



**HAL**  
open science

# Étude de la sélectivité des filets maillants utilisés pour l'échantillonnage de l'ichtyofaune lacustre en application du protocole normalisé CEN

Nicolas Larranaga

► **To cite this version:**

Nicolas Larranaga. Étude de la sélectivité des filets maillants utilisés pour l'échantillonnage de l'ichtyofaune lacustre en application du protocole normalisé CEN. Sciences de l'environnement. 2010. hal-02594263

**HAL Id: hal-02594263**

**<https://hal.inrae.fr/hal-02594263>**

Submitted on 15 May 2020

**HAL** is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.

**UFR Sciences & Techniques Côte Basque**  
Université de Pau et des Pays de l'Adour

**MASTER 1 Dynamique des Ecosystèmes Aquatiques**



**Etude de la sélectivité des filets maillants utilisés pour  
l'échantillonnage de l'ichtyofaune lacustre en application du  
protocole normalisé CEN**

**LARRANAGA Nicolas**

Stage effectué du 01/03/10 au 28/05/2010 au CEMAGREF d'Aix en Provence (3275 route Cézanne-CS 40061, 13182 Aix-en Provence cedex 5) sous la direction scientifique de M Cédric Lanoiselée et de Mme Christine Argillier



*"Le présent rapport constitue un exercice pédagogique qui ne peut en aucun cas engager la responsabilité du Laboratoire d'accueil"*

## Avant-propos

Le CEMAGREF (Centre national du Machinisme Agricole, du Génie Rural, des Eaux et des Forêts) est un institut public de recherche finalisée sur des enjeux identifiés ou émergents liés au développement rural. Créé en 1981, ses travaux portent essentiellement sur la gestion durable des eaux, des écosystèmes et des territoires. Ces perspectives ont ainsi été traduites en thèmes de recherche scientifique pluridisciplinaire. Il crée des méthodes et des innovations scientifiques et technologiques pour l'aide à la décision et la gestion des milieux naturels et des systèmes de production associés.

Ses orientations sont globalement divisées en neuf thématiques principales :

- La gestion de l'eau et des services publics associés
- Les risques liés à l'eau
- Les technologies et procédés de l'eau et des déchets
- La qualité des systèmes écologiques aquatiques
- Les systèmes écologiques terrestres
- L'agriculture multifonctionnelle et les nouvelles ruralités
- Les technologies pour des systèmes agricoles durables
- Les méthodes pour la recherche sur les systèmes environnementaux
- Les technologies et procédés physiques pour la sûreté des aliments

Le CEMAGREF est ainsi un membre actif de plusieurs réseaux européens d'organismes de recherche sur l'eau et sur l'environnement. Ses relations avec différentes universités et avec des organismes publics français de recherche sont nombreuses, ce qui l'amène à conduire de nombreux projets avec des décideurs publics qui sont associés à la définition des priorités de recherche. Il s'associe également aux entreprises, aux agences et aux collectivités territoriales pour développer avec eux des recherches intéressantes leurs activités et favoriser le transfert de savoir-faire et de résultats

L'unité de recherche « Hydrobiologie » basée à Aix-en-Provence contribue aux recherches sur les cours d'eau et plans d'eau en concevant des outils et des méthodes pour l'évaluation de leur état écologique, leur gestion durable ou la restauration d'espèces menacées. Elle acquiert ainsi les connaissances nécessaires à une gestion équilibrée des milieux et des espèces. Les activités de l'unité ont notamment pour objectif d'identifier et de préciser les mécanismes de structuration qui lient l'habitat et l'expression biologique des peuplements d'invertébrés benthiques aquatiques et de poissons.

Les recherches portent aussi sur la biologie des espèces, sur leur dynamique et sur les facteurs naturels ou anthropiques susceptibles d'agir sur ces ressources. Les liens structurels sont examinés dans la variabilité spatiale et temporelle des systèmes à l'échelle de l'organisation et du fonctionnement des organismes cibles. Les méthodologies mises en œuvre couvrent un large éventail, depuis les techniques classiques de l'hydrobiologie jusqu'au développement de modèles originaux. Selon les opportunités rencontrées dans le contexte social et la nature de l'objet d'étude, les résultats peuvent être formulés en termes de méthodes de diagnostic ou de méthodes de simulation.

## Remerciements

Mes premiers remerciements s'adressent à M. Yann Le Coarer, pour l'accueil très chaleureux au sein de l'unité Hydrobiologie « HYAX »

Je remercie ensuite Mme Christine Argillier et M. Cédric Lanoiselée, pour leur suivi régulier, la patience dont ils ont fait preuve au cours de ces trois mois et pour leurs conseils toujours avisés.

Je remercie également toute l'équipe « Hydrobiologie », pour sa gentillesse, pour avoir été si accessible lorsque j'avais besoin d'informations sur des sujets très variés. Merci à Jacques, Lionel, Julien, Samuel, Cédric qui ont été essentiels à la rédaction de ce rapport. Merci à toute l'équipe pour avoir assisté à nos soutenances et pour toutes leurs remarques (Maxime, Martin, Laure, Pierre-Alain, Carole...).

Merci à tous les stagiaires de l'équipe (Stéphane, Camille, Solène, Emilie, Alexandre, Adrien, François) à ceux de OHAX (Yves, Pascal, Mathieu, Philippe, Camille, Yoan, Stéphanie, Guillaume...) et du CEMAGREF en général (Ange, Rémi, Alain...) pour l'ambiance toujours bonne, les activités variées du midi, et du vendredi soir, pour les scores malhonnêtes et le tournoi de pétanque qui ne m'aura finalement jamais révélé.

Merci enfin à mes deux compagnons d'infortune Alexandre et Nicolas, pour tous les très bons moments passés à Aix, la Ste Victoire, les soirées diverses etc.

Pour finir, merci à tous ceux que j'oublie, ceux qui d'une façon ou d'une autre ont contribué à rendre ce séjour de 3 mois en Provence si agréable.

# Table des matières

<b>1. Introduction .....</b>	<b>1</b>
<b>2. Matériel et Méthodes.....</b>	<b>3</b>
2.1. Echantillonnage .....	3
2.1.1. Caractéristiques des filets benthiques .....	3
2.1.2. Protocole d'échantillonnage .....	3
2.1.3. Données recueillies .....	5
2.2. Sélectivité des filets maillants .....	5
2.4. Application de ces corrections au calcul de différentes métriques d'abondance .....	7
2.5. Comparaison statistique des moyennes des scores des métriques avant et après correction par la sélectivité .....	7
2.6. Analyse de l'effet des deux types de modèles sur la répartition des scores par la méthode de l'Analyse en Composante Principale (ACP) .....	8
<b>3. Résultats .....</b>	<b>9</b>
3.1. Etude de la structure en taille des différentes espèces de poissons .....	9
3.2. Correction des fréquences des longueurs et choix des modèles.....	10
3.3. Impacts des modèles d'ajustement exponentiel et binomial sur les distributions.....	11
3.4. Impact des équations de correction sur les différentes métriques sélectionnées.....	13
3.5. Analyse multivariée de l'effet des corrections sur les quatre métriques fonctionnelles	15
<b>4. Discussion .....</b>	<b>19</b>
<b>5. Conclusion .....</b>	<b>21</b>
<b>Bibliographie.....</b>	<b>23</b>
<b>Annexes .....</b>	<b>28</b>
<b>Résumé .....</b>	<b>30</b>

# 1. Introduction

La création du protocole normalisé d'échantillonnage de l'ichtyofaune lacustre (C.E.N. 2005) répond à la nécessité de mettre en place des méthodes pour évaluer l'état écologique des plans d'eau européens. Pour répondre aux exigences de la Directive Cadre sur l'Eau, notamment l'atteinte du bon état des masses d'eau continentales d'ici 2015, il est nécessaire de mettre en place des techniques applicables à l'échelle européenne, c'est-à-dire applicable dans différentes conditions environnementales. Ce protocole, qui repose sur l'emploi de filets maillants multimailles a été originalement conçu dans les pays nordiques pour effectuer un suivi de l'ichtyofaune après les épisodes d'eutrophisation et d'acidification des plans d'eau (Oestbye et al. 1997, Appelberg 1998, Hesthagen et al. 1999, Tammi et al. 1999, Tammi et al. 2001). Mis au point dans les années 1990 (Kurkilahti 1999), il a ensuite été normalisé avant d'être utilisé dans divers pays d'Europe dont la France.

L'utilisation du filet maillant benthique, en tant qu'engin passif, entraîne différents biais dans l'échantillonnage. Les captures sont dépendantes de nombreux facteurs environnementaux. En effet, l'efficacité d'un engin passif dépend directement de l'activité du poisson, qui varie donc avec les espèces mais aussi avec des variables comme la température, la turbidité de l'eau ou la densité de poissons dans le lac (Hansson and Rudstam 1995, Heibo et al. 2005, Linlokken and Haugen 2006). Ainsi, les captures de brochet sont généralement faibles par rapport à celles de perche par exemple ; Le nombre d'individus capturés est aussi plus important lorsque la température de l'eau est élevée en été.

La probabilité de capture des individus dépend également des propriétés de rétention de l'engin (Appelberg 2000). Ainsi, l'abondance de certaines espèces est systématiquement sous-évaluée. C'est le cas pour l'anguille (*Anguilla anguilla*) par exemple (C.E.N. 2005). Au contraire, certaines espèces comme la perche sont souvent surreprésentées dans les captures (Prchalova et al. 2008). Le choix d'une dimension de maille favorise la capture d'individus dans une gamme de tailles restreinte. Le choix d'un filet multimailles réduit partiellement ce biais, mais le facteur géométrique optimal liant les dimensions de mailles est normalement différent pour chaque espèce, ce qui peut conduire à des courbes de sélectivité plurimodales (Appelberg et al. 1995). Pourtant, cette variabilité n'est pas prise en considération dans les corrections de sélectivités proposées par le protocole normalisé.

Pour corriger ces erreurs, dans le protocole normalisé, des modèles d'équations sont proposés pour six espèces fréquemment rencontrées dans les lacs nordiques (la perche *Perca fluviatilis*, la grémille *Gymnocephalus cernuus*, le gardon *Rutilus rutilus*, la truite *Salmo trutta*, l'omble chevalier *Salvelinus alpinus* et l'éperlan *Osmerus eperlanus*). Ils sont fondés sur la distribution des fréquences des classes de longueur pour chaque espèce et fournissent, pour un intervalle de longueur égal à 1cm, une estimation du nombre de captures théoriques en éliminant tous les facteurs de sélectivité. D'autres modèles de sélectivité ont été décrits (Millar 1992) mais ils sont plus rarement utilisés. Pourtant ces modèles présentent les avantages de tenir compte de la distribution en taille des peuplements piscicoles dans les lacs et des différentes dimensions de maille du filet.

Le but de la présente étude est d'abord d'obtenir des équations de sélectivité pour les six espèces les plus fréquemment rencontrées dans 69 lacs français en utilisant les modèles de

Millar (1992). Pour trois de ces espèces (la perche, la grémille et le gardon), les équations de sélectivité pourront être comparées aux équations du protocole normalisé. Pour les trois autres (la brème commune *Abramis brama*, la brème bordelière *Blicca bjoerkna* et le rotengle *Scardinius erythrophthalmus*), il faudra vérifier si la correction apportée par les différents modèles est utilisable à l'échelle nationale, en comparant les distributions en taille de différentes espèces avant et après correction.

Dans un deuxième temps, il est intéressant d'étudier l'impact de ces corrections de fréquence sur des métriques d'abondance fréquemment intégrées dans le calcul d'indices poisson utilisés en bioindication lacustre, afin de savoir si la prise en compte d'un modèle de sélectivité modifie considérablement l'estimation des proportions relatives de chacune des espèces au sein des différents lacs français.

## 2. Matériel et Méthodes

### 2.1. Echantillonnage

#### 2.1.1. Caractéristiques des filets benthiques

Les données utilisées proviennent de l'étude de 70 campagnes de pêche réalisées sur 69 lacs français (Annexe I) échantillonnés entre les mois de mai et octobre et entre les années 2005 et 2009. Elles ont été obtenues au moyen de filets maillants multimailles benthiques recommandés en application du protocole d'échantillonnage de poissons en milieu lacustre normalisé par le Comité Européen de Normalisation (C.E.N. 2005).

Ces filets, d'une longueur de 30m et d'une hauteur de 1,5m sont constitués d'une série de douze panneaux de 2,5m avec des tailles de mailles allant de 5mm à 55mm (distance nœud à nœud), et suivant une progression géométrique avec un facteur de 1,25 (i.e. 5 ; 6,25 ; 8 ; 10 ; 12,5 ; 15,5 ; 19,5 ; 24 ; 29 ; 35 ; 43 ; 55mm). L'ordre des panneaux de mailles différentes est fixé selon les paramètres du Tableau 1 (C.E.N. 2005). L'utilisation d'une telle série de mailles est fondée sur la théorie des séries géométriques qui stipule qu'en utilisant un certain facteur (en l'occurrence 1,25), la sélectivité de chaque type de maille est constante (Regier and Robson 1966, Jensen 1986, Appelberg et al. 1995).

**Tableau 1: Ordre des panneaux de mailles adjacents des filets maillants utilisés dans le cadre du protocole d'échantillonnage de l'ichtyofaune lacustre normalisé NF EN 14757**

N° de maille	Dimension de maille (mm)	Diamètre du fil (mm)
1	43	0,2
2	19,5	0,15
3	6,25	0,1
4	10	0,12
5	55	0,25
6	8	0,1
7	12,5	0,12
8	24	0,17
9	15,5	0,15
10	5	0,1
11	35	0,2
12	29	0,17

#### 2.1.2. Protocole d'échantillonnage

Le nombre de filets utilisés est déterminé de sorte que toutes les strates de profondeur soient échantillonnées. La superficie et la profondeur du lac déterminent donc normalement l'effort d'échantillonnage. Les filets sont disposés aléatoirement sur l'ensemble du lac, avec une orientation aléatoire par rapport à la berge pour chacun d'eux, en veillant à utiliser un minimum de quatre filets benthiques pour les lacs de plus petite taille (i.e. superficie inférieure à 20ha).



**Figure 1 : Photographie de la pose d'un filet maillant benthique**



**Figure 2 : Photographie de la relève d'un filet maillant benthique**

Dans le cadre du protocole, les strates prospectées sont divisées par tranches de profondeur supposées de même volume. Les limites de profondeur de chaque strate sont données dans le Tableau 2. La profondeur de la dernière strate, la profondeur maximale et la surface des lacs étudiés ici sont par ailleurs disponible dans l'Annexe I.

**Tableau 2 : Division des lacs en strates et intervalles de profondeur associés pour le protocole d'échantillonnage de l'ichtyofaune lacustre**

Strate	Intervalle de profondeur (m)	Type de filet
1	< 3	Benthique
2	3 - 5,9	Benthique
4	12 - 19,9	Benthique
5	20 - 34,9	Benthique
6	35 - 49,9	Benthique
7	50 - 74,9	Benthique
8	> 75	Benthique

### 2.1.3. Données recueillies

La plupart des poissons capturés ont été identifiés à l'espèce puis mesurés. Ainsi, nous disposons d'une longueur totale pour la majorité des espèces.

Néanmoins, pour travailler sur l'ensemble des données recueillies au niveau national, une conversion de certains types de lots de poissons a été nécessaire. Pour des groupes de poissons sans renseignements individuels de taille et de poids, mais dont les extrêmes de ces deux variables sont connus ainsi que le nombre d'individus dans chaque lot, des poissons virtuels ont été créés de sorte que leur distribution en taille suive une loi uniforme pour chaque lot. Ce choix se justifie si l'on considère que ce type de lot concerne des grandes quantités de poissons de la même espèce et dont les caractéristiques morphologiques sont très voisines. Ce choix implique que les équations de sélectivité seront réutilisées sur des données retro-calculées, ce qui peut entraîner un biais supplémentaire dans l'estimation de la structure en taille des différentes espèces.

## 2.2. Sélectivité des filets maillants

On s'est intéressé à la sélectivité des filets maillants de ce protocole standardisé sur quatre espèces de Cyprinidés et deux espèces de Percidés fréquemment rencontrées dans les plans d'eau français : la brème commune (*Abramis brama*), la brème bordelière (*Blicca bjoerkna*), le gardon (*Rutilus rutilus*), le rotengle (*Scardinius erythrophthalmus*), la grémille (*Gymnocephalus cernuus*) et la perche d'Europe (*Perca fluviatilis*). Les sélectivités ont été calculées de deux manières :

-avec les équations de sélectivité données par le protocole C.E.N. pour la perche, la grémille et le gardon. Ces équations polynomiales du 3ème degré sont déduites des Distributions des Fréquences des Longueurs Relatives (DFLR). Elles permettent d'obtenir une distribution corrigée de chaque classe de longueur de 1cm pour différentes espèces de poisson. Ces équations, disponibles aussi pour d'autres espèces et les bornes d'utilisation sont décrites dans le Tableau 3.

**Tableau 3 : Sélectivité du filet maillant pour six espèces communes de poissons capturés dans des filets maillants multimailles en application du protocole normalisé (C.E.N. 2005).**

Espèce	Fonction	Plage (mm)
Perche ( <i>Perca fluviatilis</i> )	$DFLR=1,7159-0,04595*L+0,00031*L^2-4,82E-06*L^3$	40 à 380
Grémille ( <i>Gymnocephalus cernuus</i> )	$DFLR=1,36386-0,10525*L+0,01897*L^2-1,13E-03*L^3$	40 à 140
Gardon ( <i>Rutilus rutilus</i> )	$DFLR=1,5285-0,01547*L-0,00074*L^2+7,96E-06*L^3$	50 à 330
Truite ( <i>Salmo trutta</i> )	$DFLR=1,25629+0,04187*L-0,00440*L^2+7,18E-05*L^3$	90 à 330
Omble chevalier ( <i>Salvelinus alpinus</i> )	$DFLR=1,48571-5,32E-05*L-0,00220*L^2+3,98E-05*L^3$	60 à 300
Eperlan ( <i>Osmerus eperlanus</i> )	$DFLR=1,02857-3,69E-05*L-0,00153*L^2+2,76E-05*L^3$	90 à 170

-avec le logiciel PASGEAR 2 à partir d'un modèle statistique général décrit par (Millar 1992) et dont l'application aux filets maillants a été publié quelques années plus tard (Millar and Holst 1997, Millar and Fryer 1999). Le postulat de base est que pour une classe de longueur donnée  $j$ , le nombre de poissons  $Y_{ji}$  qui rencontre le filet  $i$  est une combinaison de différentes variables suivant une distribution de Poisson de paramètre  $\lambda_i$ . Pour  $p_i$  la probabilité de rencontre du filet  $i$ , on peut écrire :

$$Y_{ji} = Po(p_i \lambda_j)$$

Pour  $s_i(j)$  la probabilité totale de capture du poisson  $j$  dans le filet  $i$ , la distribution des tailles de poisson dans le filet  $i$  suit également une distribution de Poisson. On obtient alors pour la fréquence de la classe de longueur  $j$  dans le filet  $i$ :

$$N_{ij} = Po(p_i \lambda_j \cdot s_i(j))$$

Ici, la détermination de la probabilité de capture pour chaque classe de longueur dépend du modèle utilisé, i.e. de la structure initiale en taille de la population et de la probabilité de capture totale d'un poisson, qui peut être considérée comme une combinaison des probabilités de capture pour chaque maille  $m_i$ . La sélectivité totale relative du filet devient alors :

$$S_{ij} = \sum \frac{s_i(j)}{\max_j}$$

Pour  $n_{ij}$  la fréquence initiale de la classe de longueur  $j$ , la fréquence corrigée devient donc :

$$N_{ij} = \sum \frac{n_{ij}}{S_{ij}}$$

Ici, aucune équation n'a été calculée pour l'omble chevalier, l'éperlan et la truite commune. Ces espèces étaient en effet rares voire absentes du jeu de données. Aussi, il était préférable d'utiliser les six espèces majoritaires dans les captures de filet et non les six espèces pour lesquelles des équations avaient déjà été calculées.

## **2.4. Application de ces corrections au calcul de différentes métriques d'abondance**

Les équations ont ensuite été utilisées sur l'ensemble des lacs où au moins l'une des six espèces étudiées était présente. Quatre métriques pertinentes dans le cadre d'une utilisation en bioindication lacustre ont été choisies, le but étant d'observer et de tester l'effet des deux types de correction sur chacune d'elles.

La première métrique consiste en un calcul du nombre d'individus capturés par unité d'effort de pêche (CPUE). L'unité d'effort de pêche est exprimée en m<sup>2</sup>.h. Le pourcentage d'individus de l'espèce dominante (l'abondance de l'espèce majoritaire sur l'abondance totale) a également été calculé avant et après correction pour les 70 campagnes. Cette métrique apparaît dans la mise au point du RFAI (Reservoir Fish Assemblage Index) par (Jennings et al. 1995) et a été réutilisé pour la création d'autres outils de description de la qualité des plans d'eau (Hickman and McDonough 1996, McDonough and Hickman 1999).

Deux métriques fonctionnelles utilisant plutôt les guildes trophiques, et la proportion relative d'espèces qui entretiennent des relations proies/prédateurs ont aussi été calculées. Le pourcentage de Cyprinidés a été déterminé pour les différents lacs. Cette métrique est utilisé également dans le développement d'Indices d'Intégrité Biotique (IBI) dans la littérature américaine (Drake and Pereira 2002) et suédoise (Appelberg et al. 2000). Le rapport gardon/perche est aussi un bon descripteur de la qualité physique des plans d'eau. En effet, le gardon, ou d'une façon plus générale les espèces de Cyprinidés, supportent relativement bien l'eutrophisation, alors que la capacité des perches à atteindre des grandes tailles diminue (Leach et al. 1977, Persson et al. 1991, Tammi et al. 2004). Ainsi pour de faibles proportions en Percidés et de fortes proportions en Cyprinidés, l'on considère qu'il y a perturbation (Holmgren et al. 2007).

Le calcul de ces métriques a été réalisé à l'aide du logiciel Microsoft® Office Access 2003.

## **2.5. Comparaison statistique des moyennes des scores des métriques avant et après correction par la sélectivité**

Le test de Shapiro a été utilisé pour vérifier la normalité des distributions des valeurs des différentes métriques. Par manque de normalité dans les données, des tests non-paramétriques ont été ensuite utilisés pour comparer les valeurs moyennes des métriques. Des tests de Wilcoxon & Mann-Whitney ont été utilisés pour tester l'égalité des moyennes des scores avant correction, après correction exponentielle et après correction polynomiale. Des tests de Kruskal-Wallis ont été utilisés dans ce même but mais pour comparer l'effet de chaque correction. Le premier test permet de tester l'effet des corrections polynomiales, alors que le deuxième teste celui des corrections exponentielles.

Afin de réaliser ces analyses ainsi que les ACP, le logiciel utilisé est le logiciel R (R Development Core Team 2009).

## **2.6. Analyse de l'effet des deux types de modèles sur la répartition des scores par la méthode de l'Analyse en Composante Principale (ACP)**

Trois ACP ont été réalisées afin d'observer une possible relation entre des scores remarquables pour certaines métriques et des taux de correction importants. C'est pourquoi, la première ACP est basée sur l'analyse des scores, et les deux autres sur les différences des scores après correction (exponentielle et polynomiale).

### 3. Résultats

#### 3.1. Etude de la structure en taille des différentes espèces de poissons.

Afin d'estimer le type d'équation de sélectivité à utiliser, la distribution des tailles des différentes espèces a été étudiée. Les données des 70 campagnes ont été utilisées indépendamment du lac et du nombre de filets utilisés. Ces distributions sont observables pour les six espèces d'intérêt dans la Figure 3.

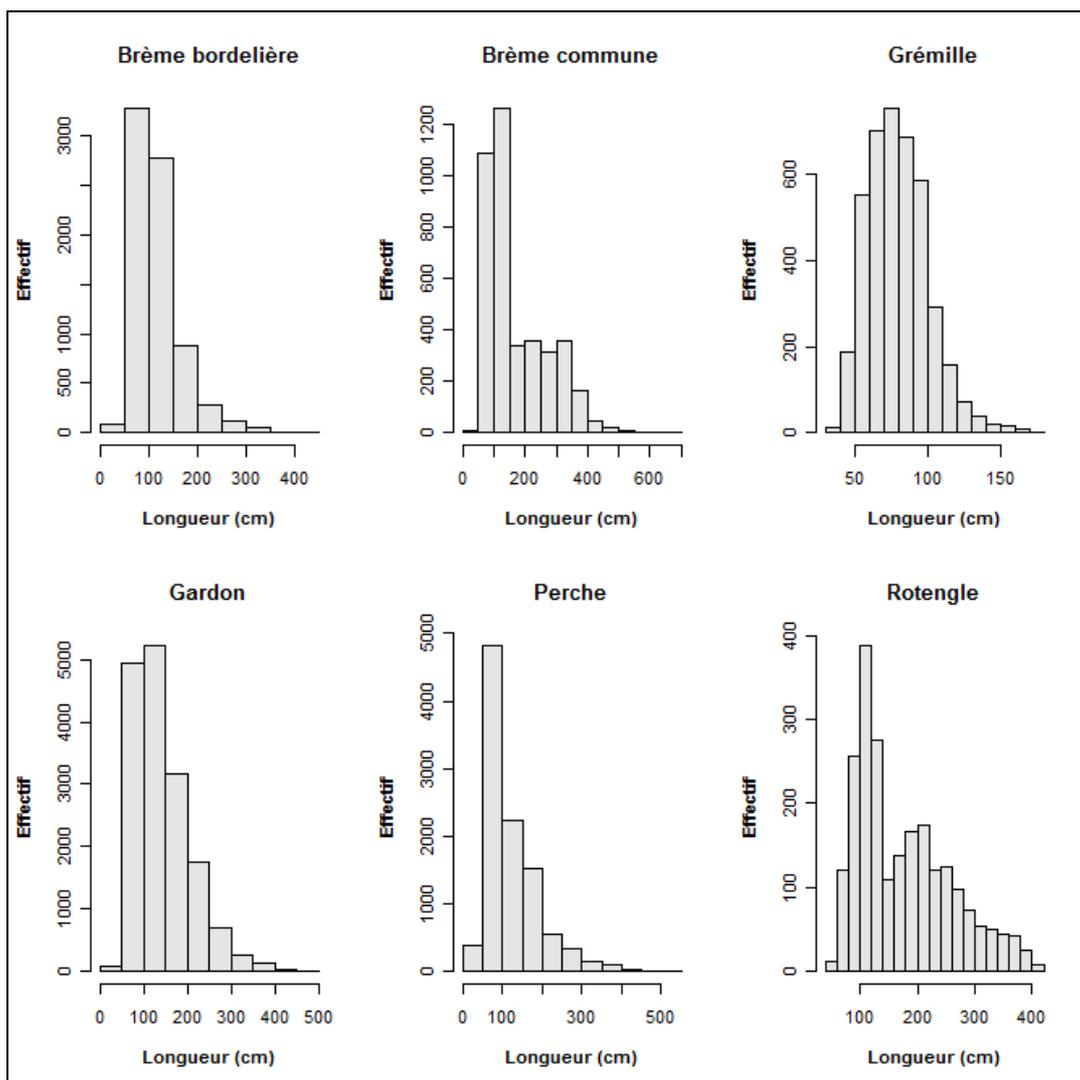


Figure 3 : Distribution des tailles en mm pour six espèces de poissons fréquentes en milieu lacustre, obtenue au moyen de filets maillants multimailles benthiques

Deux espèces présentent des distributions clairement bimodales. Il s'agit de la brème commune et du rotengle. La brème bordelière et la grémille ont des structures en tailles plus Gaussiennes. Les perches et les gardons, en revanche, présentent une distribution unimodale mais avec une queue de distribution plus étendue vers la droite. Un modèle différent sera alors utilisé pour ces deux espèces.

### 3.2. Correction des fréquences des longueurs et choix des modèles.

Suivant la structure en taille de chacune des espèces et la répartition des captures selon les différentes dimensions de maille, trois modèles exponentiels sont choisis pour la correction des fréquences des longueurs :

-La distribution normale pour la grémille et la brème bordelière

$$s_{ij} = \exp\left(-\frac{(L_j - k_1 \cdot m_i)^2}{2(k_2 \cdot m_i)^2}\right)$$

-La distribution Gamma pour le gardon et la perche :

$$s_{ij} = \left(\frac{L_j}{(k_2 - 1) \cdot k_1 \cdot m_i}\right)^{k_2 - 1} \cdot \exp\left(-\frac{L_j}{k_1 \cdot m_i}\right)$$

-La distribution bimodale pour la brème commune et le rotengle:

$$s_{ij} = \exp\left(-\frac{(L_j - k_1 \cdot m_i)^2}{2(k_2 \cdot m_i)^2}\right) + w \cdot \exp\left(-\frac{(L_j - k_3 \cdot m_i)^2}{2(k_4 \cdot m_i)^2}\right)$$

Dans ces équations, k1, k2, k3, k4 et w sont des constantes déterminées pour chaque espèce (Tableau 4). Ces équations sont ensuite combinées avec les fréquences observées pour chaque classe de longueur de 1cm dans les filets et permettent d'obtenir les fréquences corrigées comme indiquées sur la Figure 4.

**Tableau 4: Caractéristiques des modèles de correction employés pour six espèces de poissons (BRE=brème commune, BRB=Brème bordelière, GRE=Grémille, GAR=Gardon, PER=Perche, ROT=Rotengle)**

Espèce	BRE	BRB	GAR	GRE	PER	ROT
Distribution	Bimodale	Normale	Gamma	Normale	Gamma	Bimodale
Correction	17,60%	12,50%	12,90%	8,10%	14,90%	12,60%
r <sup>2</sup>	0,857	0,759	0,765	0,682	0,691	0,872
k1	0,779	0,882	0,051	0,996	0,062	0,806
k2	0,122	0,208	18,908	0,245	15,439	0,117
k3	1,426					1,502
k4	0,888					1,241
w	0,017					0,042

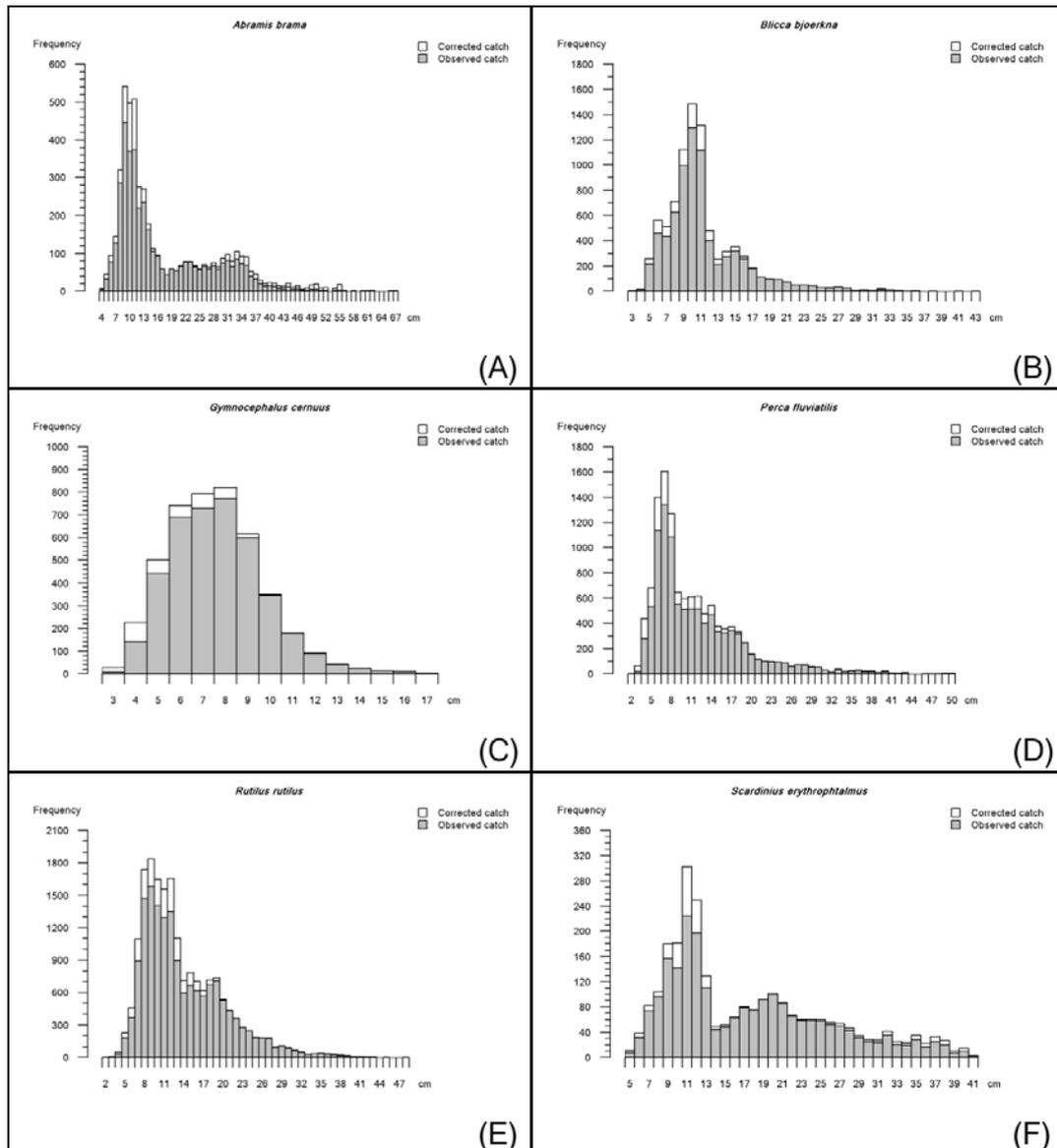
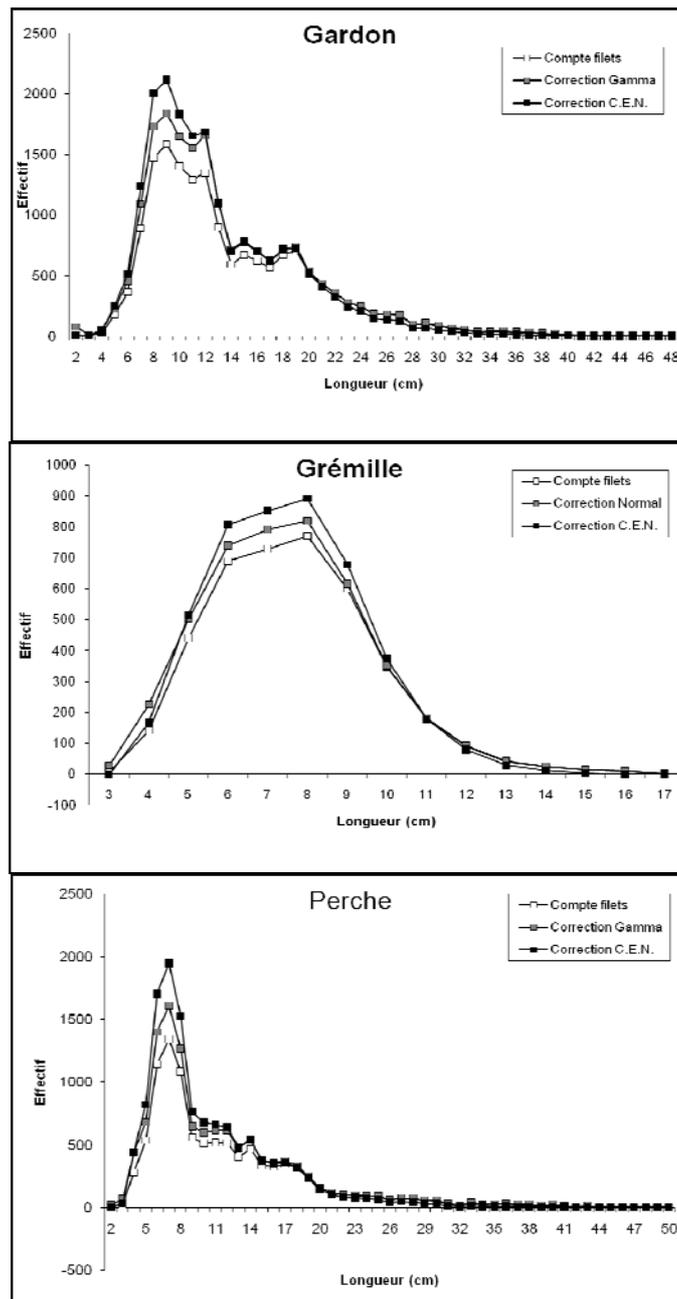


Figure 4 : Distributions des tailles (cm) estimées et corrigées par les équations de sélectivité pour six espèces de poisson (A=Brème commune, B=Brème bordelière, C=Grémille, D=Perche, E=Gardon, F=Rotengle)

### 3.3. Impacts des modèles d'ajustement exponentiel et binomial sur les distributions

L'analyse des corrections proposées par le protocole C.E.N. et par les modèles choisis pour nos données montre que :

-D'une part, quel que soit le modèle utilisé, l'ajustement du nombre de captures est systématiquement supérieur avec le modèle polynomial. On passe de 8%, 15% et 13,3% de correction avec les modèles exponentiels à 10,8%, 20,2% et 14,9% avec les équations polynomiales pour la grémille, la perche et le gardon, respectivement (Figure 5). On entendra par « correction » le rapport de captures supplémentaires sur le nombre de captures corrigées (ces pourcentages sont obtenus en arrondissant la fréquence de chaque classe de longueur à l'entier le plus proche).



**Figure 5 : Distributions estimées par les captures des filets maillants benthiques et corrigés par différentes équations de sélectivité pour trois espèces de poisson (A=grémille, B=perche, C=gardon)**

-D'autre part, les deux modèles de sélectivité ont le même effet sur la distribution générale des deux espèces. Le taux de correction est maximal pour des tailles petites et intermédiaires (i.e. comprises entre 8 et 15cm).

-Enfin, la différence fondamentale réside dans le fait que les équations proposées par le protocole C.E.N. peuvent faire diminuer le nombre de captures pour certaines classes de longueur. Cela a pour effet de réduire la gamme de taille de la population et d'éliminer les individus les plus grands. Au contraire les équations calculées sur la base des distributions initiales rendent la diminution des fréquences impossible.

### 3.4. Impact des équations de correction sur les différentes métriques sélectionnées

Etant donné que l'on travaille sur deux jeux d'équations différents (seulement trois espèces communes), des différences dans la gamme des scores corrigés devraient être observées. En comparant la distribution des scores, on peut voir que les corrections ont des effets similaires (extension de la gamme de scores, augmentation ou diminution simultanée de la médiane...). Leurs effets restent cependant faibles. Une comparaison descriptive des notes avant et après correction permet de voir que les répartitions des notes varient peu après correction. De même, quelle que soit la correction appliquée, la distribution des métriques calculées est assez comparable. Globalement les corrections ne font qu'augmenter la gamme de distribution des valeurs prises par chacune des métriques et les médianes sont très proches (Figure 6)

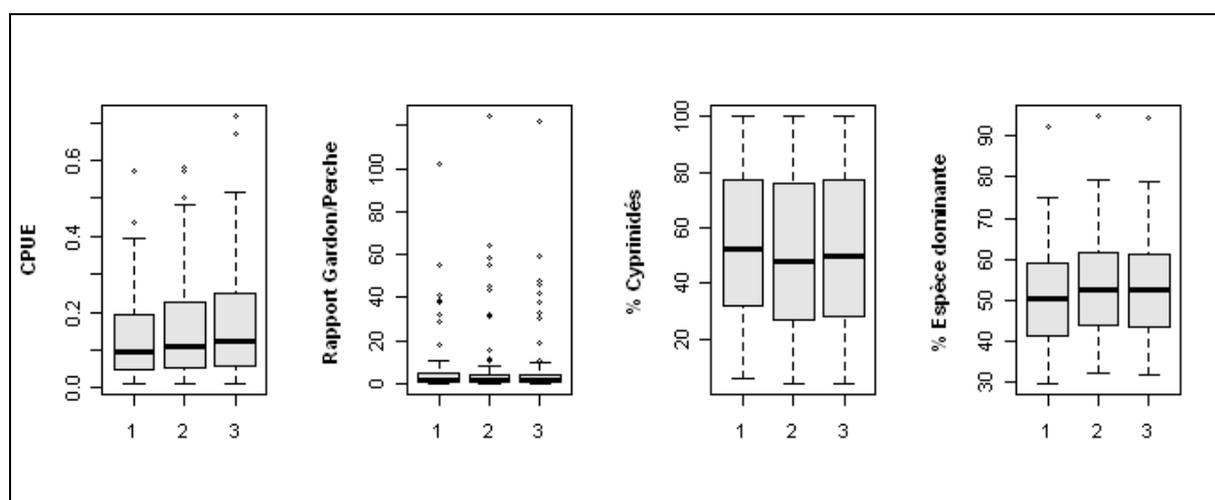


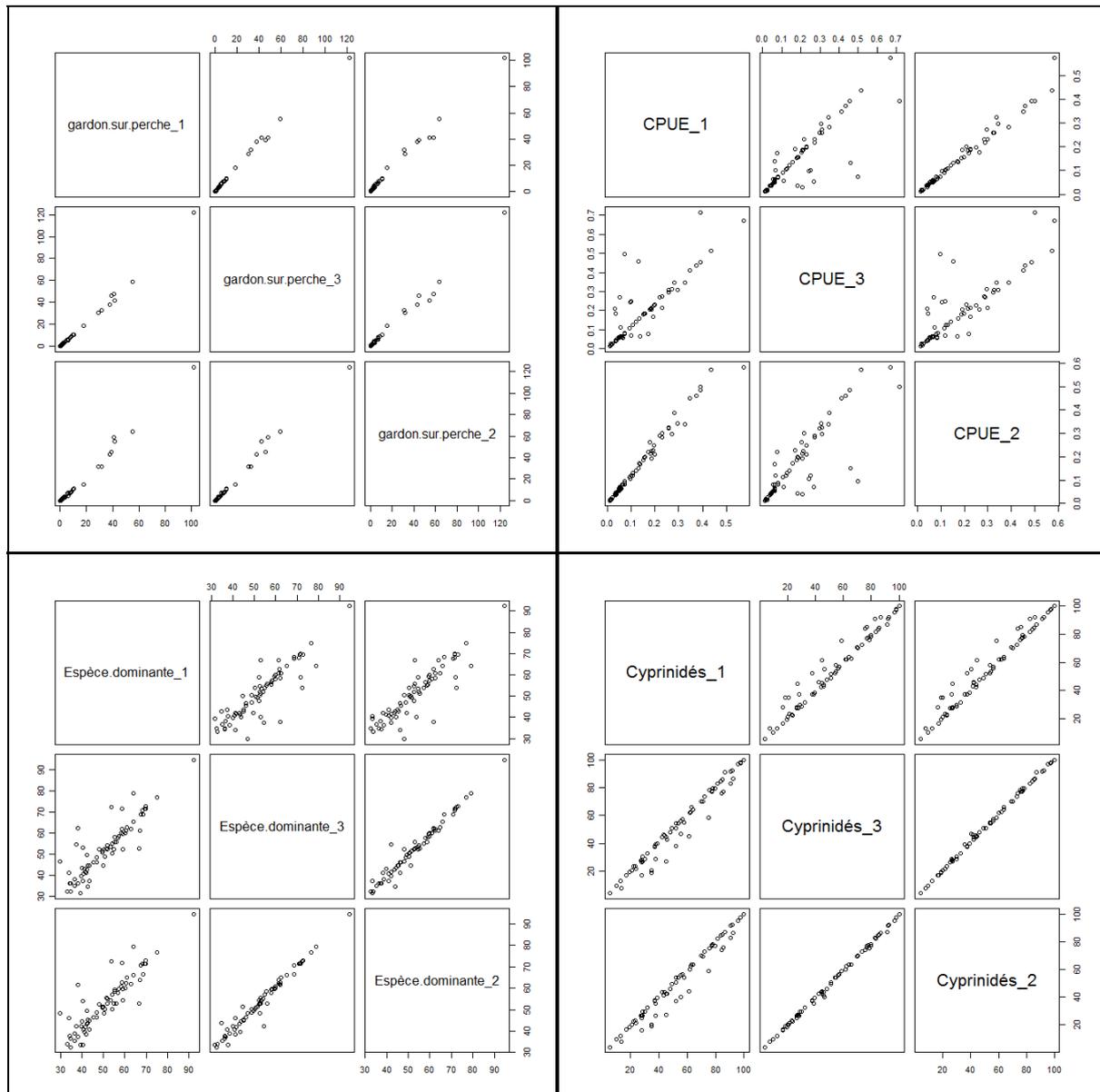
Figure 6 : Boxplots représentant la distribution des scores pour différentes métriques obtenus par 69 des 70 campagnes d'échantillonnage. 1=Sans correction, 2=Correction polynomiale, 3=Correction exponentielle

Par manque de normalité dans les données, des tests non-paramétriques ont été utilisés pour comparer les moyennes de ces distributions. Si l'on compare les trois valeurs moyennes des différentes métriques (tests de Kruskal-Wallis) aucune différence significative n'est mesurée avant et après correction (Tableau 5). Comparées deux à deux (tests de Wilcoxon & Mann-Withney) seul le rapport gardon/perche ne serait pas affecté par les corrections de sélectivité. Ce résultat reste logique dans la mesure où quel que soit le type d'équation utilisé, la correction est très proche pour les deux espèces et l'effet sur la distribution générale des tailles est similaire. La proportion des deux espèces varie donc très peu après l'utilisation des différents modèles d'équation.

Tableau 5 : Pvalue des tests et comparaison globale des moyennes pour quatre métriques avant et après correction. Les valeurs grises sont significatives à 5%. Les tests 1 et 2 comparent les scores des lacs avant correction et après correction polynomiale et exponentielle respectivement

	CPUE	gardon/perche	% Espèce dominante	% Cyprinidés
Shapiro-Wilk	9,58E-13	2,20E-16	6,11E-06	1,82E-06
Kruskal-Wallis	0,2863	0,9933	0,7673	0,592
Wilcoxon & Mann-Withney 1	1,42E-08	0,858	7,79E-04	3,67E-05
Wilcoxon & Mann-Withney 2	1,06E-12	0,848	5,54E-02	0,336

En revanche, il semblerait que les corrections exponentielles ne modifient pas la moyenne de proportion de Cyprinidés au seins des lacs (pvalue =0,336), ni le % d'espèce dominante, contrairement aux équations polynomiales. Cependant, l'emploi de ce genre de tests non paramétriques reflète peu les corrections apportées par les deux systèmes d'équation. Aussi, l'analyse des coefficients de variation apporte des informations supplémentaires (Figure 7, Tableau 6)



**Figure 7 : Nuages de points synthésisant la relation entre les métriques sans et avec correction. 1=Sans correction, 2=Correction polynomiale, 3=Correction exponentielle**

Les coefficients de corrélation restent globalement très élevés et les deux types de correction semblent apporter des changements similaires. La métrique CPUE semble la plus affectée par la prise en compte de la sélectivité calculée avec le système d'équations exponentielles (Tableau 6). Néanmoins, à la lumière de ces résultats, les métriques semblent globalement peu modifiées par la prise en compte de la sélectivité.

**Tableau 6 : Coefficients de variation entre les différentes métriques avant et après correction (se référer à la Figure 7 pour les détails des corrections)**

		Gardon/Perche			CPUE			% Espèce dominante			% Cyprinidés		
		1	2	3	1	2	3	1	2	3	1	2	3
Gardon/Perche	1	1	1	1									
	2	1	1	1									
	3	1	1	1									
CPUE	1				1	0,99	0,85						
	2				0,99	1	0,85						
	3				0,85	0,85	1						
% Espèce dominante	1							1	0,88	0,89			
	2							0,88	1	0,98			
	3							0,89	0,98	1			
% Cyprinidés	1										1	0,98	0,98
	2										0,98	1	1
	3										0,98	1	1

### 3.5. Analyse multivariée de l'effet des corrections sur les quatre métriques fonctionnelles

Afin d'avoir une idée plus globale de l'évolution de ces métriques après correction, des Analyses en Composante Principale (ACP) ont été réalisées. On peut voir dans un premier temps que les quatre variables ne semblent jamais corrélées (Figure 8). L'information apportée par ces différentes métriques est donc relativement complémentaire et montre l'importance de l'utilisation d'un indice multimétrique dans le cadre de la mise en place d'un outil de biondication lacustre. Deux variables présentent un coefficient de corrélation relativement élevé. Il s'agit du rapport gardon/perche et du pourcentage de Cyprinidés ( $r^2=0,56$ ). Ce résultat reste logique, vu le taux souvent élevé de gardons dans les lacs étudiés et donc la contribution du gardon au calcul de la métrique % de Cyprinidés.

La première combinaison d'axe (Figure 9) cumule 71,1% de la variance totale au sein du jeu de données sans correction (45,4% + 25,7%). Le premier axe est étiré par le pourcentage d'individus de l'espèce dominante, puis par la CPUE et le pourcentage de Cyprinidés. Participent fortement à la formation de cet axe les campagnes SEI10, PAV63 et BOR33. Le deuxième, au contraire, est étiré par le pourcentage d'individus de l'espèce dominante et est principalement formé par les campagnes FOR35, RIC54 et VVE70.

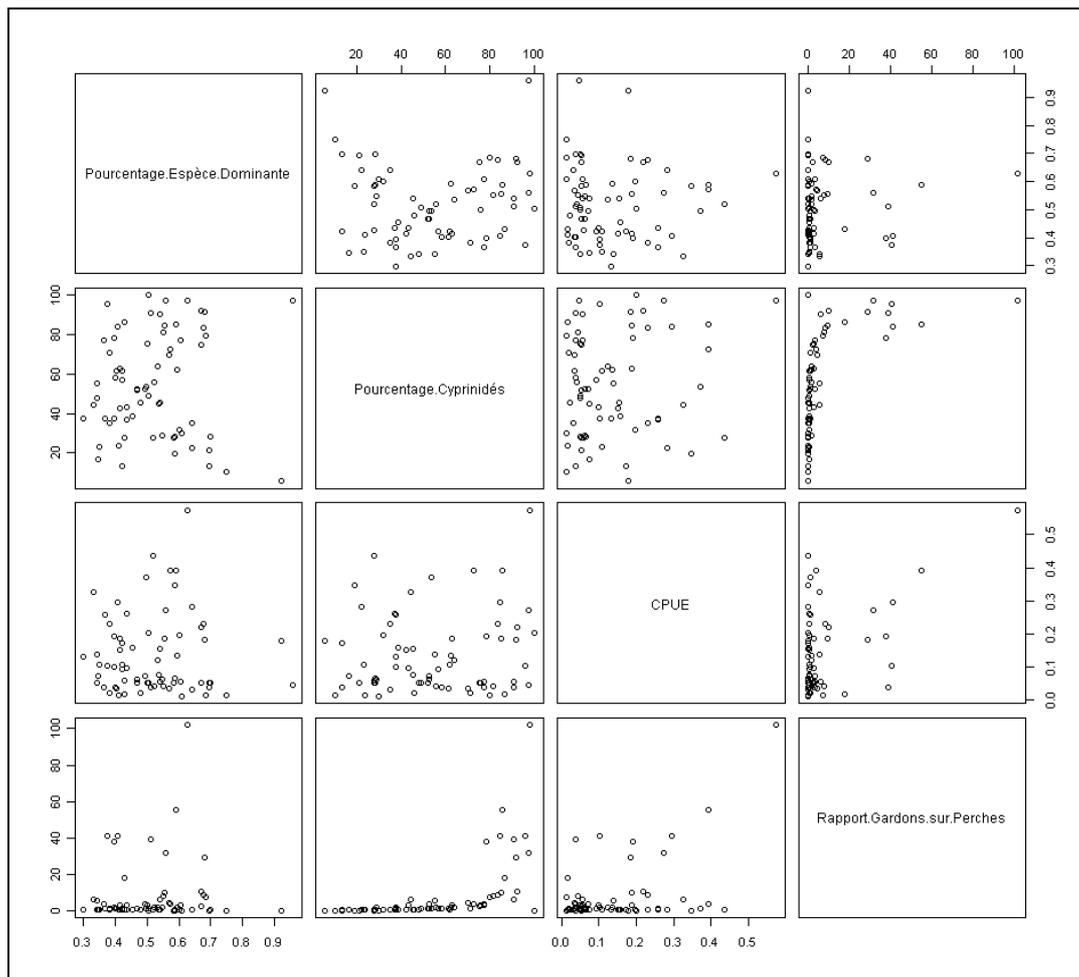


Figure 8 : Nuages de points synthétisant les relations entre les différentes métriques

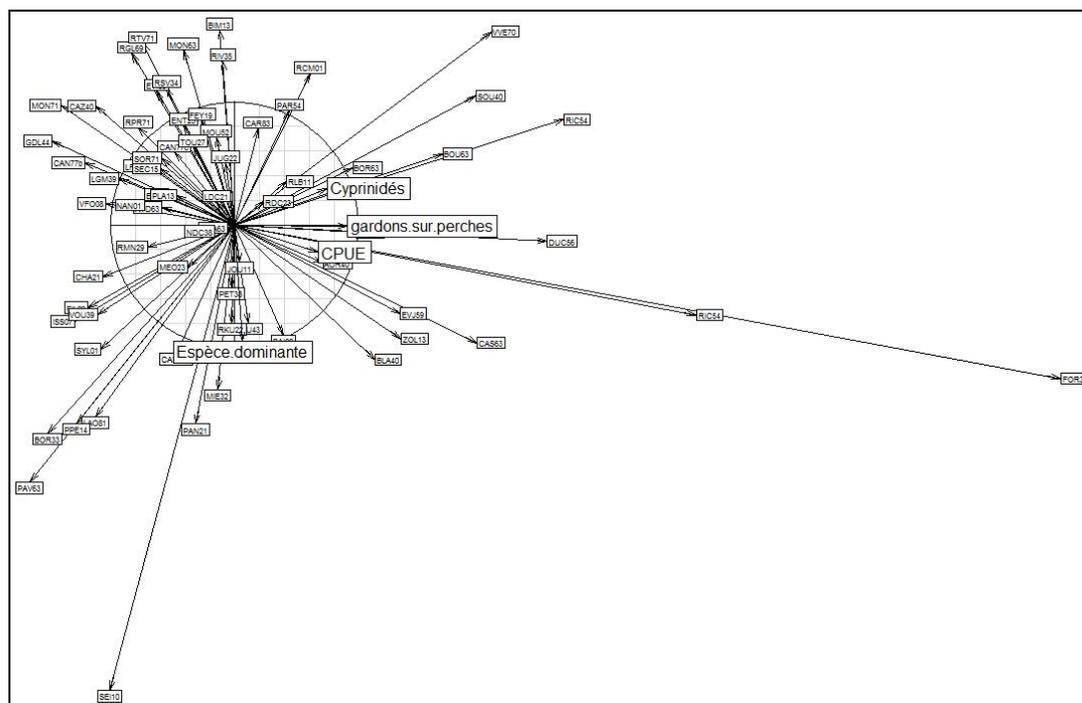


Figure 9 Résultats de l'analyse des relations entre les différentes métriques fonctionnelles par la méthode de l'Analyse en Composante principale (ACP). Se référer à l'annexe I pour le nom exact des campagnes

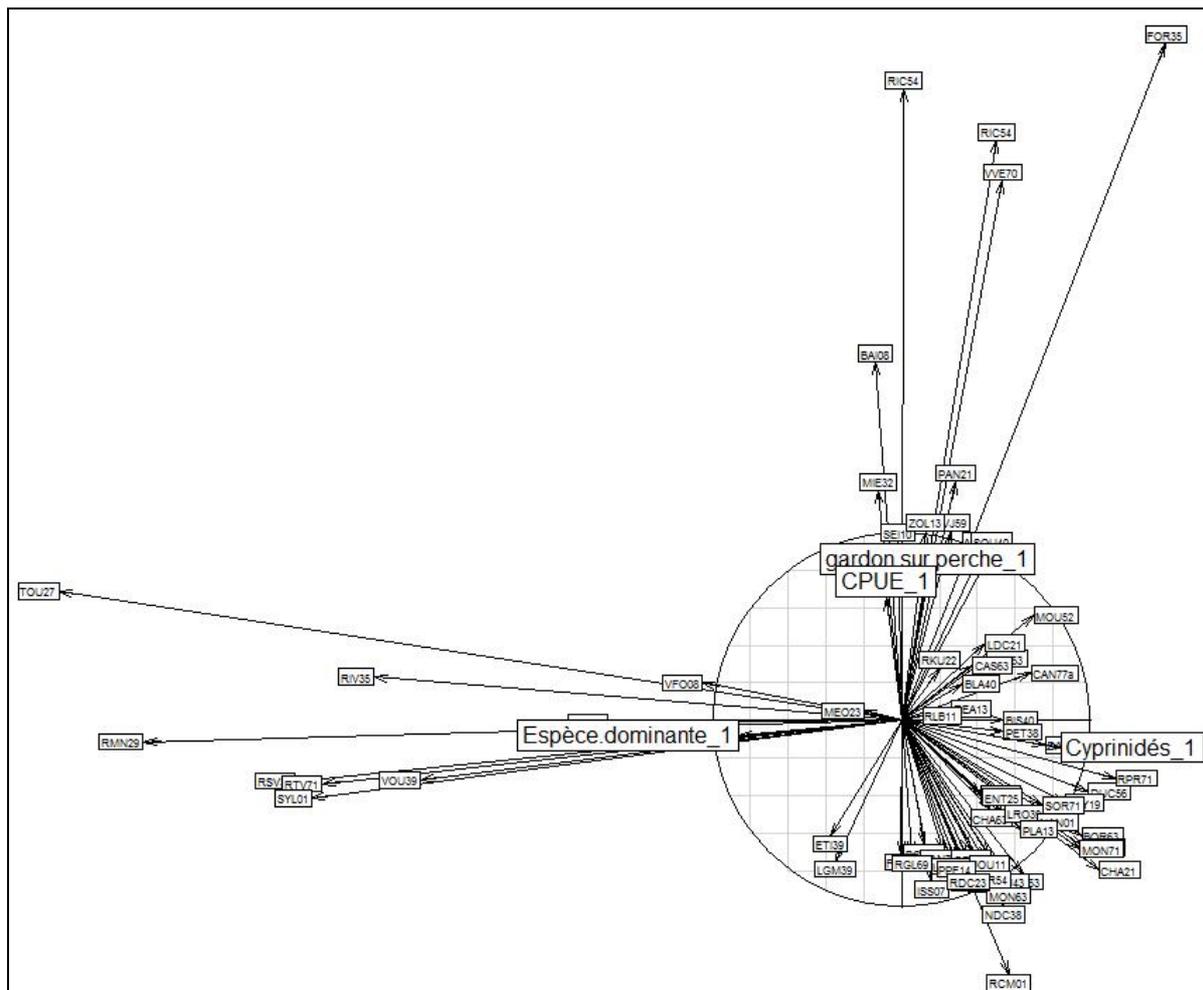


Figure 10 : Résultats de l'analyse de la différence des scores des métriques fonctionnelles avant correction et après correction polynomiale. Se référer à l'annexe I pour le nom exact des campagnes

Les deux dernières ACP ont été réalisées sur la base des écarts aux métriques observés pour les différents lacs et fournissent donc un gradient de correction pour les différentes métriques. La première (Figure 10) présente une combinaison d'axes résumant 68,5% de la variance (42,8%+25,8%). Le premier axe est positivement corrélé au taux de Cyprinidés et négativement corrélé au pourcentage d'individus de l'espèce dominante. Au contraire, les CPUE et le rapport gardon/perche restent positivement corrélés au deuxième axe. Des campagnes comme TOU27, RMN29, RSV34, SYL01 et VOU39 participent fortement à la formation de l'axe 1. FOR35, RIC54 et VVE70 quant à eux, contribuent à celle de l'axe 2.

Les résultats sont relativement similaires lorsque l'on s'intéresse aux équations exponentielles. Avec 63,4% de la variance résumée par les deux premiers axes (36,9% et 26,6%), les campagnes FOR35, VVE70, BOU63 et RIC54 étire l'axe 1, positivement corrélé avec le pourcentage d'individus de l'espèce dominante et les CPUE et négativement avec le pourcentage de Cyprinidés. Ce sont les campagnes RMN29, RTV71, SYL01, RSV34, TOU27 qui forment l'axe 2 positivement corrélé avec le rapport gardon/perche (Figure 11).

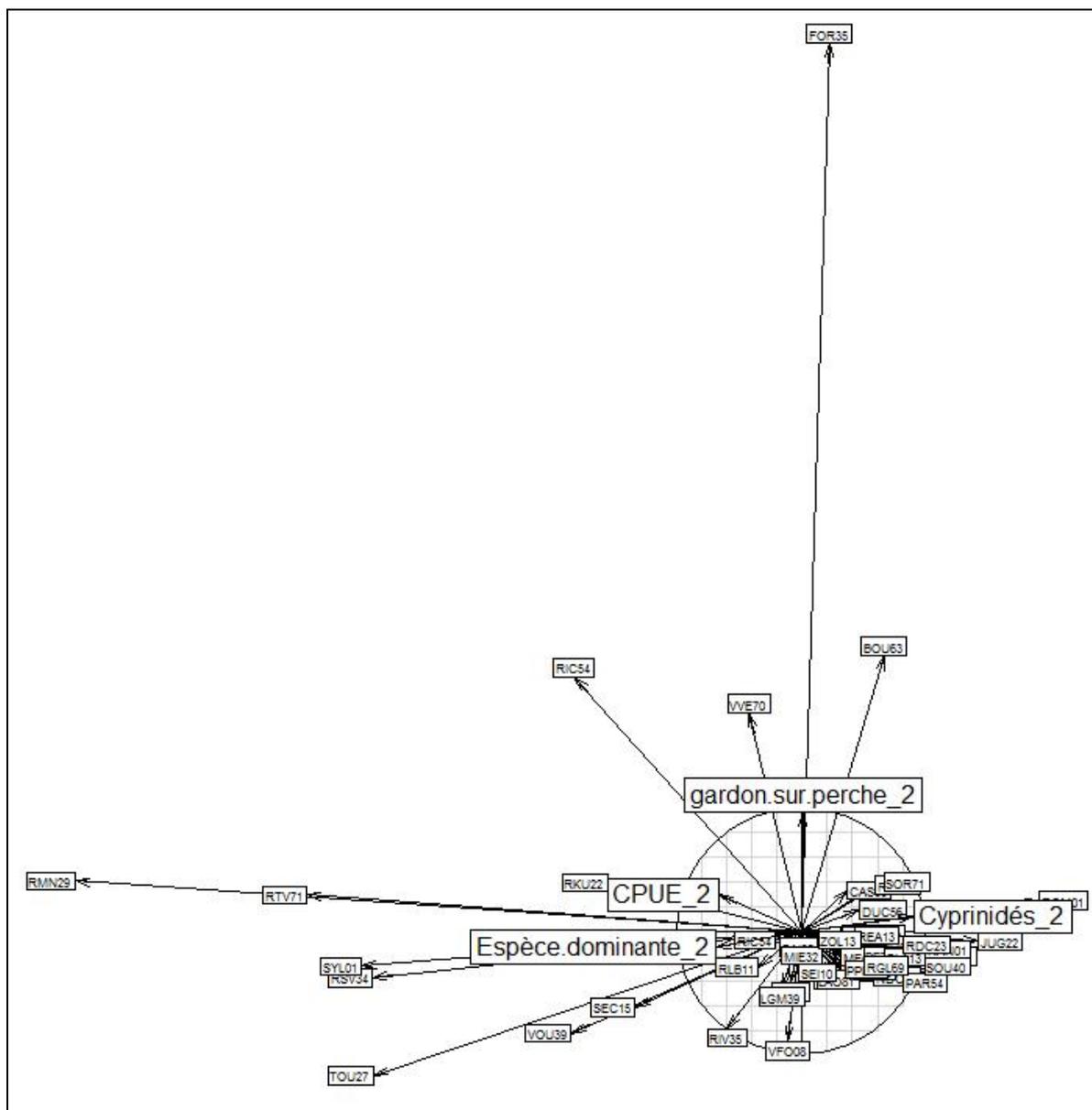


Figure 11 : Résultats de l'analyse de la différence des scores des métriques avant correction et après correction exponentielle. Se référer à l'annexe I pour le nom exact des campagnes

Il ressort de ces analyses que les lacs qui présentent des scores élevés pour l'une des métriques sont aussi parfois ceux pour lesquels la correction est maximale. Par exemple, les campagnes FOR35 et RIC54 ressortent fortement sur la première analyse et étirent également un des axes sur les deux ACP des écarts de métriques. On se rend compte que pour le rapport gardon/perche par exemple, les corrections amplifient de très grands écarts (e.g. les valeurs pour la campagne FOR35 passent de 102 avant correction à 124 après correction polynomiale et à 122 après correction exponentielle).

Si l'on compare les deux types de correction, on constate que les coordonnées des lacs sur les deux combinaisons d'axes varient peu. Aucune campagne ne semble très isolée sur une seule des analyses des corrections. Cette observation souligne l'effet similaire des deux jeux d'équations sur les scores des différentes métriques.

## 4. Discussion

Dans la littérature, les cas de biais dans l'estimation de la structure en taille ou en âge au sein de données récoltées au moyen de filets maillants multimaille sont nombreux. Dans la plupart des cas, ces données sont comparées à celles de captures réalisées à l'aide d'autres engins de pêche. Olin and Malinen 2003 ont comparé les captures de filets maillants et de chaluts et ont trouvé une plus faible proportion de petits individus dans les filets pour l'ablette (*Alburnus alburnus*), l'éperlan (*Osmerus eperlanus*) et le sandre (*Sander lucioperca*). Un plus grand nombre de grandes ablettes avait aussi été capturé dans les filets. Des études hydroacoustiques ont également permis de montrer que les éperlans de grandes tailles avaient de plus grandes probabilité de capture que les petits individus (Peltonen et al. 1999) et que les très grands et les jeunes corégones (*Coregonus albula*) 0+ étaient sous-estimés dans les filets en comparaison des grands individus de la même espèce (Mehner and Schulz 2002). Hansen et al. 1997 ont aussi noté que les captures de filets semblent biaisées négativement vers les petits et les grands individus chez le cristivomer (*Salvelinus namaycush*). Enfin, Finstad et al. 2000 ont montré que les plus petits et les plus jeunes ombles (*Salvelinus alpinus*) étaient sous-représentés dans leurs captures par filet maillant en comparaison des grands individus de la même espèce. Ces études présentent néanmoins le désavantage de comparer des captures de filets multimailles à d'autres techniques de pêche sélectives. Les pêches électriques le sont moins et utiliser ce genre de technique permet de mieux estimer la sélectivité des filets maillants (Argillier C., Com. Pers.).

Plusieurs raisons expliquent ces biais (Prchalova et al. 2009). Certaines concernent les caractéristiques du filet, notamment les dimensions de maille et les diamètres du fil. Il est probable que les plus petites mailles soient trop petites pour capturer les plus petits poissons. Une autre raison pourrait être la différence de ratio entre la surface des nœuds des mailles et leur longueur. L'épaisseur des fils des plus petites mailles rendraient la capture des poissons plus difficile (Jensen 1995b, 1995a, Hovgard 1996, Turunen 1996, Yokota et al. 2001, Holst et al. 2002). Des phénomènes d'évitement des filets ont également été décrits. Les panneaux de mailles de plus petite dimension semblent plus visibles et sont plus facilement détectables et évités ce qui pourrait entraîner une sous-estimation des petits individus sans les captures (Borgstrom 1989, Jensen 1995b, Turunen 1996). Le dernier groupe de raison réside dans les caractéristiques physiques et comportementales des plus petits poissons. En effet, leur activité et leur vitesse de nage est réduite (Rudstam et al. 1984). Ainsi, la probabilité de rencontre du filet étant directement proportionnelle à la distance parcourue, celle des plus petits individus s'en trouverait diminuée.

Considérant toutes ces erreurs d'estimations potentielles des captures, les différents modèles statistiques de corrections proposés (Millar 1992, Kurkilahti 1999) présentent certains avantages. Ils annulent certains biais décrits précédemment, en faisant augmenter l'effectif des classes de taille souvent sous-représentées, sans augmenter, voire en faisant diminuer ceux des plus grandes classes, souvent sur échantillonnées. Ils sont potentiellement applicables à toutes les espèces capturées et modelable selon l'espèce, notamment selon leur structure en taille.

La première limite à l'utilisation d'un modèle de correction de sélectivité quel qu'il soit, reste le fait que ses résultats sont en grande partie dépendants de la structure initiale en taille des espèces échantillonnées et de l'efficacité à capturer les espèces. Ces deux conditions

sont fortement liées aux engins et techniques de pêches employés (active/passive, pêche électrique, filets, nasses..) et à la stratégie d'échantillonnage (effort, position des engins ...). De ce fait, les résultats corrigés ne peuvent être comparés qu'entre systèmes sur lesquels les mêmes techniques de pêche ont été utilisées. De plus, ces corrections ne peuvent être pertinentes que sur des populations dont les effectifs sont élevés. En effet, l'absence d'individus dans certaines classes de longueur ne peut pas être corrigée par ces équations. Dans ce cas, les corrections auront donc tendance à creuser des biais en n'augmentant que la proportion d'individus fortement capturés.

L'étude des différents modèles de sélectivité a permis de montrer que les équations proposées par le protocole C.E.N. et les équations exponentielles donnent des corrections de fréquences de longueur similaires. Leur effet sur les courbes de distributions et les taux de correction de taille sont proches (mais toujours supérieurs pour les équations polynomiales) sur les trois espèces où les comparaisons ont pu être réalisées.

La DCE définit le « bon état écologique », entre autre, sur la base de la structure en âge des communautés piscicoles, supposées révéler des perturbations anthropiques des systèmes. Si pour l'instant, pour les plans d'eau, aucune métrique ne semble intégrer cet aspect, qui peut être appréhendé par une structure en taille, il pourrait être intéressant d'intégrer l'un des modèles de correction aux futures métriques qui restent à identifier puis à intégrer dans un indice poisson national ou européen. (Lyons et al. 2000) utilisaient la longueur maximale standard des espèces natives comme métrique potentielle pour la création d'un IBI dans les lacs mexicains. Si celle-ci n'intègre pas la structure en taille des communautés à proprement parler, elle en utilise un aspect particulier qui est souvent modifié par les corrections polynomiales. Pour la perche, le gardon et la grémille, les plus grandes classes de taille étaient peu ou pas représentées (0 ou 1 individu). Ces classes-là avaient tendance à disparaître après correction.

Un autre volet du « bon état écologique » concerne la composition et l'abondance des espèces. Celles-ci doivent correspondre totalement ou presque totalement aux conditions non perturbées. Bien que les métriques testées ne soient pas affectées par la sélectivité, il convient de noter que certaines de ces métriques n'ont pas été calculées avec des corrections pour toutes les espèces. C'est le cas des CPUE par exemple. De plus, d'autres métriques, qui n'ont pas été calculées ici (nombre total d'individus, biomasses par unité d'effort, pourcentage d'individus tolérants, pourcentage d'individus natifs...) sont susceptibles d'être modifiées par l'emploi d'équations de sélectivité.

Pour finir, il est important de rappeler que si la sélectivité a été définie sur la base des tailles des individus, certaines références montrent que l'utilisation de la forme du poisson (sa circonférence et d'autres variables morphologiques), même si elle reste plus compliquée, fournit une meilleure estimation de la sélectivité (Kurkilahti et al. 2002, Carol and Garcia-Berthou 2007).

## 5. Conclusion

Les taux de correction proposés par les différents modèles de sélectivité sont grands pour les petites classes de taille et petits pour les grandes classes de taille. Malgré leur utilité, les équations de sélectivité présentent le désavantage d'être efficace uniquement pour des grands nombres d'individus capturés (accentuation de la plurimodalité...). Leur utilisation peut être remise en cause pour des plans d'eau dans lesquels une espèce est représentée par un très petit nombre de classes de taille.

Les corrections induites par les modèles restent non significatives sur le calcul des métriques CPUE, rapport gardon/perche, pourcentage de cyprinidés et pourcentage d'individus de l'espèce dominante. Si des tests simples de comparaison des moyennes détectent des différences après correction, il faut rester prudent avec les résultats fournis par ce genre de tests non paramétriques. L'analyse des coefficients de corrélation montre que les rapports valeur initiale/valeur corrigée de la métrique varient très peu. Néanmoins l'application des équations polynomiales à des espèces plus fréquemment capturées dans les lacs français (e.g. le rotengle, l'ablette, le sandre, le poisson chat...) pourrait avoir de plus grandes conséquences sur la redistribution des proportions des espèces dans les plans d'eau.

Il faut également rappeler que l'emploi des corrections ne résout pas le problème des espèces absentes ou en trop faible effectif dans les filets pour permettre une correction. Ces biais là restent d'ailleurs largement majoritaires devant les faibles effectifs de certaines classes de taille. Les modèles de sélectivité restent donc un outil dont l'utilité est à relativiser. En tout cas, ce sont des outils simples à utiliser qui pourraient être améliorés en prenant en compte certains paramètres (utiliser la forme du poisson ou un indice de condition et non sa taille).



## Bibliographie

- Appelberg, M. 1998. Restructuring of fish assemblages in Swedish lakes following amelioration of acid stress through liming. *Restoration Ecology* 6:343-352.
- Appelberg, M. 2000. Swedish standard methods for sampling freshwater fish with multi-mesh gillnets. Institute of freshwater research, Drottningholm (Sweden).
- Appelberg, M., H. M. Berger, T. Hesthagen, E. Kleiven, M. Kurkilahti, J. Raitaniemi, and M. Rask. 1995. Development and intercalibration of methods in nordic freshwater fish monitoring. *Water, Air and Soil Pollution* 85:401-406.
- Appelberg, M., B. C. Bergquist, and E. Degerman. 2000. Using fish to assess environmental disturbance of Swedish lakes and streams - a preliminary approach. *Verhandlungen der Internationalen Vereinigung fuer Limnologie* 27:311-315.
- Borgstrom, R. 1989. Direct Estimation of Gill-Net Selectivity for Roach (*Rutilus-Rutilus* (L)) in a Small Lake. *Fisheries Research* 7:289-298.
- C.E.N. 2005. Qualité de l'eau. - Echantillonnage des poissons à l'aide de filets maillants (NF EN 14757). NF EN 14757.
- Carol, J., and E. Garcia-Berthou. 2007. Gillnet selectivity and its relationship with body shape for eight freshwater fish species. *Journal of Applied Ichthyology* 23:654-660.
- Drake, M. T., and D. L. Pereira. 2002. Development of a fish-based index of biotic integrity for small inland lakes in central Minnesota. *North American Journal of Fisheries Management* 22:1105-1123.
- Finstad, A. G., P. A. Jansen, and A. Langeland. 2000. Gillnet selectivity and size and age structure of an alpine Arctic char (*Salvelinus alpinus*) population. *Canadian Journal of Fisheries and Aquatic Sciences* 57:1718-1727.
- Hansen, M. J., C. P. Madenjian, J. H. Selgeby, and T. E. Helser. 1997. Gillnet selectivity for lake trout (*Salvelinus namaycush*) in Lake Superior. *Canadian Journal of Fisheries and Aquatic Sciences* 54:2483-2490.
- Hansson, S., and L. G. Rudstam. 1995. Gillnet catches as an estimate of fish abundance: a comparison between vertical gillnet catches and hydroacoustic abundances of Baltic Sea herring and sprat. *Canadian Journal of Fisheries and Aquatic Sciences* 52:75-83.
- Heibo, E., C. Magnhagen, and L. A. Vollestad. 2005. Latitudinal variations in life-history traits in Eurasian perch. *Ecology* 86:3377-3386.
- Hesthagen, T., I. H. Sevaldrud, and H. M. Berger. 1999. Assessment of damage to fish populations in Norwegian lakes due to acidification. *Ambio* 28:112-117.
- Hickman, G. D., and T. A. McDonough. 1996. Assessing the reservoir fish assemblage index: A potential measure of reservoir quality. Pages 85-97 in L. E. Miranda and

- D. R. DeVries, editors. **Multidimensional approaches to reservoir fisheries management.** American Fisheries Society, Chattanooga, Tennessee.
- Holmgren, K., A. Kinnerbäck, S. Pakkasmaa, B. Bergquist, and U. Beier. 2007. **Bedömningsgrunder för fiskfaunans status i sjöar.** Fiskeriverket Informerar 3:54.
- Holst, R., D. Wileman, and N. Madsen. 2002. **The effect of twine thickness on the size selectivity and fishing power of Baltic cod gill nets.** Fisheries Research 56:303-312.
- Hovgard, H. 1996. **Effect of twine diameter on fishing power of experimental gillnets used in Greenland waters.** Canadian Journal of Fisheries and Aquatic Sciences 53:1014-1017.
- Jennings, M. J., L. S. Fore, and J. R. Karr. 1995. **Biological monitoring of fish assemblages in Tennessee Valley reservoirs.** Regulated Rivers: Research & Management 11:263-274.
- Jensen, J. W. 1986. **Gillnet selectivity and the efficiency of alternative combinations of mesh sizes for some freshwater fish.** Journal of Fish Biology 28:637-646.
- Jensen, J. W. 1995a. **A direct estimate of gillnet selectivity for brown trout.** Journal of Fish Biology 46:857-861.
- Jensen, J. W. 1995b. **Evaluating catches of salmonids taken by gillnets.** Journal of Fish Biology 46:862-871.
- Kurkilahti, M. 1999. **Nordic multimesh gillnet - Robust gear for sampling fish populations.** Academic dissertation ISBN 951-776-241-0, Finnish game and fisheries research institute, Helsinki (Finland).
- Kurkilahti, M., M. Appelberg, T. Hesthagen, and M. Rask. 2002. **Effect of fish shape on gillnet selectivity: a study with Fulton's condition factor.** Fisheries Research 54:153-170.
- Leach, J. H., M. G. Johnson, J. R. M. Kelso, J. Hartmann, W. Numann, and B. Entz. 1977. **Responses of percid fishes and their habitats to eutrophication.** Journal of the Fisheries Research Board of Canada 34:1964-1971.
- Linlokken, A., and T. O. Haugen. 2006. **Density and temperature dependence of gill net catch per unit effort for perch, *Perca fluviatilis*, and roach, *Rutilus rutilus*.** Fisheries Management and Ecology 13:261-269.
- Lyons, J., A. Gutierrez-Hernandez, E. Diaz-Pardo, E. Soto-Galera, M. Medina-Nava, and R. Pineda-Lopez. 2000. **Development of a preliminary index of biotic integrity (IBI) based on fish assemblages to assess ecosystem condition in the lakes of central Mexico.** Hydrobiologia 418:57-72.
- McDonough, T. A., and G. D. Hickman. 1999. **Reservoir Fishery Assessment Index development: a tool for assessing ecological health in Tennessee Valley Authority impoundments.** Pages 523-540 in T. P. Simon, editor. **Assessing the sustainability and biological integrity of water resource quality using fish**

- communities. CRC Press, Boca Raton, Florida.
- Mehner, T., and M. Schulz. 2002. Monthly variability of hydroacoustic fish stock estimates in a deep lake and its correlation to gillnet catches. *Journal of Fish Biology* 61:1109-1121.
- Millar, R. B. 1992. Estimating the Size-Selectivity of Fishing Gear by Conditioning on the Total Catch. *Journal of the American Statistical Association* 87:962-968.
- Millar, R. B., and R. J. Fryer. 1999. Estimating the size-selection curves of towed gears, traps, nets and hooks. *Reviews in Fish Biology and Fisheries* 9:89-116.
- Millar, R. B., and R. Holst. 1997. Estimation of gillnet and hook selectivity using log-linear models. *ICES Journal of Marine Science* 54:471-477.
- Oestbye, K., S. A. Oexnevad, and L. A. Voellestad. 1997. Developmental stability in perch (*Perca fluviatilis*) in acidic aluminium-rich lakes. *Canadian Journal of Zoology* 75:919-928.
- Olin, M., and T. Malinen. 2003. Comparison of gillnet and trawl in diurnal fish community sampling. *Hydrobiologia* 506:443-449.
- Peltonen, H., J. Ruuhijarvi, T. Malinen, and J. Horppila. 1999. Estimation of roach (*Rutilus rutilus* (L.)) and smelt (*Osmerus eperlanus* (L.)) stocks with virtual population analysis, hydroacoustics and gillnet CPUE. *Fisheries Research* 44:25-36.
- Persson, L., S. Diehl, L. Johansson, G. Andersson, and S. F. Hamrin. 1991. Shifts in fish communities along the productivity gradient of temperate lakes - Patterns and the importance of size-structured interactions. *Journal of Fish Biology* 38:281-293.
- Prchalova, M., J. Kubecka, M. Riha, R. Litvin, M. Cech, J. Frouzova, M. Hladik, E. Hohausova, J. Peterka, and M. Vasek. 2008. Overestimation of percid fishes (Percidae) in gillnet sampling. *Fisheries Research* 91:79-87.
- Prchalova, M., J. Kubecka, M. Riha, T. Mrkvicka, M. Vasek, T. Juza, M. Kratochvil, J. Peterka, V. Drastik, and J. Krizek. 2009. Size selectivity of standardized multimesh gillnets in sampling coarse European species. *Fisheries Research* 96:51-57.
- R Development Core Team. 2009. R: A language and environment for statistical computing. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria. Available at: <http://www.R-project.org>.
- Regier, H. A., and D. S. Robson. 1966. Selectivity of gillnets, especially to lake whitefish. *Journal of the Fisheries Research Board of Canada* 23:423-454.
- Rudstam, L. G., J. J. Magnuson, and W. M. Tonn. 1984. Size selectivity of passive fishing gear : A correction for encounter probability applied to gill nets. *Canadian Journal of Fisheries and Aquatic Sciences* 41:1252-1255.
- Tammi, J., A. Lappalainen, J. Mannio, M. Rask, and J. Vuorenmaa.

1999. Effects of eutrophication on fish and fisheries in Finnish lakes: a survey based on random sampling. *Fisheries Management and Ecology* 6:173-186.
- Tammi, J., A. Lappalainen, and M. Rask. 2001. Using Swedish fish index FIX in assessing degradation of Finnish eutrophic lakes - what does fish community data tell about them? Pages 37-39 in *Classification of ecological status of lakes and rivers*. ThemaNord.
- Tammi, J., M. Rask, J. Vuorenmaa, A. Lappalainen, and S. Vesala. 2004. Population responses of perch (*Perca fluviatilis*) and roach (*Rutilus rutilus*) to recovery from acidification in small Finnish lakes. *Hydrobiologia* 528:107-122.
- Turunen, T. 1996. The effects of twine thickness on the catchability of gillnets for pikeperch (*Stizostedion lucioperca* (L.)). *Annales Zoologici Fennici* 33:621-625.
- Yokota, K., Y. Fujimori, D. Shiode, and T. Tokai. 2001. Effect of thin twine on gill net size-selectivity analyzed with the direct estimation method. *Fisheries Science* 67:851-856.



## Annexes

### Annexe I : Caractéristiques des lacs échantillonnés par le protocole des filets maillants multimailles benthiques

Nom des lacs		Profondeur	Superficies (km <sup>2</sup> )	
1	AUR40	Aureilhan (étang d' )	8	3,285496
2	AYD63	Aydat (lac d')	15	0,5557149
3	BAI08	Bairon (étang de )	9	0,937434
4	BIM13	Bimont (lac du )	65	0,73
5	BIS40	Biscarrosse (petit étang de )	2	0,7065076
6	BLA40	Blanc (étang du )	2	1,619166
7	BOR33	Bordeaux (lac de )	15	1,421029
8	BOR63	Bordes (lac des )	2	0,1358881
9	BOU43	Bouchet (lac du )	28	0,4319216
10	BOU63	Bourdouze (lac de )	5	0,2212064
11	CAN77a	Cannes-Ecluse les seiglats (gravière de )	NA	0,4222469
12	CAN77b	Cannes-Ecluse les gravelottes (gravière de )	NA	0,6182914
13	CAN77c	Cannes-Ecluse la maserotte (gravière de )	10	0,9025517
14	CAR83	Carcès (lac de )	16	0,8706024
15	CAS63	Cassiere (lac de la )	5	0,1286117
16	CAZ40	Cazaux (étang de )	24	48,39051
17	CHA21	Chamboux (retenue de )	18	0,7172722
18	CHA63	Chambon (lac )	4	0,4750146
19	COD2B	Codole (retenue de )	25	0,5078167
20	DUC56	Duc (étang au )	7	2,122336
21	ENT25	Entonnoir-bouverans (l' )	NA	0,718125
22	ETI39	Etival (grand lac )	9,5	0,1472125
23	EVJ59	Val Joly (lac du )	7,9	1,543123
24	FEY19	Feyt (lac de )	9,2	0,4865497
25	FIL09	Filleit (barrage du )	21	0,5261518
26	FOR35	Forge (étang de la )	NA	0,6259071
27	GDL44	Grand-lieu	2,7	54,27176
28	ISS07	Issarlès (lac d' )	110	0,8963633
29	JOU11	Jouarres (étang de )	4	0,9536679
30	JUG22	Jugon (étang de ) [complexe de Ville-Hatte]	8	0,5083755
31	LAO81	Laouzas (lac de )	48	2,756075
32	LDC21	Chazilly (de )	22,5	0,689575
33	LGM39	Grand maclu (lac du )	24	0,2314625
34	LRO39	Rousses (lac des )	18,2	0,8998125
35	MEO23	Méouze (étang de )	5	0,517731
36	MIE32	Miélan (lac de )	13	0,6652918
37	MON63	Montcineyre (lac de )	22	0,3972632
38	MON71	Montaubry (barrage de )	15,2	0,9132125
39	MOU52	Mouche (barrage de la ) [Saint Ciergues]	22	0,7947935
40	NAN01	Nantua (lac de )	42,8	1,325662
41	NDC38	Notre-Dame de Commiers (de )	40	1,616146
42	PAN21	Panthier (lac de )	14,3	1,191425
43	PAR54	Parroy (étang de )	4,6	0,5581985
44	PAV63	Pavin (lac )	96	0,4540985
45	PET38	Petitchet	19,2	0,8088041
46	PLA13	Plantain (de )	5,1	0,5100506
47	PPE14	Pont-l'Evêque (plan d'eau de )	10	0,567149
48	RCM01	Charmines-Moux (de )	22	0,7155404
49	RDC23	Champsanglard (retenue de ) [complexe de l'Age]	19	0,5731363
50	REA13	Réaltor (bassin du )	10	0,6154264

51	RGL69	Grand-large (du )	3,7	1,445741
52	RIC54_46	Richardménil	9	0,73
53	RIC54_47	Richardménil	9	0,73
54	RIV35	Rivière Kersan (gravières de la )	3	0,7051842
55	RKU22	Kerne Uhel (retenue de )	10	0,606952
55	RLB11	Laprade basse (de )	27	0,979476
56	RMN29	Moulin Neuf (retenue du )	5	0,5357628
57	RPR71	Pont du Roi (retenue du )	28	0,4542319
58	RSV34	Saut de vezoles (retenue du )	20	0,5138158
59	RTV71	Torcy Vieux (retenue de )	11	0,5994918
60	SEC15	Saint Etienne de Cantalès	63	5,611802
61	SEI10	Forêt d'Orient (barrage-réservoir seine lac de la )	20	22,72787
62	SOR71	Sorme (retenue de la)	13	2,370821
63	SOU40	Soustons (étang de )	6	4,200634
64	SYL01	Sylans (lac de )	22	0,3630875
65	TOU27	Toutainville (plan d'eau de )	4	0,8222445
66	VFO08	Vieilles forges (retenue des )	9,5	1,338776
67	VOU39	Vouglans (lac de )	100	15,93438
68	VVE70	Vaivre Vesoul (lac du )	2	0,8610608
69	ZOL13	Zola	NA	NA

## Résumé

La connaissance de la sélectivité des filets maillants benthiques est cruciale pour la gestion des ressources halieutiques et l'évaluation de la qualité biologique des plans d'eau. Des équations de sélectivité ont été calculées pour six espèces de poissons fréquentes dans les lacs français, et ont été comparées aux modèles de corrections proposées par le protocole normalisé C.E.N. d'échantillonnage de l'ichtyofaune lacustre. Une étude de l'impact de ces corrections sur certaines métriques fonctionnelles fréquemment utilisées dans le cadre de la bioindication lacustre a également été réalisée. Des différences significatives dans les moyennes des scores ont été observées pour trois des quatre métriques, mais une analyse en composante principale a soulevé le problème de biais liés à l'utilisation de ces modèles. Ces résultats pourront être complétés en affinant les équations par données morphologiques plus précises.

## Abstract

Knowledge of the selectivity of benthic multimesh gillnets is crucial to fisheries and monitoring of the quality of lakes. Selectivity equations were calculated for six common fish species and were compared to the models used by the protocol C.E.N. These equations were then used to see potential change in four common metrics used for bioindication. This study showed significant difference in the scores mean for three out of the four metrics but a Principal Component Analysis showed bias relative to those models. These results may be more complete by using more accurate morphologic data.