causé un problème lors de la transition des données transformées à celles non-transformées. La variabilité fut également très élevée lorsque l'on considère la taille des écarts-types par rapport à leurs moyennes respectives (voir données non-transformées, annexe G).

Le système à trois critères actuellement employé pour évaluer l'ouverture ou non d'un banc de myes est redondant. Il existe une certaine répétition des exigences si les critères sont considérés simultanément. Par exemple, si on exige une densité moyenne minimale de 100 myes/m² (critère A) et une proportion minimale de 0,10 des myes de taille légale (critère B) pour permettre l'exploitation d'un banc, cela sous-entend une densité moyenne minimale de 10 myes de taille légale (≥ 50 mm)/m² pour permettre la récolte. Ceci est similaire au critère C, qui n'est que légèrement plus exigeant (i.e., densité minimale de 12 myes de taille légale/m²).

Compte tenu des difficultés associées au critère C (e.g., transformation de données moins efficace pour obtenir la distribution normale, variabilité élevée des données) et du fait que ce dernier ne constitue pas une exigence basée sur des informations totalement différentes de ce que les critères A et B peuvent fournir ensemble, il serait souhaitable de s'abstenir de tester le critère C. De plus, en modifiant le critère B tel que suggéré à la section 6.2, le critère C continuera d'être partiellement maintenu indirectement par le biais des critères A et B lorsque que ces derniers sont considérés ensemble. Si le testage du critère C est proscrit, il pourrait aisément être réinstauré dans le futur. Les données nécessaires pour effectuer les calculs (nombre de myes de taille légale par superficie échantillonnée au sein d'un banc) seront toujours amassées car elles sont requises pour les deux autres critères.

Bien que le critère C ne puisse pas être testé avec une puissance statistique satisfaisante, le calcul de la densité moyenne de myes de taille légale peut tout de même apporter des informations complémentaires utiles. Nous privilégions les critères A et B parce qu'il est possible d'obtenir une puissance statistique élevée pour ces derniers. Cependant, le critère B n'est pas totalement indépendant du critère A parce qu'il implique le calcul d'une proportion basée sur le nombre total de myes, toutes tailles confondues. Il est possible que même s'il y ait beaucoup de myes de taille légale au sein d'un échantillon donné, la proportion de myes de taille légale puisse tout de même être très basse si le nombre de petites myes est très élevé par rapport au nombre de myes de taille légale. Dans une telle situation, le critère A serait satisfait et le critère B serait violé même si les myes de taille légale sont raisonnablement nombreuses. Le calcul de la densité de myes de taille légale pourrait être utilisé comme information complémentaire, pour déterminer si la violation du critère B est due à la rareté des myes de taille légale ou à la très grande abondance de petites myes qui pourrait survenir dans certains cas.

7.0 REMERCIEMENTS

Nous remercions tout spécialement le personnel du Parc national du Canada Kouchibouguac pour le support technique fournit au cours du projet, particulièrement Léophane LeBlanc et Firmin LeBlanc. Nous sommes redevables à Liette Vasseur de l'Université Laurentienne pour le support administratif apporté au projet. Nous remercions également Daniel G. Kehler du Centre de Services Atlantique de Parcs Canada pour ses conseils apportés au sujet des analyses statistiques. Nous remercions également Gilles Miron et Erick Bataller du Département de biologie de l'Université de Moncton et Audrey Beaudet du Parc national du Canada Kouchibouguac pour leurs suggestions constructives en vue d'améliorer la qualité du manuscrit. Le projet de recherche fut financé par le fond IE de monitoring pour l'intégrité écologique de Parcs Canada. Les travaux furent effectués sous le contrat no. 45153945 accordé à D. Gallant par le Parc national du Canada Kouchibouguac.

8.0 BIBLIOGRAPHIE

Ambrose, W. G. Jr., M. Dawson, C. Gailey, P. Ledkovsky, S. O'Leary, B. Tassinari, H. Vogel, et C. Wilson. 1998. Effects of baitworm digging on the soft-shelled clam, *Mya arenaria*, in Maine: Shell damage and exposure on the sediment surface. *J. Shellfish Res.* 17: 1043-1049.

Beal, B. F., et K. W. Vencile. 2001. Short-term effects of commercial clam (*Mya arenaria* L.) and worm (*Glycera dibranchiata* Ehlers) harvesting on survival and growth of juveniles of the soft-shell clam. *J. Shellfish Res.* 20: 1145-1157.

Boneau, C.A. 1960. The effects of violations of assumptions underlying the *t* test. *Psychol. Bull.* 57: 49-64.

Cohen, J. 1988. *Statistical power analysis for the behavioral sciences*. 2nd ed. Lawrence Erlbaum Associates, Hillsdale, NJ.

Fleiss, J.L., B. Levin, et M.C. Paik. 2003. *Statistical methods for rates and proportions*. 3rd ed. Wiley & Sons, Hoboken, NJ.

Freeman, M.F., et J.W. Tukey. 1950. Transformations related to the angular and the square root. *Ann. Math. Stat.* 21: 607-611.

Germano, J.D. 1999. Ecology, statistics, and the art of misdiagnosis: The need for a paradigm shift. *Environ. Rev.* 7: 167-190.

Gibbs, J.P., S. Droege, et P. Eagle. 1998. Monitoring populations of plants and animals. *BioScience* 48: 935-940.

- Hatfield, J.S., W.R. Gould IV, B.A. Hoover, M.R. Fuller, et E.L. Lindquist. 1996. Detecting trends in raptor counts: power and type I error rates of various statistical tests. *Wildl. Soc. Bull.* 24: 505-515.
- Hintze, J.L. 2000. PASS 2000 user's guide. Kaysville, UT.
- Hintze, J.L. 2004. NCSS and PASS. Number Cruncher Statistical Systems. Kaysville, UT. <http://www.ncss.com>
- Johnson, D.H. 1999. The insignificance of statistical significance testing. *J. Wildl. Manage.* 63: 763-772.
- LaForest, G.V., et M. Kent-Roy. 1981. Rapport de la commission spéciale d'enquête sur le parc national de Kouchibouguac. Gouvernement du Canada et Gouvernement du Nouveau-Brunswick.
- Lamoureux, P. 1977. Estimation des stocks commerciaux de myes (*Mya arenaria*) au Québec. Biologie et aménagement des pêcheries. Ministère de l'Industrie et du Commerce. Cah. Inf. No. 78. 109 p.
- Landry, T., et M. Ouellette. 1993. Suivi de la pêche au râteau hydraulique sur des stocks de myes dans la baie de Miramichi, Nouveau-Brunswick – 1992. Rapport technique canadien des sciences halieutiques et aquatiques. 1921. 14p.
- LeBlanc, L., P. Maltais, et É. Tremblay. 1998. Inventaire et analyse comparative des populations de la mye commune, *Mya arenaria*, au parc national Kouchibouguac. Parcs Canada – Rapports techniques en matière de sciences des écosystèmes. 16. 33p.
- Machin, D., M. Campbell, P. Fayers, et A. Pinol. 1997. Sample size tables for clinical studies, 2nd ed. Blackwell Science, Malden, MA.
- Maltais, P. 1994. Inventaire et analyse comparative des populations de la mye commune (*Mya arenaria*), au parc national Kouchibouguac. Rapport soumis à Parcs Canada. Avril 1994. Contrat No. Kou-92-006.
- Peterman, R.M., 1990. Statistical power analysis can improve fisheries research and management. *Can. J. Fish. Aquat. Sci.* 47: 2-15.
- SPSS Inc. 1997. Statistical Package for the Social Sciences version 8.0.0 for Windows. <http://www.spss.com>
- Thomas, L. 1996. Monitoring long-term population change: why are there so many analysis methods? *Ecology* 77: 49-58.
- Toft, C.A., et P.J. Shea. 1983. Detecting community-wide patterns: estimating power strengthens statistical inference. *Am. Nat.* 122: 618-625.

Vézina, B. 1980. Étude de la mye commune (*Mya arenaria*) au parc national Kouchibouguac. Rapport soumis à Parcs Canada. Mars 1980. Contrat No. 79-003.

Zar, J.H. 1984. Biostatistical analysis. 2nd ed. Prentice-Hall, Englewood Cliffs, NJ.

Zar, J.H. 1999. Biostatistical analysis. 4th ed. Prentice-Hall, Upper Saddle River, NJ.

ANNEXE A – MÉTHODE D'ÉCHANTILLONNAGE EN ZONE HUMIDE DES BANCS DE MYES COMMUNES AU PARC NATIONAL DU CANADA KOUCHIBOUGUAC

1.0 INTRODUCTION

La récolte des myes communes est permise à l'intérieur du Parc national du Canada Kouchibouguac sur preuve de permis commercial ou récréatif. Cette permission est conforme à la réponse du gouvernement fédéral aux recommandations de la Commission LaForest et Kent-Roy (1981). Dans ce cadre légal, le parc est responsable de la gestion de la ressource et doit en assurer la durabilité.

Un des aspects fondamentaux de cette gestion est la connaissance du stock. C'est par l'inventaire scientifique des battures que les gestionnaires y parviennent. L'objet de cette annexe est de décrire la méthodologie effectuée en trois étapes, soient la mise en place de la grille d'échantillonnage des bancs, le prélèvement et recensement des échantillons.

2.0 MISE EN PLACE DE LA GRILLE D'ÉCHANTILLONNAGE SUR UN BANC DE MYES

2.1 L'HABITAT DE LA MYE COMMUNE

Il est de mise de connaître l'habitat de la mye commune afin d'y installer la grille d'échantillonnage. Cet habitat est le plus souvent les parties abritées des côtes où les vagues et les courants ne grugeront pas les sédiments ou n'en apporteront pas de nouveaux continuellement (Vézina 1980). De telles régions se trouvent dans les baies et les estuaires, plus précisément dans les zones intertidales et infratidales. La survie de la mye dépend d'un taux de salinité minimum de 5 parties de sel par 1000 parties d'eau, mais l'idéal varie de 25 à 35 parties par millier et pour ce qui est de la température, l'idéal varie de 6° à 14°. Ce mollusque s'enfouit dans le sédiment souvent composé de sable fin mélangé d'argile ou de vase noire à haute teneur en matière organique et aussi dans une variété d'autres types de sédiments.

Il est également nécessaire de différencier un banc d'une batture:

Banc: amas de diverses matières formant une couche plus ou moins horizontale (exemple: banc de sable, banc d'huîtres, banc de myes).

Batture: partie du rivage que la marée descendante laisse à découvert.

Auparavant, la récolte des myes s'effectuait sur les battures alors qu'aujourd'hui, elle se fait dans l'eau jusqu'à mi-cuisse pour échantillonner le banc. La grille d'échantillonnage est composée d'une ligne de base parallèle à la forme du rivage. Cette ligne de base est marquée à tous les 30 mètres avec un piquet géoréférencé d'où partiront les transects perpendiculaires à la ligne de base. Un premier point d'échantillonnage est

marqué avec un piquet géoréférencé sur le transect à 10 mètres de la ligne de base et tous les autres points d'échantillonnage du transect sont marqués à intervalle de 30 mètres jusqu'à ce qu'il n'y ait plus de myes, que l'eau soit trop profonde ou que la zostère apparaisse.

2.2 ÉQUIPEMENT

- Pompe (Honda modèle WP30X)
- Cylindre métallique de 0,22 m intérieur
- Fil d'acier de 30 mètres
- 2 boussoles Sylva
- Tamis
- Sacs de filet à échantillonnage
- Fiches de terrain
- GPS ou GPSD
- Bateau à fond plat (chaland ou "scow")
- Piquets de 1,5 mètres (5 pieds)
- Modèle de carte d'une batture

2.3 CHOIX DE LA LIGNE DE BASE

Cette ligne est le début de la mise en place de la grille d'échantillonnage. Cette ligne droite est le plus parallèle possible à la forme du rivage tout en étant le plus près possible de la limite des eaux. Cette ligne de base est marquée à tous les 30 mètres avec un piquet géoréférencé d'où partiront en direction du large les transects perpendiculaires à la ligne de base. Son azimut est choisi de façon à respecter la forme et l'aire du banc.

2.4 LES TRANSECTS

Orientés à un azimut de 90° de la ligne de base, le premier repère (piquet) du transect est placé à 10 mètres de cette ligne de base en direction du large dans le but d'avoir des points d'échantillonnage dans le cas de battures étroites. Les autres points d'échantillonnage de ce transect seront marqués à tous les 30 mètres. Les transects en direction du large se termineront lorsqu'il n'y aura plus de myes, lorsque l'eau sera trop profonde ou lorsque la zostère apparaîtra.

Puisque la forme du rivage est rarement une ligne droite parfaite et peut suivre une forme très sinueuse, il se peut que la ligne de base située sur le rivage et près de la limite des eaux se prolonge dans l'eau dans le sens opposé au large. Le transect sera également tracé en direction du rivage et son premier point d'échantillonnage sera placé à 20 mètres de la ligne de base et suivi de points d'échantillonnage placés aux 30 mètres jusqu'au rivage. La figure A.1 constitue un exemple d'une grille d'échantillonnage.

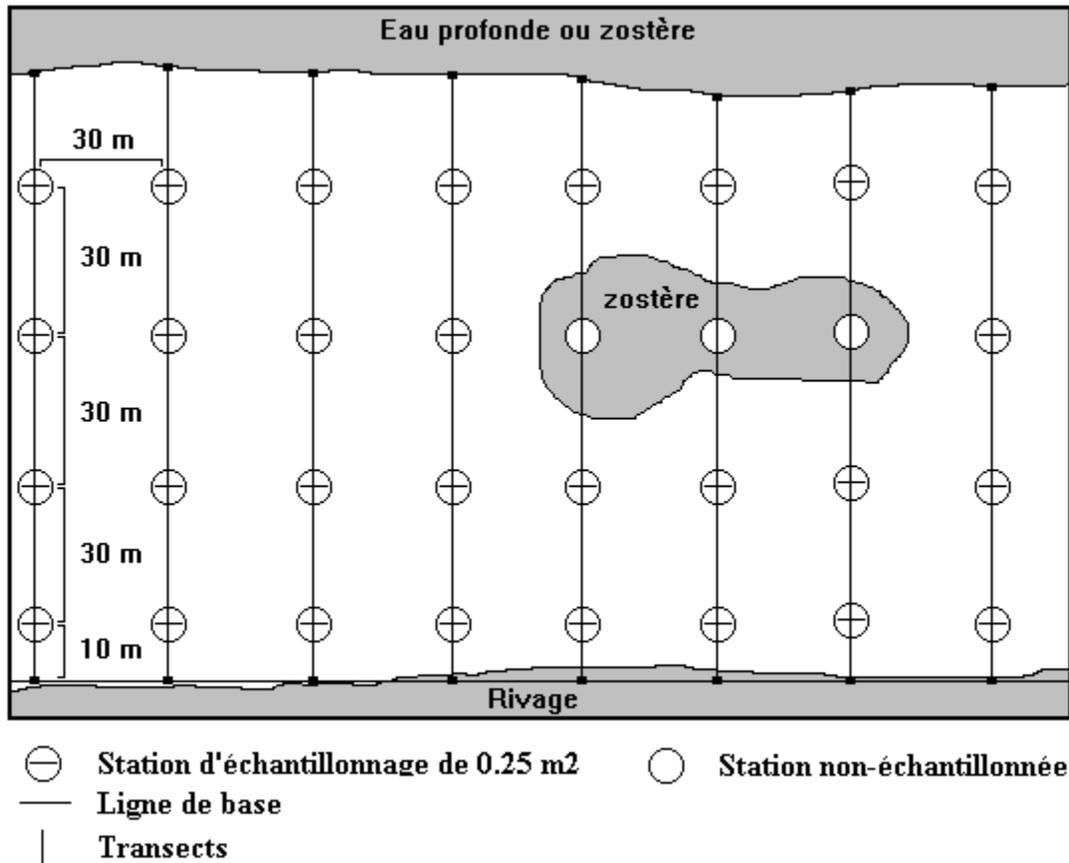


Figure A.1: Représentation d'une grille d'échantillonnage établie sur un banc de myes.

2.5 LOCALISATION DES POINTS DE REPÈRES

Les points de repères marqués avec un piquet sur la ligne de base sont les points de départ des transects et ceux marqués sur les transects sont les points d'échantillonnage. Le système de localisation repose sur trois techniques: 1) visées à la boussole dans les azimuts en cause pour l'alignement des repères, 2) mesures des distances au fil de métal (30 m) et marquage des points de repères avec un piquet et 3) repérage par signaux satellitaires au GPS (Geographical Positioning System) des points de repères. Les points de repères doivent être pris en note au début et à la fin de secteurs de transects qui traversent des zones de zostères.

2.5.1 Azimut et visées à la boussole

Le calcul des azimuts doit être effectué avec soin et vérifié. La boussole doit être barrée à 340°, ce qui permet de viser sans être préoccupé par la déclinaison de 20°O de la région du parc. L'azimut de la ligne de base est alors obtenu avec la boussole en visant un

axe le plus parallèle possible à forme du rivage. Le cadran de la boussole est tourné jusqu'à ce que la flèche rouge et la pointe rouge de l'aiguille de la boussole coïncident. L'azimut est donnée par le point qui se trouve sur le cadran à l'intersection de la ligne de visée.

L'azimut des transects est obtenu en ajoutant ou en soustrayant 90° selon le cas de la valeur de l'azimut de la ligne de base. Cet ajustement de la boussole doit être vérifié avec soin. Les visées à la boussole doivent toujours être prises en maintenant le cadran de la boussole à l'horizontale.

2.5.2 Les mesures de distance

Les distances entre les points de repère de la ligne de base et ceux des transects sont mesurées à l'aide d'un fil métallique de 30 mètres au lieu d'un ruban. Ceci, dans le but de réduire la prise du vent. Un piquet est planté pour tenir la ligne à tous les points de repère.

2.5.3 Les références spatiales (GPS)

Tous les repères (piquets), sans exception, doivent être géoréférencés. Les résultats stockés dans le GPS sont également notés sur les fiches. Il faut attendre que l'appareil soit stable ou qu'il répète approximativement les mêmes coordonnées, bien noter la précision de la lecture finale et porter tous les résultats sur une fiche telle que celle présentée à la page finale de la présente annexe. Il faut également compléter le croquis de la batture sur une fiche quadrillée comme à la figure A.1.

3.0 PRÉLÈVEMENTS ET RECENSEMENTS DES ÉCHANTILLONS

Lorsque les points d'échantillonnage sur les transects sont localisés avec précision et marqués avec des piquets, les échantillons sont prélevés et recensés.

3.1 PRÉLÈVEMENT DES ÉCHANTILLONS

À chaque point d'échantillonnage, le cylindre métallique est installé autour du piquet de façon à ce que le piquet soit approximativement au centre du cylindre. Le cylindre est enfoncé 20 cm dans les sédiments. Le piquet est retiré et les sédiments à l'intérieur du cylindre sont pompés dans un sac en filet, de mailles carrées de 0,3 cm de côté. Les sédiments du sac en filet sont passés par lavage dans un tamis à mailles carrées de 0,7 cm de côté. Les myes et les sédiments retenus dans le tamis sont déposés sur une surface plate (telle que le devant d'un "scow"). Les points de repère situés dans des zones de zostère à l'intérieur des bancs ne sont pas échantillonnés (figure A.1) car cela endommagerait ces habitats.

3.2 LE RECENSEMENT DE L'ÉCHANTILLON

Les myes sont mesurées antéro-postérieurement à l'aide d'un micromètre à coulisse. Elles sont comptées par classe de dimension, soit:

7 - 20 mm: l'échantillon de cette classe aura tendance à être peu représentatif de la population; d'abord à cause de la perte des petites myes passées à travers le tamis et à cause de la fragilité même des petits mollusques, mais elle permet d'évaluer l'importance relative de la régénération par banc.

20 - 30 mm, 30 - 40 mm, 40 - 50 mm: ces trois classes devront permettre, en conditions environnementales normales, de prédire à plus ou moins long terme le recrutement des myes de dimension légale.

50 mm et plus: classe représentant les myes de taille légalement exploitable.

3.3 LA FICHE D'INVENTAIRE

La fiche présentée à la page suivante est celle utilisée pour inscrire les résultats du recensement de chaque échantillon et les données de localisation de chaque échantillon dans la grille d'échantillonnage.

ANNEXE B – APPLICATION DU TEST DE *KOLMOGOROV-SMIRNOV* POUR VÉRIFIER LA DISTRIBUTION NORMALE DES ÉCHANTILLONS HUMIDES DU NOMBRE DE MYES PAR QUADRAT DE 0,25 m² POUR LES BANCS DU PARC NATIONAL DU CANADA KOUCHIBOUGUAC

Afin de déterminer si les échantillons prélevés sur les différents bancs de myes du Parc national du Canada Kouchibouguac peuvent être considérés comme provenant de populations suivant une distribution normale, le test de *Kolmogorov-Smirnov* a été appliqué sur chacun des 158 échantillons obtenus par suivis annuels en zone humide de 1998 à 2004. Présentés en exemple sont les 20 échantillonnages de bancs ayant la plus grande abondance de myes. La moitié de ces 20 échantillons avait une distribution qui différait d'une distribution normale de façon statistiquement significative au seuil de $\alpha = 0,050$ (données non-transformées, Tableau B.1). La distribution des données pour de tels échantillons est asymétrique vers la droite, tel que le démontrent les figures B.1a et c. Une telle distribution des données est prévisible puisqu'il s'agit de décomptes d'individus. Les données d'énumérations se rapprochent plutôt d'une distribution de poisson, où la variance des données est positivement corrélée avec la valeur de la moyenne. Il est possible d'en obtenir une distribution normale en appliquant une transformation de racine carrée sur chaque donnée de l'échantillon en question. La transformation choisie est une modification de cette transformation qui se traduit comme étant :

$$(1) \quad X' = X^{0,5} + (X+1)^{0,5}$$

Tel que l'ont démontré Freeman et Tuckey (1950), cette transformation est plus efficace que la simple racine carrée dans les cas où $X \geq 2$. Cette transformation s'applique donc très bien à la situation des suivis de myes.

Lorsque cette transformation est appliquée aux mêmes 20 échantillons, seulement quatre d'entre eux maintiennent une distribution différente de la distribution normale au seuil de $\alpha = 0,050$ (données transformées, Tableau B.1). La transformation améliore de beaucoup la distribution des échantillons par rapport à la normalité, avec 14 de ceux-ci étant au-dessus du seuil de $\alpha = 0,100$ après la transformation (voir données transformées, Tableau B.1). À titre d'exemple, la figure B.1 illustre graphiquement l'effet cette transformation sur la distribution des données pour l'échantillonnage du banc no.40 en 2004 et du banc no.20 en 2003.

Les quatre échantillons n'obtenant pas la distribution normale après transformation (bancs no.4 2003, no.9 2004, no.9 2001 et no.35 2003) ont la particularité d'être tirés de bancs ayant une très faible densité de myes (Tableau B.1). Les valeurs de puissance obtenues par nos analyses de puissance statistique sont alors susceptibles d'être biaisées et de ne pas représenter la puissance réelle qu'aura le test de *Student* pour de tels échantillons. Il n'en demeure pas moins que les tests de *Student* dans de tels cas, n'auront aucune difficulté à rejeter l'hypothèse nulle que la densité ≥ 100 myes/m² puisque la valeur des moyennes est très inférieure à ce critère (Tableau B.1).

Tableau B.1: Test de *Kolmogorov-Smirnov* pour la distribution normale appliqué aux données non-transformées et transformées selon $X' = X^{0,5} + (X+1)^{0,5}$ des 20 échantillons de bancs contenant le plus de myes détectées au cours des échantillonnages humides de 1998 à 2004 au Parc national Kouchibouguac.

Banc	Année	Nombre de myes	Nombre de quadrats de 0,25m ²	Densité moyenne		Kolmogorov-			Données
				(myes/m ²)	Écart-type	Smirnov (Z)	p (bilatéral)		
15	2000	7572	76	398,53	311,58	1,083	0,191	Non-transformées	
				36,05	17,33	0,939	0,342	Transformées	
39	2003	7282	214	136,11	152,10	2,713	0,000*	Non-transformées	
				19,14	13,44	1,296	0,070	Transformées	
43	2004	7015	365	76,88	57,73	2,345	0,000*	Non-transformées	
				16,40	6,38	1,252	0,087	Transformées	
4	2003	6342	435	58,32	60,2	3,469	0,000*	Non-transformées	
				13,05	8,06	2,093	0,000*	Transformées	
9	2004	6218	779	31,93	60,43	8,752	0,000*	Non-transformées	
				7,81	8,27	5,725	0,000*	Transformées	
12	2002	5859	60	390,60	354,42	1,311	0,064	Non-transformées	
				36,50	15,36	0,995	0,275	Transformées	
15	2001	5727	54	424,22	328,43	0,880	0,421	Non-transformées	
				37,97	16,18	0,576	0,894	Transformées	
20	2002	5424	73	297,21	281,30	1,242	0,091	Non-transformées	
				30,30	16,62	0,653	0,787	Transformées	
28	2000	5117	35	584,80	678,39	1,229	0,098	Non-transformées	
				36,37	32,37	1,216	0,104	Transformées	
40	2003	5077	224	90,66	89,54	2,329	0,000*	Non-transformées	
				16,65	9,37	0,780	0,578	Transformées	
20	1998	4688	48	390,67	311,54	1,075	0,198	Non-transformées	
				36,83	14,59	0,553	0,920	Transformées	
15	1998	4660	45	414,22	411,20	1,349	0,053	Non-transformées	
				35,04	21,00	0,910	0,380	Transformées	
16	2003	4620	74	249,73	223,50	1,135	0,152	Non-transformées	
				28,29	14,27	0,408	0,996	Transformées	
20	2003	4486	98	183,10	157,14	1,591	0,013*	Non-transformées	
				24,54	11,56	0,728	0,665	Transformées	
30	2000	4214	57	295,72	204,11	1,057	0,214	Non-transformées	
				32,05	12,67	0,662	0,774	Transformées	
35	1999	4053	147	110,29	122,42	2,229	0,000*	Non-transformées	
				18,60	9,90	1,075	0,198	Transformées	
9	2001	4040	321	50,34	89,63	5,145	0,000*	Non-transformées	
				9,55	10,59	4,114	0,000*	Transformées	
15	2002	3853	40	385,30	374,88	1,359	0,050*	Non-transformées	
				34,17	19,63	0,780	0,577	Transformées	
35	2003	3742	316	43,37	51,26	3,159	0,000*	Non-transformées	
				11,92	7,03	1,456	0,029*	Transformées	
20	2001	3662	66	221,94	163,86	1,219	0,102	Non-transformées	
				27,75	11,02	0,822	0,509	Transformées	

* Échantillon diffère d'une distribution normale de façon statistiquement significative au seuil de $\alpha=0,050$

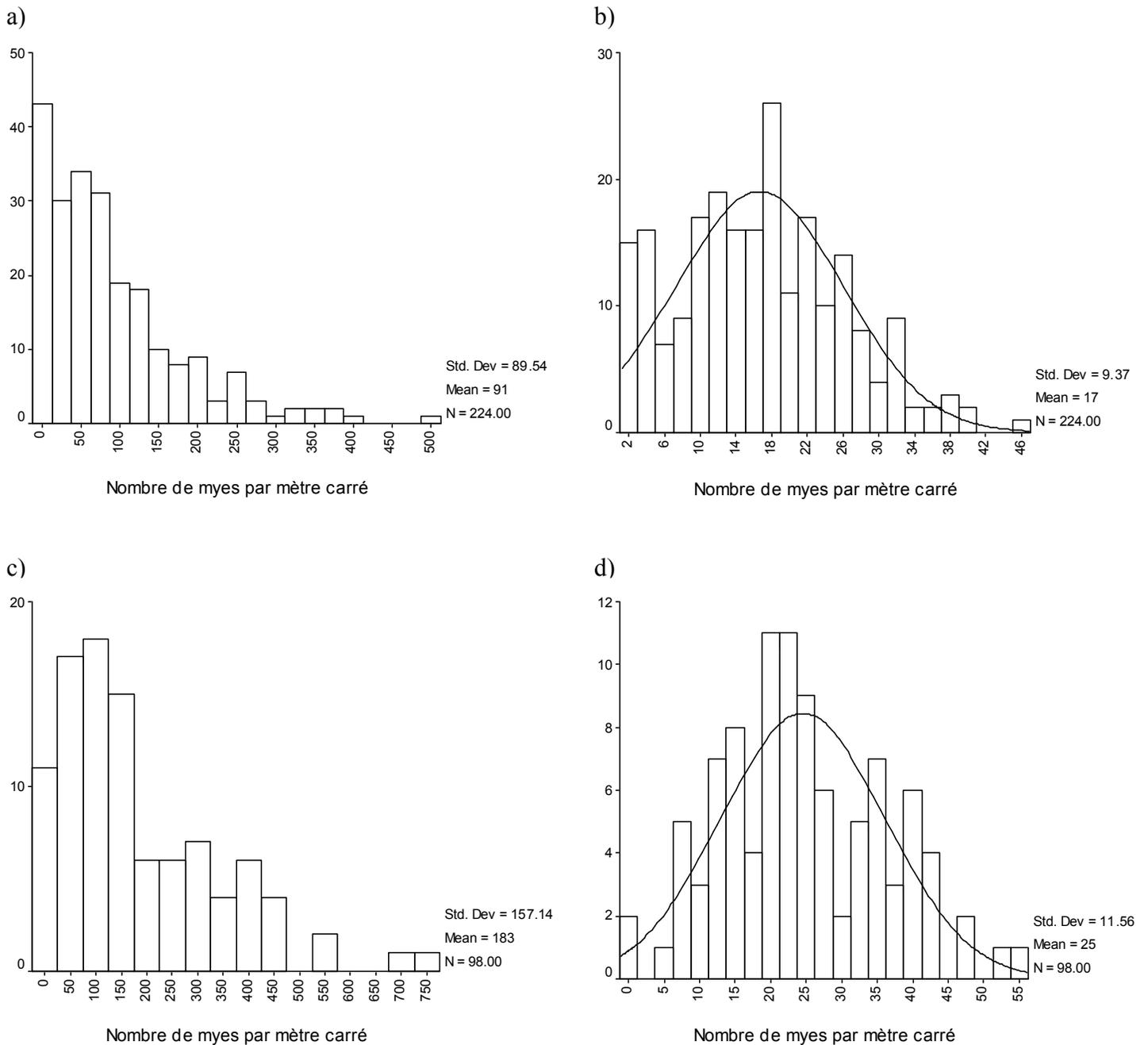


Figure B.1: Histogrammes de la densité de myes (myes/m²) pour 224 quadrats échantillonnés sur le banc no.40 en 2003 (a, b) et 98 quadrats échantillonnés sur le banc no.20 en 2003 (c, d) au Parc national du Canada Kouchibouguac. Les distributions des données non-transformées (a, c) et transformées selon $X' = X^{0,5} + (X+1)^{0,5}$ pour l'obtention de la distribution normale (b, d) sont présentées.

**ANNEXE C – ÉVALUATION DE LA VARIABILITÉ MAXIMALE DES
ÉCHANTILLONS DONT LA MOYENNE EST INFÉRIEURE ET SUPÉRIEURE À
100 MYES/m² (CRITÈRE A) POUR LES ÉCHANTILLONNAGES EN ZONE
HUMIDE DES BANCS DE MYES DU PARC NATIONAL DU CANADA
KOUCHIBOUGUAC**

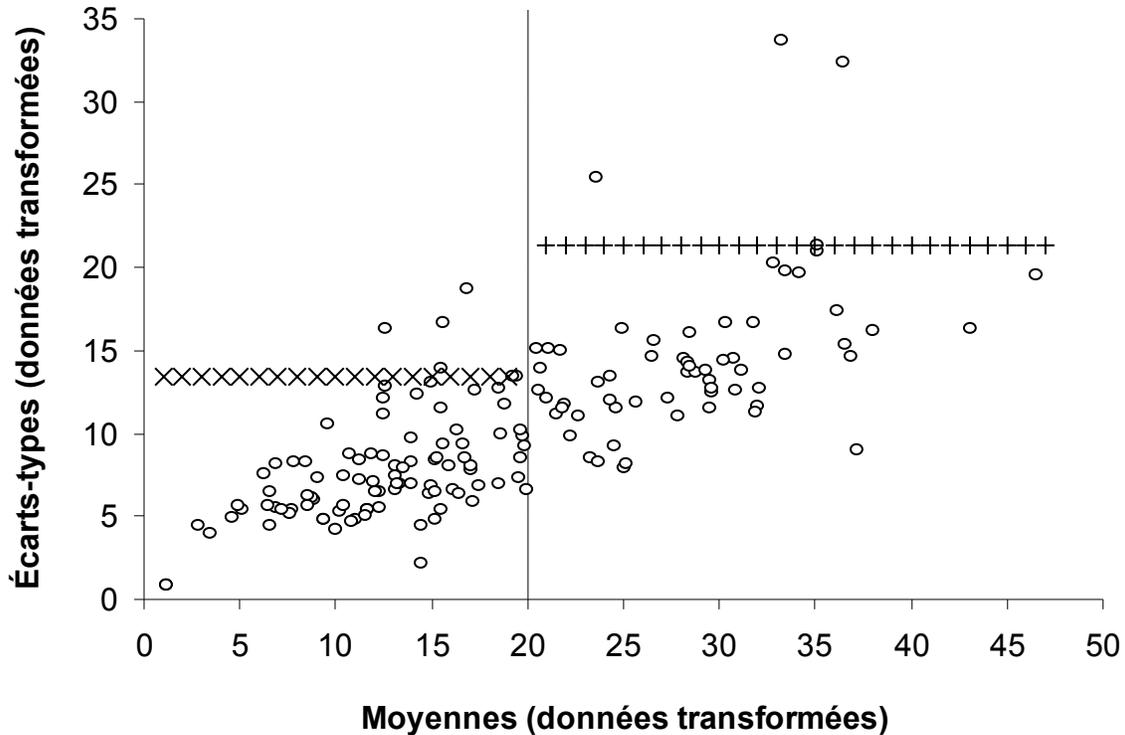


Figure C.1 : Graphique illustrant la taille des écarts-types en fonction de la taille de leurs moyennes respectives (données transformées selon $X' = X^{0,5} + (X+1)^{0,5}$) pour 158 échantillons effectués en zone humide sur les différents bancs de myes du Parc national du Canada Kouchibouguac lors de suivis annuels de 1998 à 2004. Étant donné que la taille des écarts-types est positivement corrélée à la taille de leurs moyennes respectives, les valeurs furent divisées en deux groupes selon qu'elles avaient une moyenne inférieure ($n = 96$) ou supérieure ($n = 62$) au critère A de 100 myes/m² (ce critère transformé prend la valeur 20,05). En étiquetant 5 % des échantillons avec les plus grands écarts-types dans chaque groupe comme étant des valeurs extrêmes à ne pas considérer, la valeur choisie pour servir d'écart-type maximal fut de 13,45 (xxx) pour le groupe de moyennes inférieures au critère A transformé et de 21,35 (+++) pour le groupe de moyennes supérieures à ce même critère.

ANNEXE D – ÉQUIVALENCES DES DONNÉES TRANSFORMÉES ET NON-TRANSFORMÉES DES ÉCHANTILLONS POUR LE NOMBRE DE MYES/m²

Tableau D.1 : Comparaisons du nombre moyen de myes/m² calculé à partir des données transformées et non-transformées pour les 158 échantillonnages en zone humide effectués sur les différents bancs de myes du Parc national Kouchibouguac entre 1998 et 2004. Les résultats sont présentés en ordre croissant selon la moyenne des données transformées.

Banc	Année	Nombre de quadrats (n)	Données transformées		Données non-transformées	
			Moyenne	Écart-type (S)	Moyenne	Écart-type (S)
18	2003	58	1,16	0,90	0,28	1,65
44	2001	17	1,19	0,78	0,24	0,97
19	2003	426	2,78	4,40	6,46	22,61
13	2003	60	3,39	3,90	6,27	14,72
18	1998	23	4,59	4,96	10,78	19,91
14	2003	82	4,85	5,66	13,41	27,92
7	2001	80	5,13	5,38	13,35	25,43
14	2002	54	6,25	7,55	23,41	46,44
34	2002	35	6,40	5,62	17,49	27,39
7	1998	56	6,54	6,50	20,64	48,67
1	1998	12	6,55	4,38	14,67	14,51
33	2004	26	6,88	5,48	18,62	28,15
19	1998	59	6,89	8,17	27,86	72,24
34	2000	42	7,17	5,44	19,62	25,19
33	2000	39	7,58	5,13	20,31	26,17
1	2003	101	7,72	5,39	21,66	25,39
9	2004	779	7,81	8,27	31,93	60,43
24	2003	88	8,40	8,21	33,91	66,06
32	2000	38	8,46	5,66	25,26	27,54
35	2002	243	8,50	6,18	27,09	51,92
4	2002	384	8,71	6,16	27,98	35,79
2	2002	91	8,82	5,95	27,74	42,45
13	2002	55	9,06	7,28	33,09	41,67
27	2000	50	9,34	4,76	26,88	26,21
2	2003	122	9,34	4,74	26,92	25,40
9	2001	321	9,55	10,59	50,34	89,63
10	2004	229	9,93	4,21	28,58	22,32
17	1998	36	10,14	5,31	32,11	41,12
29	1999	12	10,36	5,66	33,67	39,69
29	2000	24	10,36	7,49	39,83	55,34
3	1998	36	10,68	8,77	46,78	80,04
35	2000	216	10,74	4,72	33,91	30,54
31	2000	14	10,97	4,77	84,86	27,64
30	2003	31	11,22	8,41	48,13	77,49
27	1999	31	11,25	7,21	43,74	54,11
34	2003	34	11,53	5,05	38,94	34,05
31	2003	32	11,59	5,43	40,25	36,69
32	2003	32	11,59	5,43	40,25	36,69
41	2003	15	11,86	8,80	52,80	70,32
35	2003	316	11,92	7,03	47,37	51,26

Tableau D.1 (suite) : Comparaisons du nombre moyen de myes/m² calculé à partir des données transformées et non-transformées pour les 158 échantillonnages en zone humide effectués sur les différents bancs de myes du Parc national du Canada Kouchibouguac entre 1998 et 2004. Les résultats sont présentés en ordre croissant selon la moyenne des données transformées.

Banc	Année	Nombre de quadrats (n)	Données transformées		Données non-transformées	
			Moyenne	Écart-type (S)	Moyenne	Écart-type (S)
36	2003	24	12,02	6,46	45,67	50,08
24	2001	54	12,20	6,46	46,96	42,98
27	2003	43	12,29	5,50	44,65	37,08
25	2003	20	12,42	8,69	65,00	79,97
2	1998	67	12,43	11,16	68,90	96,64
17	2003	84	12,46	12,07	74,38	121,41
9	1998	71	12,55	16,31	104,51	249,31
28	2002	28	12,57	12,80	78,57	121,75
11	2001	23	13,02	7,49	55,30	65,04
4	2003	435	13,05	8,06	58,32	60,20
1	1999	70	13,08	6,58	52,97	50,11
42	2003	102	13,13	6,99	54,71	65,96
42	2001	78	13,26	6,99	55,49	61,18
31	1999	7	13,53	7,97	58,86	55,03
37	2003	16	13,86	9,67	69,50	73,94
11	2003	30	13,87	6,93	59,20	48,47
8	2003	24	13,90	8,26	64,17	67,96
26	2003	5	14,22	12,37	80,80	79,72
10	2001	75	14,37	4,45	56,00	32,63
10	2000	13	14,39	2,14	52,31	14,83
26	1999	9	14,82	6,41	63,56	51,79
28	2001	23	14,89	13,07	95,83	114,07
36	2001	33	14,98	6,78	66,79	58,82
38	2001	18	15,13	6,49	66,67	58,32
12	1999	19	15,13	4,85	62,32	42,65
12	2003	57	15,18	8,43	74,60	76,51
32	1999	23	15,23	8,46	74,61	72,20
33	1999	28	15,41	13,96	105,86	213,21
13	2001	29	15,42	11,49	90,90	109,43
11	1999	16	15,47	5,35	66,00	38,56
24	1998	53	15,52	16,63	127,62	204,20
14	2001	33	15,57	9,29	81,09	85,55
36	1999	31	15,82	8,00	77,55	78,73
38	1999	19	16,11	6,62	74,74	62,64
37	1999	19	16,28	10,22	90,53	115,25
43	2004	365	16,40	6,38	76,88	57,73
40	2003	224	16,65	9,37	90,66	89,54
41	1999	16	16,71	8,51	86,25	94,31
23	1998	44	16,83	18,72	156,00	265,59
26	2001	10	17,03	8,00	86,40	64,09

Tableau D.1 (suite) : Comparaisons du nombre moyen de myes/m² calculé à partir des données transformées et non-transformées pour les 158 échantillonnages en zone humide effectués sur les différents bancs de myes du Parc national du Canada Kouchibouguac entre 1998 et 2004. Les résultats sont présentés en ordre croissant selon la moyenne des données transformées.

Banc	Année	Nombre de quadrats (n)	Données transformées		Données non-transformées	
			Moyenne	Écart-type (S)	Moyenne	Écart-type (S)
4	2001	157	17,05	7,81	87,29	71,58
12	1998	16	17,13	5,89	81,00	55,86
3	2004	72	17,20	12,60	112,61	155,91
23	2000	65	17,47	6,79	87,14	64,71
12	2001	44	18,46	6,95	96,45	66,79
23	2003	91	18,49	12,65	124,53	148,36
35	1999	147	18,60	9,90	110,29	122,42
20	2004	115	18,74	11,71	121,32	139,75
39	2003	214	19,14	13,44	136,11	152,10
8	2004	20	19,44	13,45	137,00	177,12
43	2001	127	19,52	7,27	107,87	80,67
36	2002	42	19,62	10,15	120,86	108,57
5	2003	24	19,66	8,56	113,67	100,00
11	1998	24	19,71	9,78	119,50	108,65
40	1999	54	19,86	9,27	119,26	103,39
38	2003	8	19,96	6,56	108,50	61,76
14	1998	18	20,42	15,10	157,56	203,35
22	1998	19	20,56	12,56	142,53	159,29
8	2001	16	20,67	13,95	152,00	158,69
23	1999	32	20,91	12,16	144,63	150,13
8	2002	16	21,09	15,08	164,00	205,80
5	2000	30	21,46	11,09	144,40	159,83
8	2000	21	21,70	14,98	170,67	191,83
14	2000 (été)	35	21,82	11,48	150,51	140,18
little 3	2004	13	21,85	11,76	150,77	149,55
5	1999	16	22,20	9,87	145,50	132,80
5	2004	32	22,60	10,99	156,50	144,77
4	1998	39	23,22	8,49	151,79	97,25
44	2000	24	23,59	25,44	293,83	413,32
13	1999	24	23,60	13,07	179,67	190,57
5	2002	20	23,65	8,28	155,60	125,21
21	2001	26	24,25	11,95	180,77	150,17
16	1998	40	24,25	13,41	190,30	199,28
5	1998	13	24,51	9,21	169,23	121,34
20	2003	98	24,54	11,56	183,10	157,14
15	2003	45	24,88	16,33	219,47	256,83
6	2004	3	25,04	7,91	166,67	91,59
10	1998	12	25,09	8,11	172,00	95,91
8	1999	14	25,66	11,88	196,86	158,58
22	2001	27	26,42	14,66	225,78	219,63

Tableau D.1 (suite) : Comparaisons du nombre moyen de myes/m² calculé à partir des données transformées et non-transformées pour les 158 échantillonnages en zone humide effectués sur les différents bancs de myes du Parc national du Canada Kouchibouguac entre 1998 et 2004. Les résultats sont présentés en ordre croissant selon la moyenne des données transformées.

Banc	Année	Nombre de quadrats (n)	Données transformées		Données non-transformées	
			Moyenne	Écart-type (S)	Moyenne	Écart-type (S)
39	1999	37	26,59	15,59	235,35	216,29
21	2003	17	27,31	12,07	220,24	177,93
20	2001	66	27,75	11,02	221,94	163,86
13	1998	18	28,13	14,45	246,67	207,57
16	2003	74	28,29	14,27	249,73	223,50
13	2000	46	28,29	13,61	244,87	203,29
15	2004	33	28,44	16,00	263,76	250,07
37	2000	19	28,46	13,99	248,42	224,33
21	2000	36	28,72	13,65	251,00	216,79
30	1999	33	29,25	13,79	259,52	232,27
20	1999	28	29,45	13,22	258,43	203,40
5	2001	22	29,46	11,48	248,00	211,56
21	2004	16	29,52	12,66	255,00	243,51
20	2000	40	29,55	12,50	255,90	207,67
22	1999	17	30,14	14,41	275,53	231,12
20	2002	73	30,30	16,62	297,21	281,30
14	2000 (aut)	30	30,70	14,44	285,60	238,06
6	1998	5	30,76	12,63	268,00	202,90
21	1998	22	31,16	13,74	287,27	215,98
22	2000	28	31,78	16,68	319,14	303,79
44	1999	16	31,88	11,21	283,00	204,29
21	1999	16	31,92	11,60	285,75	193,83
30	2000	57	32,05	12,67	295,72	204,11
22	2004	23	32,77	20,28	366,26	364,54
25	1999	18	33,15	33,69	542,22	1022,24
22	2003	21	33,45	14,79	331,24	273,28
21	2002	21	33,45	19,74	372,00	478,80
15	2002	40	34,17	19,63	385,30	374,88
15	1998	45	35,04	21,00	414,22	411,20
34	1999	21	35,08	21,34	415,62	413,38
15	2000	76	36,05	17,33	393,53	311,58
28	2000	35	36,37	32,37	584,80	678,39
12	2002	60	36,50	15,36	390,60	354,42
20	1998	48	36,83	14,59	390,67	311,54
28	1999	15	37,16	8,95	363,47	154,71
15	2001	54	37,97	16,18	424,22	328,43
8	1998	10	43,02	16,30	522,00	300,93
22	2002	20	46,44	19,55	629,40	595,91

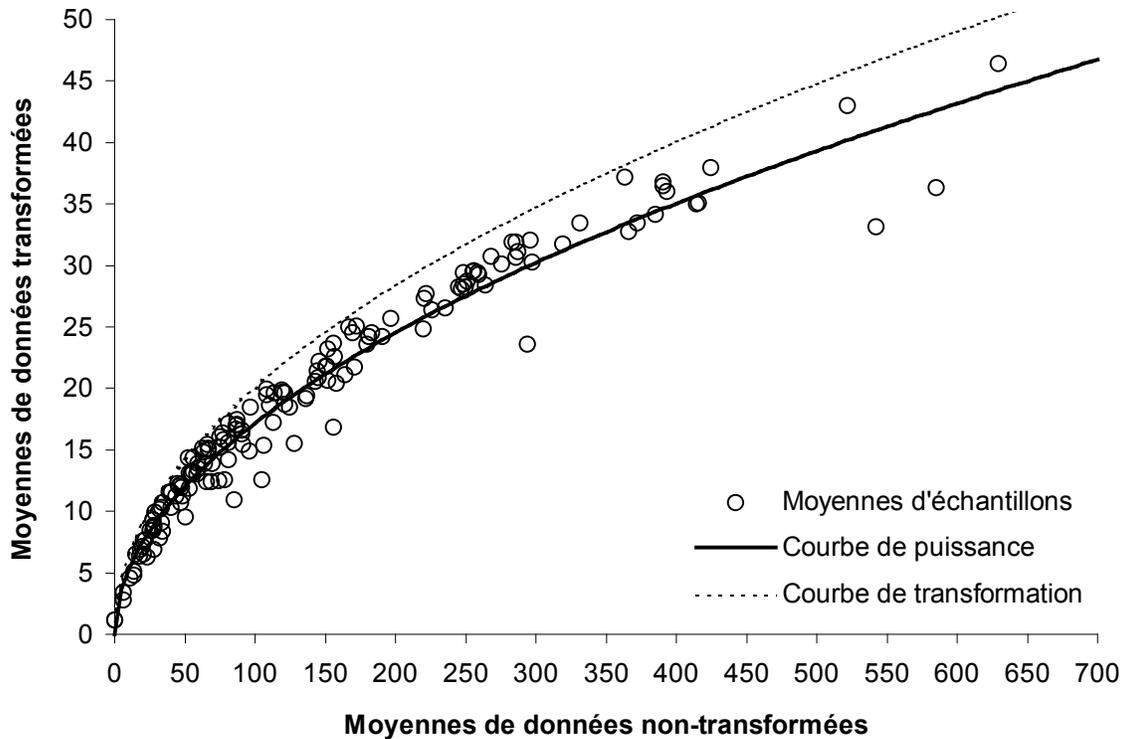


Figure D.1 : Relation entre les moyennes des 158 échantillonnages de bancs de myes en zone humide calculés à partir des données transformées (X') et non-transformées (X). La courbe de transformation $X' = X^{0,5} + (X+1)^{0,5}$ représente le résultat de valeurs uniques lorsque transformées. La courbe de puissance $X' = 1,61 X^{0,51}$ représente le mieux la relation entre les moyennes d'échantillons calculées à partir des données transformées par rapport à celles non-transformées ($R^2 = 0,967$), tenant ainsi compte de l'influence de la variabilité des données sur la valeur moyenne obtenue à partir des données transformées.

ANNEXE E – DISTRIBUTION DES DONNÉES PAR RAPPORT AU NOMBRE DE MYES MESURÉES PAR ÉCHANTILLON POUR LES BANCS ÉCHANTILLONNÉS EN ZONE HUMIDE AU PARC NATIONAL DU CANADA KOUCHIBOUGUAC

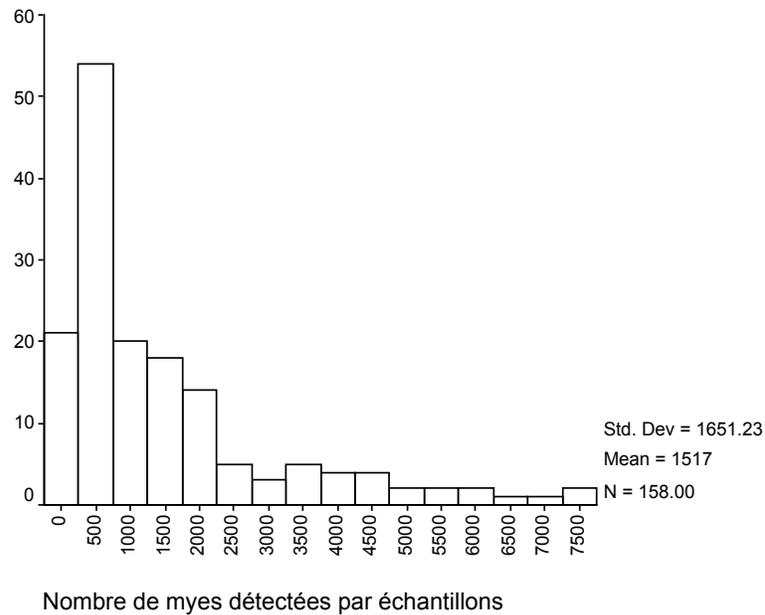


Figure E.1 : Histogramme du nombre de myes mesurées par banc de myes pour 158 échantillonnages de bancs en zone humide lors des suivis annuels de 1998 à 2004 au Parc national du Canada Kouchibouguac.

ANNEXE F – ÉVALUATION DE LA VARIABILITÉ MAXIMALE DES ÉCHANTILLONS DONT LA MOYENNE EST INFÉRIEURE ET SUPÉRIEURE À 12 MYES DE TAILLE LÉGALE/m² (CRITÈRE C) POUR LES ÉCHANTILLONNAGES EN ZONE HUMIDE DES BANCs DE MYES DU PARC NATIONAL DU CANADA KOUCHIBOUGUAC

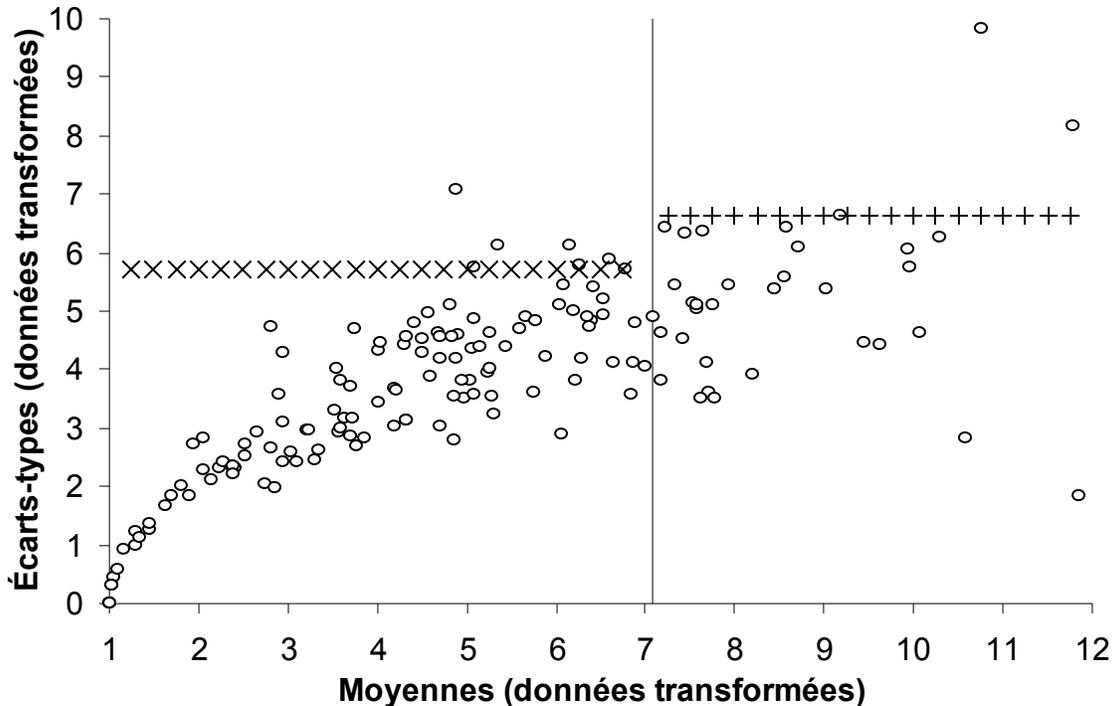


Figure F.1 : Graphique illustrant la taille des écarts-types en fonction de la taille de leurs moyennes respectives (données transformées selon $X' = X^{0,5} + (X+1)^{0,5}$) pour 158 échantillons effectués en zone humide sur les différents bancs de myes du Parc national du Canada Kouchibouguac lors de suivis annuels de 1998 à 2004. Étant donné que la taille des écarts-types est positivement corrélée à la taille de leurs moyennes respectives, les valeurs furent divisées en deux groupes selon qu'elles avaient un moyenne inférieure ($n = 124$) ou supérieure ($n = 34$) au critère C de 12 myes de taille légale/m² (valeur transformée = 7,07). En étiquetant 5 % des échantillons avec les plus grands écarts-types dans chaque groupe comme étant des valeurs extrêmes à ne pas considérer, la valeur choisie pour servir d'écart-type maximal fut de 5,70 (xxx) pour le groupe de moyennes inférieures au critère C et de 6,64 (+++) pour le groupe de moyennes supérieures au critère C.

**ANNEXE G – ÉQUIVALENCES DES DONNÉES TRANSFORMÉES ET NON-
TRANSFORMÉES DES ÉCHANTILLONS POUR LE NOMBRE DE MYES DE TAILLE
LÉGALE ($\geq 50\text{mm}$)/ m^2**

Tableau G.1 : Comparaisons du nombre moyen de myes de taille légale ($\geq 50\text{mm}$)/ m^2 calculé à partir des données transformées et non-transformées pour les 158 échantillonnages en zone humide effectués sur les différents bancs de myes du Parc national Kouchibouguac entre 1998 et 2004. Les résultats sont présentés en ordre croissant selon la moyenne des données transformées.

Banc	Année	Nombre de quadrats (n)	Données transformées		Données non-transformées	
			Moyenne	Écart-type (S)	Moyenne	Écart-type (S)
18	2003	58	1,00	0*	0,00	0*
25	1999	18	1,00	0*	0,00	0*
33	2004	26	1,00	0*	0,00	0*
44	2001	17	1,00	0*	0,00	0*
19	2003	426	1,03	0,32	0,04	0,47
39	2003	214	1,03	0,31	0,04	0,39
9	2004	879	1,03	0,44	0,07	1,20
40	2003	224	1,08	0,59	0,13	0,96
9	1998	71	1,15	0,91	0,28	1,70
17	2003	84	1,29	0,98	0,38	1,33
4	2003	435	1,29	1,24	0,53	2,91
34	2003	34	1,33	1,11	0,47	1,64
1	2003	101	1,44	1,26	0,63	2,02
7	2001	80	1,44	1,36	0,70	2,61
18	1998	23	1,61	1,68	1,04	3,01
31	1999	7	1,69	1,82	1,14	3,02
34	2002	35	1,80	2,00	1,49	4,56
16	2003	74	1,88	1,82	1,41	3,53
14	2003	82	1,93	2,74	2,49	11,18
13	2003	60	2,05	2,83	2,73	8,60
9	2001	321	2,06	2,29	2,07	5,34
19	1998	59	2,13	2,09	1,90	4,16
7	1998	56	2,21	2,30	2,21	4,76
16	1998	40	2,28	2,41	2,40	6,20
4	2002	384	2,36	2,34	2,44	5,07
39	1999	37	2,39	2,20	2,27	4,27
32	1999	23	2,39	2,36	2,43	4,93
29	1999	12	2,40	2,31	2,33	4,66
37	2003	16	2,51	2,73	3,00	5,56
3	1998	36	2,51	2,50	2,78	5,31
43	2004	365	2,66	2,92	3,56	9,30
10	1999	13	2,74	2,03	2,46	3,07
40	1999	54	2,80	2,65	3,33	5,96
25	2003	20	2,81	4,73	7,00	19,68
31	2000	14	2,85	1,99	2,57	2,98
24	1998	53	2,88	3,58	4,91	10,92
27	2000	50	2,93	2,40	3,20	4,71
24	2003	88	2,93	4,28	6,36	21,77
1	1998	12	2,94	3,08	4,00	7,03
35	2003	316	3,04	2,58	3,61	5,51

* La distribution pour cet échantillon n'a pas de variance et par conséquent, pas d'écart-type réel car aucune mye de taille légale ne fut trouvée.

Tableau G.1 (suite) : Comparaisons du nombre moyen de myes de taille légale ($\geq 50\text{mm}$)/ m^2 calculé à partir des données transformées et non-transformées pour les 158 échantillonnages en zone humide effectués sur les différents bancs de myes du Parc national du Canada Kouchibouguac entre 1998 et 2004. Les résultats sont présentés en ordre croissant selon la moyenne des données transformées.

Banc	Année	Nombre de quadrats (n)	Données transformées		Données non-transformées	
			Moyenne	Écart-type (S)	Moyenne	Écart-type (S)
3	2004	72	3,08	2,41	3,44	4,95
2	2003	122	3,20	2,97	4,39	8,67
36	2003	24	3,23	2,95	4,33	7,36
12	2003	57	3,29	2,43	3,79	4,92
2	2002	91	3,34	2,63	4,13	5,54
little 3	2004	13	3,52	3,29	5,23	8,23
14	2002	54	3,54	4,00	6,74	13,09
1	1999	70	3,57	2,92	4,91	7,40
24	2001	54	3,58	3,00	5,04	7,54
2	1998	67	3,59	3,81	6,45	12,59
17	1998	36	3,62	3,16	5,33	7,71
35	2002	243	3,70	2,87	5,09	7,58
29	2000	24	3,71	3,70	6,33	13,34
35	1999	147	3,71	3,16	5,55	9,67
23	1998	44	3,75	4,69	8,55	20,00
27	1999	31	3,77	2,69	4,90	6,26
10	2004	229	3,85	2,81	5,28	6,61
33	1999	28	4,01	4,31	8,14	16,81
32	2000	38	4,01	3,44	6,53	11,18
34	2000	42	4,02	4,47	8,57	16,52
33	2000	39	4,18	3,68	7,28	13,70
27	2003	43	4,20	3,02	6,23	7,16
35	2000	216	4,20	3,66	7,35	12,70
14	1998	18	4,29	4,44	8,89	14,36
31	2003	32	4,32	3,13	6,63	9,35
32	2003	32	4,32	3,13	6,63	9,35
37	1999	19	4,33	4,57	9,26	16,87
20	2004	115	4,41	4,81	10,23	22,73
23	1999	32	4,49	4,29	9,13	17,22
28	2001	23	4,50	4,51	9,57	14,31
28	2000	35	4,57	4,97	10,86	18,22
4	1998	39	4,58	3,88	8,51	13,11
8	2004	20	4,68	4,64	10,20	18,14
11	1999	16	4,70	4,19	9,25	13,36
26	1999	9	4,70	4,57	9,78	15,63
42	2001	78	4,70	3,03	7,38	8,11
44	2000	24	4,80	5,12	11,67	21,91
26	2003	5	4,83	4,56	9,60	15,13
10	2001	75	4,85	2,78	7,36	7,23
11	2003	30	4,86	3,55	8,53	9,78

Tableau G.1 (suite) : Comparaisons du nombre moyen de myes de taille légale ($\geq 50\text{mm}$)/ m^2 calculé à partir des données transformées et non-transformées pour les 158 échantillonnages en zone humide effectués sur les différents bancs de myes du Parc national du Canada Kouchibouguac entre 1998 et 2004. Les résultats sont présentés en ordre croissant selon la moyenne des données transformées.

Banc	Année	Nombre de quadrats (n)	Données transformées		Données non-transformées	
			Moyenne	Écart-type (S)	Moyenne	Écart-type (S)
34	1999	21	4,88	7,07	17,52	48,59
23	2003	91	4,88	4,18	9,89	16,33
20	2003	98	4,90	4,60	10,86	18,64
21	2001	26	4,95	3,82	9,23	10,42
4	2001	157	4,97	3,50	8,79	12,76
11	2001	23	5,02	3,82	9,39	12,85
30	2003	31	5,05	4,35	10,58	14,44
15	2003	45	5,07	4,86	11,82	21,22
36	2002	42	5,07	3,58	9,14	11,36
36	1999	31	5,08	5,75	14,06	34,61
41	1999	16	5,15	4,40	10,75	20,33
36	2001	33	5,23	3,94	10,18	14,07
42	2003	102	5,24	4,02	10,47	13,91
8	2003	24	5,26	4,63	11,67	18,00
43	2001	127	5,28	3,54	9,67	12,81
12	1999	19	5,29	3,24	9,05	9,22
26	2001	10	5,35	6,12	15,20	26,98
20	1998	48	5,43	4,39	11,67	16,33
41	2003	15	5,58	4,70	12,53	16,20
5	1999	16	5,66	4,91	13,25	19,31
23	2000	65	5,74	3,61	11,02	12,39
28	1999	15	5,77	4,83	13,33	22,05
5	2000	30	5,89	4,22	12,53	16,26
21	1998	22	6,04	5,09	14,91	19,45
38	2003	8	6,05	2,90	10,50	12,27
20	2002	73	6,08	5,43	16,11	27,93
22	1998	19	6,15	6,11	17,89	28,89
5	2003	24	6,19	5,00	15,17	23,47
20	2001	66	6,20	3,80	12,73	14,98
37	2000	19	6,25	5,77	17,26	29,70
15	2002	40	6,29	4,18	13,70	16,15
15	1998	45	6,33	4,89	15,47	18,85
14	2001	33	6,37	4,73	15,15	18,68
12	1998	16	6,39	4,83	15,25	17,84
5	1998	13	6,42	5,39	16,62	22,68
13	2002	55	6,51	5,22	16,87	22,74
38	1999	19	6,53	4,94	16,00	20,48
28	2002	28	6,59	5,90	18,86	26,35
22	2004	23	6,63	4,12	14,61	13,94
13	1999	24	6,77	5,70	18,83	32,51

Tableau G.1 (suite) : Comparaisons du nombre moyen de myes de taille légale ($\geq 50\text{mm}$)/ m^2 calculé à partir des données transformées et non-transformées pour les 158 échantillonnages en zone humide effectués sur les différents bancs de myes du Parc national du Canada Kouchibouguac entre 1998 et 2004. Les résultats sont présentés en ordre croissant selon la moyenne des données transformées.

Banc	Année	Nombre de quadrats (n)	Données transformées		Données non-transformées	
			Moyenne	Écart-type (S)	Moyenne	Écart-type (S)
12	2001	44	6,84	3,58	14,36	12,18
38	2001	18	6,86	4,12	15,33	13,67
13	2001	29	6,87	4,80	16,97	16,86
22	2001	27	6,99	4,05	15,70	15,09
5	2001	22	7,08	4,89	17,82	19,15
21	2000	36	7,16	3,82	15,89	13,23
13	2000	46	7,16	4,64	17,65	17,98
11	1998	24	7,21	6,43	22,50	32,36
21	2002	21	7,33	5,43	20,00	26,95
14	2000 (été)	35	7,42	4,53	18,29	19,34
21	2003	17	7,43	6,33	22,82	31,07
5	2002	20	7,52	5,14	20,00	21,95
15	2001	54	7,57	5,11	20,30	22,32
14	2000 (aut)	30	7,58	5,02	20,00	21,83
20	1999	28	7,61	3,51	17,00	11,35
5	2004	32	7,64	6,37	24,00	35,83
44	1999	16	7,68	4,12	18,25	15,25
12	2002	60	7,71	3,62	17,60	17,69
8	1999	14	7,75	5,09	20,57	21,33
22	2003	21	7,76	3,51	17,52	13,11
30	1999	33	7,93	5,43	22,42	26,44
22	2000	28	8,19	3,92	20,00	16,04
8	2000	20	8,44	5,36	23,05	23,86
8	2002	15	8,54	5,58	23,75	24,24
15	2004	33	8,57	6,44	28,00	32,17
8	2001	15	8,71	6,09	25,50	31,42
30	2000	57	9,02	5,39	27,02	26,47
10	1998	12	9,17	6,62	30,67	30,14
20	2000	40	9,45	4,46	26,70	21,29
21	1999	16	9,62	4,41	27,25	19,11
21	2004	16	9,93	6,05	32,75	36,55
15	2000	76	9,96	5,76	32,53	32,70
22	1999	17	10,07	4,62	29,88	20,93
8	1998	10	10,28	6,27	34,80	32,44
22	2002	20	10,58	2,83	29,40	15,21
13	1998	18	10,76	9,83	51,33	69,61
6	2004	3	11,78	8,17	45,33	57,74
6	1998	5	11,84	1,84	35,20	10,73

**ANNEXE H – DIFFÉRENCE DU NOMBRE DE QUADRATS ÉCHANTILLONNÉS
PAR ANNÉE SUR LES BANCs DE MYES DU PARC NATIONAL DU CANADA
KOUCHIBOUGUAC ENTRE LE PROTOCOLE UTILISÉ DE 1998 À 2004 ET LA
RECOMMANDATION D'ÉCHANTILLONNER 50 QUADRATS PAR BANC.**

Tableau H.1 : Différence entre le nombre de quadrats échantillonnés par année avec le protocole utilisé de 1998 à 2004 comparativement à l'effort d'échantillonnage recommandé de 50 quadrats par batture pour le Parc national du Canada Kouchibouguac.

Année	Nombre de bancs échantillonnés	Nombre total de quadrats échantillonnés		Différence
		Protocole actuel	Cible de 50 quadrats/banc	
1998	24	786	1200	-414
1999	28	788	1400	-612
2000	22	978	1100	-122
2001	22	1333	1100	233
2002	15	1182	750	432
2003	34	3053	1700	1353
2004	13	1726	650	1076