



**HAL**  
open science

## Influence de la température sur la croissance des juvéniles de poissons Cyprinidae

Olivier Delaigue, Georges Carrel, Didier Pont

► **To cite this version:**

Olivier Delaigue, Georges Carrel, Didier Pont. Influence de la température sur la croissance des juvéniles de poissons Cyprinidae. [Rapport Technique] Cemagref. 2007, pp.44. hal-03303111

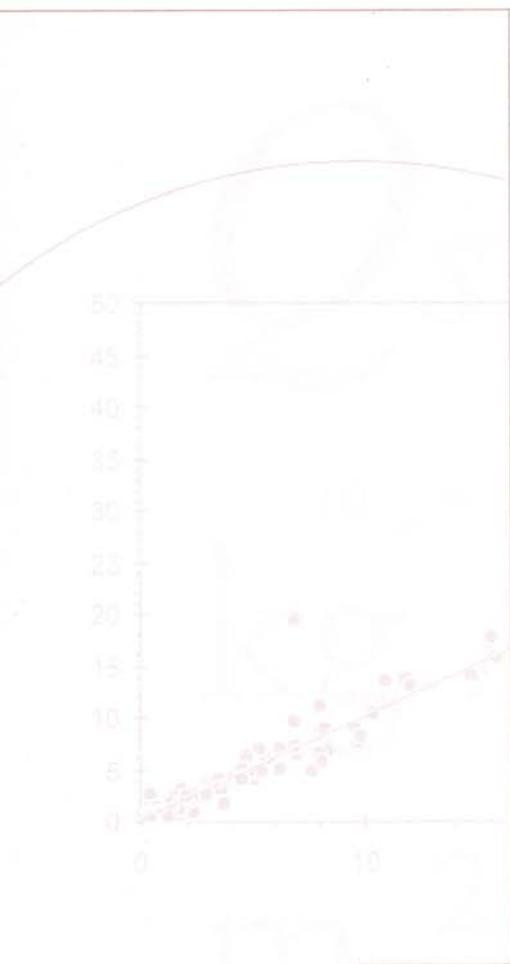
**HAL Id: hal-03303111**

**<https://hal.inrae.fr/hal-03303111>**

Submitted on 24 Jan 2024

**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.



## Influence de la température sur la croissance des juvéniles de poissons Cyprinidae

**Olivier DELAIGUE**  
**Georges CARREL**  
**Didier PONT**

**Département Gestion des Milieux Aquatiques**  
Unité de recherche Hydrobiologie

**Groupement d'Aix-en-Provence**

3275 route de Cézanne CS 40061  
13182 Aix-en-Provence Cedex 5

Tél. (33) (0)4 42 66 99 72 - Fax (33) (0)4 42 66 99 34

*Août 2007*

**INFLUENCE DE LA TEMPÉRATURE  
SUR LA CROISSANCE DES JUVÉNILES DE POISSONS CYPRINIDAE**

**Olivier DELAIGUE, Georges CARREL & Didier PONT**

**août 2007**

# INFLUENCE DE LA TEMPÉRATURE SUR LA CROISSANCE DES JUVÉNILES DE POISSONS CYPRINIDAE

Olivier DELAIGUE, Georges CARREL & Didier PONT

août 2007

## RESUME

Cette étude analyse les paramètres de croissance (taille et poids) et de condition (coefficient de condition de Fulton) en regard du contexte thermique et de la taille des populations chez de jeunes cyprinidae (poissons d'âge 0+) capturés en fin d'été sur le Bas-Rhône. Ce travail porte sur trois espèces, le gardon *Rutilus rutilus*, le chevaine *Leuciscus cephalus* et l'ablette *Alburnus alburnus* capturées par pêche électrique.

Les données piscicoles proviennent des campagnes d'échantillonnage de l'unité de recherche Hydrobiologie du Cemagref d'Aix-en-Provence, effectuées depuis 1980 entre les points kilométriques 148 et 277, de la retenue de Montélimar à l'amont d'Arles. Les données thermiques sont celles enregistrées par les services EDF-DTG Grenoble depuis 1977 sur l'axe rhodanien.

L'analyse est précédée par une étude des effets de la fixation par le formol à 4 % sur des juvéniles d'âge 0+ de ces trois espèces. Les effets du formol, à savoir une diminution de la taille et une augmentation du poids, se font sentir dès le premier jour de fixation et ne changent plus au cours d'une expérimentation de 21 jours. Les effets sont largement perceptibles dans l'analyse de la relation taille-poids chez le gardon et le chevaine. Malgré cet effet, l'analyse individuelle des paramètres (longueur totale et poids) montre qu'il n'y a pas de différence significative entre individus fixés et non fixés. Ces résultats permettent d'utiliser l'ensemble des mesures de longueur disponibles quel que soit le traitement des individus. Par contre, l'analyse de la condition doit être faite à partir d'individus ayant subi le même traitement.

Le contexte thermique particulier du rejet thermique du CNPE du Tricastin a des effets exacerbés sur les paramètres biométriques des trois espèces. La taille moyenne, les poids et coefficients de condition moyens sont plus élevés. Par ailleurs, ces paramètres montrent une forte variabilité.

En excluant ce secteur fortement impacté par le panache thermique, les principaux résultats associant la thermique - *exprimée sous la forme d'une somme de degré-jours au-delà du seuil thermique 12°C :  $\sum dj > 12^\circ\text{C}$*  - et les paramètres de croissance montrent :

(1) que la taille (LT en mm) des jeunes gardons n'est pas liée significativement à cette variable,

(2) que les effectifs de jeunes gardons (juvéniles 0+) capturés en fin d'été augmentent avec le nombre de degré-jours  $\sum dj > 12^\circ\text{C}$  en juin,

(3) que la taille moyenne des jeunes gardons diminue avec les effectifs de poissons capturés mettant en exergue un effet de densité-dépendance,

(4) qu'aucun effet significatif de la variable thermique retenue n'est relevé sur les effectifs et la croissance des chevaines et des ablettes,

(5) mais que des effets de densité-dépendance existent également pour ces deux espèces.

## Table des matières

Introduction.....	1
1. Échantillonnage piscicole et relevés biométriques.....	2
2. Effets de la fixation par le formol.....	2
2.1. Effets sur la longueur totale et le poids.....	2
2.2. Effets sur la relation taille-poids.....	3
3. Procédure de tri des données aberrantes.....	6
4. Procédure de tri des individus juvéniles (0+).....	7
5. Analyse spatiale des variables biométriques.....	10
6. Analyse temporelle des variables biométriques.....	11
7. Données hydroclimatiques.....	13
7.1. Données thermiques.....	13
7.2. Données hydrologiques.....	16
8. Sectorisation des stations de pêche.....	17
9. Analyse des effets de la température sur la densité de juvéniles (0+).....	18
9.1. Cas du gardon.....	19
9.2. Cas du chevaine.....	20
9.3. Cas de l'ablette.....	20
10. Étude de la longueur totale.....	22
10.1. Cas du gardon.....	22
10.2. Cas du chevaine.....	25
10.3. Cas de l'ablette.....	25
11. Étude du poids.....	26
11.1. Cas du gardon.....	29
11.2. Cas du chevaine.....	31
11.3. Cas de l'ablette.....	31
12. Étude du coefficient de condition de Fulton.....	32
12.1. Cas du gardon.....	34
12.2. Cas du chevaine.....	36
12.3. Cas de l'ablette.....	36
Conclusion.....	39
Bibliographie.....	41
Annexes.....	43

## Introduction

Les poissons, Vertébrés ectothermes, ont une croissance indéterminée. Lorsque les conditions environnementales le permettent, celle-ci est continue au cours de leur vie. Les individus matures n'ont donc pas de taille adulte caractéristique contrairement aux Vertébrés à croissance déterminée tels que les Oiseaux et les Mammifères. Par ailleurs, la croissance se caractérise par sa grande plasticité. Une même espèce montre des patrons de croissance distincts selon les milieux, et la maturité sexuelle est atteinte à une taille ou un âge différents. En conséquence, la taille et le poids à un âge donné sont fortement variables ; et ces deux paramètres descripteurs de la croissance sont étroitement dépendants de paramètres physiques à forte variabilité saisonnière tels que la photopériode et la température, et des nombreux facteurs biotiques liés à la disponibilité alimentaire, la présence de prédateurs et aux interactions sociales intra-spécifiques (WOOTTON, 1990).

La croissance est classiquement évaluée par mesure de la longueur totale ( $LT$ ) pour quantifier la croissance axiale et du poids ( $W$ ) pour la croissance corporelle « volumique ». Ces deux variables hautement corrélées sont reliées selon une loi puissance de type  $W = a.LT^b$  avec  $b$  le plus souvent compris entre 2 et 4. Si les coefficients  $a$  et  $b$  de la relation diffèrent entre les espèces, ils peuvent également l'être entre groupes d'individus de la même espèce. Cette relation entre le poids et la longueur totale est à l'origine de plusieurs indices de condition (BAGENAL, 1978; ANDERSON & GUTREUTER, 1983), utilisés pour statuer sur la plus ou moins bonne forme physique et physiologique d'un poisson (ALBEKE et al., 2001; BRAATEN & GUY, 2004; BOLLIET et al., 2005). Bien que ces indices soient fréquemment utilisés, une comparaison des relations  $\ln(W) = \ln(a) + b \ln(LT)$  par analyse de covariance paraît recommandée (CONE, 1989; CONE, 1990; VILA-GISPERS et al., 2000; VILA-GISPERS & MORENO-AMICH, 2001).

Cette étude a pour objectif d'analyser les paramètres de croissance (taille et poids) et de la condition chez de jeunes Cyprinidae (poissons d'âge 0+) capturés en fin d'été dans le Bas-Rhône en regard du contexte thermique et de la taille des populations. Ce travail porte sur trois espèces dominantes : le gardon (*Rutilus rutilus*), le chevaine (*Leuciscus cephalus*) et l'ablette (*Alburnus alburnus*). Les données proviennent essentiellement de campagnes pluriannuelles de pêches électriques disponibles au droit de trois sites industriels : la centrale nucléaire de Cruas-Meysses implantée sur la retenue de Montélimar (Point Kilométrique 148), celle de Tricastin (pK 184) sur le canal de Donzère-Mondragon et le site de Marcoule (pK 210) sur la retenue de Caderousse. Des données complémentaires, recueillies par l'unité de recherche Hydrobiologie du Cemagref d'Aix-en-Provence, complètent le jeu initial et permettent, entre autres, une plus large vision spatiale sur le Bas-Rhône (Annexes).

Le nombre d'années disponibles et les différences en terme de régime thermique des diverses stations offrent ainsi une gamme contrastée permettant de vérifier son rôle potentiel sur la croissance des juvéniles (0+).

## 1. Échantillonnage piscicole et relevés biométriques

L'échantillonnage de chaque station est réalisé par une pêche électrique de rive, pratiquée depuis une embarcation. La pêche est effectuée à l'aide d'une anode à long manche (3 mètres) manipulée de la proue du bateau. Deux personnes assurent le ramassage des poissons électro-narcosés au moyen d'épuisettes d'un vide de maille de 4 mm.

Au cours de ces pêches, les individus capturés sont tous mesurés (longueur totale  $LT$  en millimètre). La pesée sur le terrain n'étant pas toujours possible pour des raisons de temps, la mesure du poids ( $W$ , en gramme) est obtenue de plusieurs façons et se traduit par un codage distinct des poissons dans la base de données. Le poids peut résulter d'une mesure individuelle réalisée sur le terrain et sur du matériel vivant (**code 1**), ou au laboratoire sur des individus ayant été fixés au formol à 4 % (**code 3**). Par ailleurs, il peut correspondre à une moyenne pondérée d'un lot de poissons (**code 2**) ou être estimé à partir d'un modèle linéaire taille-poids (**code 4**). La technique choisie pour l'obtention du poids revêt une implication forte selon l'usage des données.

Les calculs statistiques et les représentations graphiques ont été réalisés à l'aide du logiciel R (IHAKA et GENTLEMAN, 1996).

## 2. Effets de la fixation par le formol

Sachant les modifications biométriques potentielles liées à la fixation par le formol (ANDERSON & GUTREUTER, 1983; CARREL, 1986; SAGNES, 1997), une étude expérimentale a été réalisée afin de savoir si la conservation des poissons dans du formol dilué à 4 % influe sur leur taille, leur poids et la relation existant entre ces deux métriques. Les résultats doivent permettre de savoir s'il est possible de mélanger les mesures obtenues sur le terrain (code 1) et celles réalisées en laboratoire (code 3) pour les analyses portant sur la relation taille-poids.

L'effet du formol sur les poissons a été étudié sur des individus de l'année (**juvéniles 0+**) de trois espèces de Cyprinidae (106 ablettes, 103 chevaines et 121 gardons). Les mesures individuelles de longueur totale et de poids ont été réalisées le jour de la pêche ( $J_0$ ) sur les individus anesthésiés à l'eugénol, puis sur les mêmes individus formolés (à  $J_1$ ,  $J_2$ ,  $J_5$ ,  $J_9$  et  $J_{21}$ ). Les poissons ont été pêchés à Cruas (retenue de Montélimar) le 7 novembre 2006.

Les mesures de pesée ont été effectuées à l'aide d'une balance de la marque *Sartorius*, modèle CP3202P (max = 3200 g ; d = 0,01 g [800 g]). Les longueurs totales sont mesurées au millimètre sur un réglet inoxydable.

### 2.1. Effets sur la longueur totale et le poids

Une comparaison des tailles et des poids (Tableau I à III) pris individuellement a montré qu'il n'y avait pas de différence au cours du temps entre les moyennes de ces deux variables pour les trois espèces (Tableau IV). Même si les longueurs totales moyennes diminuent sous l'effet du formol et que les poids moyens augmentent (sauf chez l'ablette), la variabilité au sein des échantillons est telle que ces différences ne sont pas statistiquement significatives.

Il est donc possible, dans une analyse portant sur la taille, de regrouper tous les individus quelque soit le code de mesure (1, 2, 3 et 4). Concernant le poids, l'étude de cette variable peut *a priori* être réalisée en utilisant les mesures de type 1 et 3.

**Tableau I** - Statistiques sur les longueurs totales et les poids des ablettes au cours du temps (S : écart-type).

Jour	LT (mm)				W (g)			
	Min.	Max.	Moy.	S	Min.	Max.	Moy.	S
0	32	95	50,07	12,72	0,25	5,23	1,01	1,32
1	32	95	49,68	12,64	0,24	5,26	0,98	1,34
2	32	94	49,57	12,11	0,23	5,27	0,96	1,30
5	31	95	49,36	12,17	0,23	5,29	0,98	1,32
9	32	94	49,56	12,18	0,23	5,30	0,98	1,31
21	31	95	48,86	12,28	0,22	5,38	0,97	1,33

**Tableau II** - Statistiques sur les longueurs totales et les poids des chevaines au cours du temps (S : écart-type).

Jour	LT (mm)				W (g)			
	Min.	Max.	Moy.	S	Min.	Max.	Moy.	S
0	35	89	57,92	9,78	0,34	6,32	1,83	0,67
1	33	88	56,70	9,82	0,35	6,45	1,95	0,68
2	33	87	56,34	9,69	0,36	6,56	1,92	0,68
5	34	87	56,39	9,77	0,36	6,61	1,93	0,69
9	34	87	56,47	9,68	0,35	6,58	1,92	0,70
21	33	87	56,01	9,75	0,35	6,66	1,93	0,70

**Tableau III** - Statistiques sur les longueurs totales et les poids des gardons au cours du temps (S : écart-type).

Jour	LT (mm)				W (g)			
	Min.	Max.	Moy.	S	Min.	Max.	Moy.	S
0	47	110	78,95	12,61	1,01	12,23	4,80	2,21
1	47	108	77,75	12,28	0,98	12,54	4,92	2,24
2	47	107	77,69	12,38	0,92	12,64	4,90	2,26
5	47	108	77,64	12,29	0,94	12,93	4,90	2,24
9	46	108	77,60	12,25	0,92	12,92	4,87	2,25
21	46	108	77,36	12,47	0,94	12,88	4,81	2,23

**Tableau IV** - Probabilités (p) des tests de comparaison des moyennes (Kruskal-Wallis) des longueurs totales et des poids au cours du temps (J<sub>0</sub> à J<sub>21</sub>).

Espèce	p (LT)	p (W)
Ablette	0,870	0,927
Chevaine	0,901	0,934
Gardon	0,879	0,991

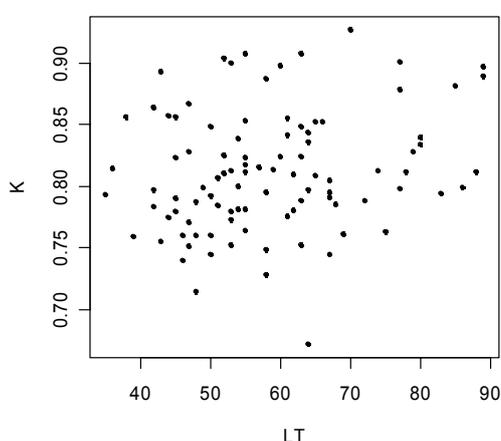
## 2.2. Effets sur la relation taille-poids

L'étude de la relation taille-poids a nécessité l'emploi du coefficient de condition de Fulton  $K$  ( $W$  : poids en gramme ;  $LT$  : longueur totale en millimètre) :

$$K = \frac{10^5 \times W}{LT^3}$$

Lors de travaux préliminaires, le choix de l'utilisation de ce coefficient s'est imposé pour synthétiser les effets de la température sur la relation logarithmique taille-poids en raison de la grande variabilité existant au sein du jeu de données entre les diverses stations et dates de campagnes de pêches. L'hétéroscédasticité rend impossible l'emploi de l'analyse de la covariance pour étudier cette relation, même si cette méthode est bien plus riche que la simple utilisation d'un indice. Cependant, les conditions d'applications étaient parfaitement réunies pour son utilisation dans l'étude des effets du formol sur la relation taille-poids. Pour cette expérience, les deux types d'analyses ont été réalisés et les résultats obtenus se sont révélés équivalents. Par ailleurs, par sa construction, ce coefficient, par l'élimination de l'effet poids, permet la comparaison de la condition des individus.

Étant donné que l'analyse est réalisée sur de jeunes individus dans une gamme de taille restreinte, le coefficient de condition de Fulton n'est pas biaisé par un effet longueur (BAGENAL, 1978). Une corrélation entre le coefficient de condition et la longueur totale n'est observée que chez l'ablette, mais celle-ci semble être due à une imprécision de mesure des poissons de petite taille. Pour le chevine (Figure 1) et le gardon, aucun lien entre les deux variables n'est observé.

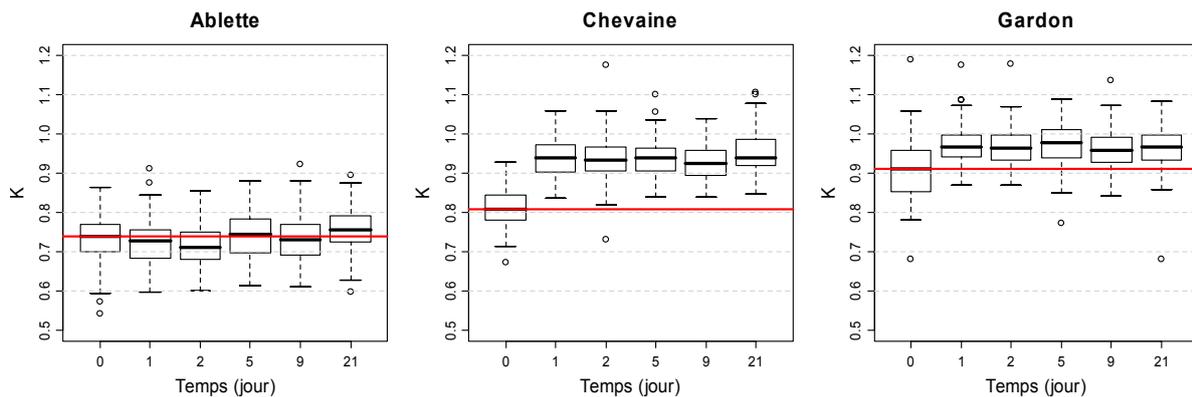


**Figure 1** - Relation entre la longueur totale et le coefficient de condition de Fulton chez le chevine à J<sub>0</sub>.

Pour les trois espèces, une différence significative des coefficients de condition moyens selon le jour d'expérience (Tableau V) est mise en évidence. Concernant le chevine et le gardon, l'effet du formol se fait sentir dès le premier jour. Pour l'ablette, la différence observée relève de l'imprécision des mesures qui engendre une grande variabilité de l'indice (Figure 2) au cours du temps. Si l'effet de la fixation par le formol apparaît dès le premier jour, il ne semble pas évoluer au cours du temps. Chez les gardons formolés, aucune différence temporelle de variation de l'indice ne peut être mise en évidence entre le premier et le vingt-et-unième jour après fixation. Chez le chevine et l'ablette, les différences mises en évidence sont dues à l'imprécision des mesures, puisque les variations des indices ne suivent aucune logique temporelle.

**Tableau V** - Probabilités des tests de comparaison de moyennes des rangs de Kruskal-Wallis du coefficient de condition de Fulton pour les différentes espèces au cours du temps.

Espèce	J <sub>0</sub> à J <sub>21</sub>	J <sub>1</sub> à J <sub>21</sub>
Ablette	1,676.10 <sup>-06</sup>	7,125.10 <sup>-07</sup>
Chevaine	< 2,200.10 <sup>-16</sup>	3,783.10 <sup>-02</sup>
Gardon	8,413.10 <sup>-16</sup>	5,377.10 <sup>-01</sup>



**Figure 2** - Évolution temporelle du coefficient de condition de Fulton pour les trois espèces (ligne rouge : médiane à  $J_0$ ).

Chez le chevaine et le gardon, pour une taille donnée, les individus formolés sont plus lourds que les individus vivants. Outre le fait que l'effet du formol est immédiat, celui-ci se stabilise très rapidement puisque aucun effet temporel n'est observé. Chez l'ablette cet effet n'est pas quantifiable au vu de la petitesse des individus mesurés lors de cette expérience.

Lorsque l'analyse de covariance du modèle linéaire [ $\ln(W) \sim \ln(LT)$ ] est employée, le modèle additif est le meilleur pour rendre compte des effets du formol sur la relation taille-poids. Chez le gardon, une analyse préliminaire étudiant l'interaction de la relation avec les jours d'expérience a montré que les 6 pentes des droites de régression du poids en fonction de la taille, correspondant aux 6 dates de mesures, sont considérées comme égales. Par conséquent, ces droites sont parallèles. Par ailleurs, il existe une différence significative entre leurs ordonnées à l'origine (Tableau VI). Le formol a donc un effet immédiat sur les gardons et celui-ci est homogène sur l'ensemble des individus, c'est-à-dire que les petits individus sont déformés de la même façon que les grands. Aucune différence statistique (Tableau VII) n'est observée entre les individus formolés ( $J_1$  à  $J_{21}$ ). Le formol engendre donc un gain de poids, il se stabilise dès le premier jour de fixation (Figure 3).

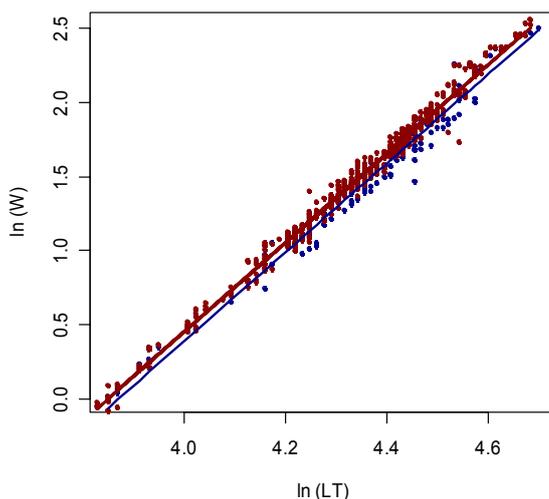
Du fait de l'impossibilité matérielle de suivre individuellement les poissons au cours de l'expérience, et en raison du nombre limité de sujets fixés, le suivi temporel est réalisé sur le même échantillon. Les données biométriques ne sont donc pas totalement indépendantes et un certain biais pourrait éventuellement entacher les résultats lors de l'étude du modèle linéaire [ $\ln(W) \sim \ln(LT) + \text{jour}$ ].

**Tableau VI** - Résultats de l'analyse de covariance du modèle linéaire [ $\ln(W) \sim \ln(LT) + \text{jour}$ ] de  $J_0$  à  $J_{21}$  pour le gardon.

	Coefficient estimé	Erreur standard	Valeur de t	p (> t )
Ordonnée à l'origine	- 11,655	0,057	- 203,7	< $2.10^{-16}$
$\ln(LT)$	3,010	0,013	230,1	< $2.10^{-16}$
jour 1	0,069	0,008	9,050	< $2.10^{-16}$
jour 2	0,067	0,008	8,745	< $2.10^{-16}$
jour 5	0,071	0,008	9,382	< $2.10^{-16}$
jour 9	0,062	0,008	8,258	< $2.10^{-16}$
jour 21	0,060	0,008	7,949	$7,340.10^{-15}$

**Tableau VII** - Résultats de l'analyse de covariance du modèle linéaire [ $\ln(W) \sim \ln(LT) + \text{jour}$ ] de  $J_1$  à  $J_{21}$  pour le gardon.

	Coefficient estimé	Erreur standard	Valeur de t	p (> t )
Ordonnée à l'origine	- 11,661	0,057	- 204,6	< $2.10^{-16}$
$\ln(LT)$	3,027	0,013	231,6	< $2.10^{-16}$
jour 2	- 0,002	0,007	- 0,330	0,742
jour 5	0,002	0,007	0,340	0,734
jour 9	- 0,006	0,007	- 0,892	0,373
jour 21	- 0,008	0,008	- 1,205	0,229



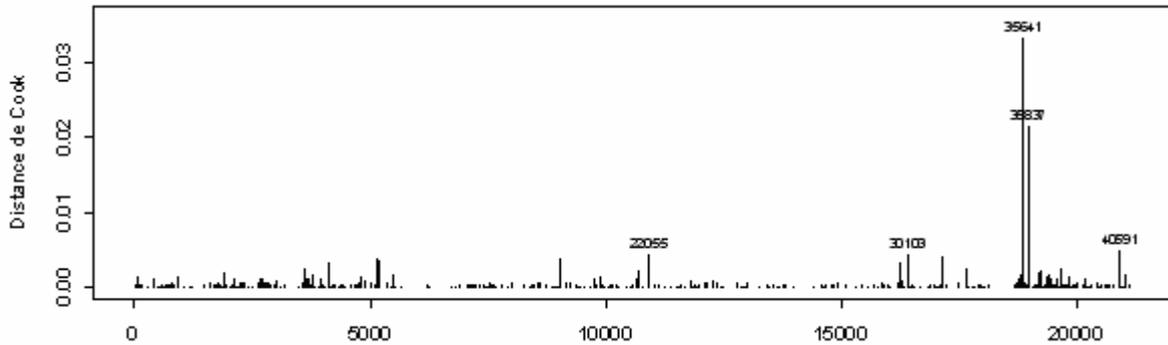
**Figure 3** - Relation taille-poids chez le gardon (en bleu :  $J_0$  ; en rouge :  $J_1$  à  $J_{21}$ ) et droites de régression (modèle linéaire additif) associées.

En raison de l'imprécision de la pesée des juvéniles (0+) sur le terrain (sensibilité des balances de précision aux vibrations et au vent), les poids des individus vivants (code 1) sont volontairement écartés du jeu de données pour la suite de l'étude, malgré les résultats de l'étude expérimentale de cette variable. Dans l'analyse du poids ou de la relation taille-poids, les mesures en laboratoire (code 3) sont seules conservées. Pour la longueur totale, les relevés biométriques de terrain s'avèrent suffisamment précis pour autoriser le mélange des différents codes de mesure (1, 2, 3 et 4). Par contre, le fait que les mesures de laboratoire aient été réalisées le lendemain de la pêche ou trois semaines plus tard ne biaise en rien les données de taille de poids et la relation qui unit ces deux variables.

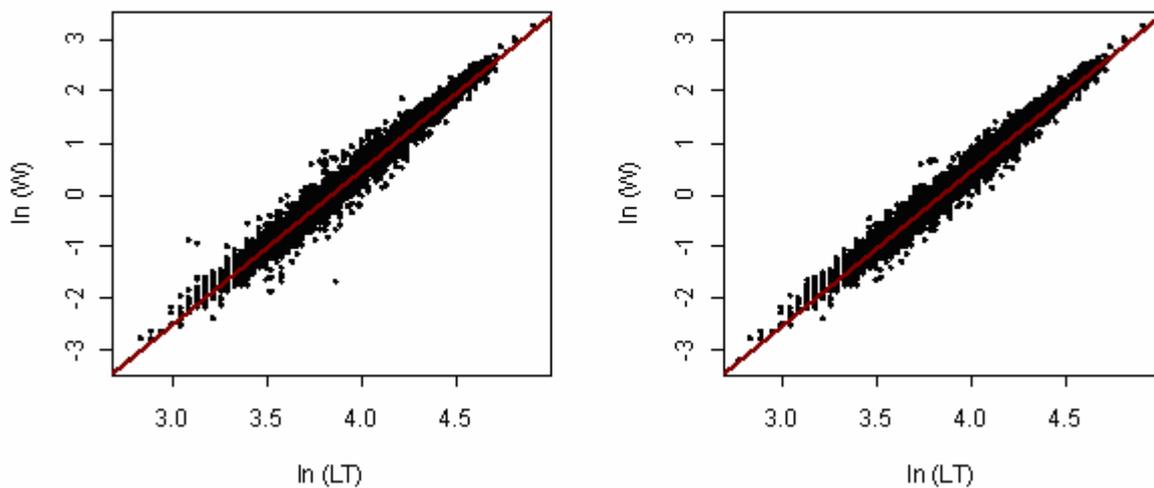
### 3. Procédure de tri des données aberrantes

Les données étant volumineuses, il est inévitable qu'elles contiennent un nombre non négligeable d'erreurs de mesures en laboratoire ou sur le terrain, ou encore d'enregistrements sur les fiches de relevés. Afin de vérifier l'intégrité des données et d'étudier correctement la relation taille-poids, il convenait de retirer de l'analyse les valeurs aberrantes.

Les distances de Cook ont été calculées à partir des modèles linéaires taille-poids effectués sur les mesures de code 3 (Figure 4). Cette méthode donne, pour chacun des points de mesure, la distance entre les paramètres estimés par la régression avec et sans ce point. Cette méthode permet d'avoir un repère d'ordre statistique pour considérer l'anormalité d'un individu et obtenir ainsi des données intégrées (Figure 5).



**Figure 4** - Distances de Cook pour la relation taille-poids chez le chevaine (code 3).

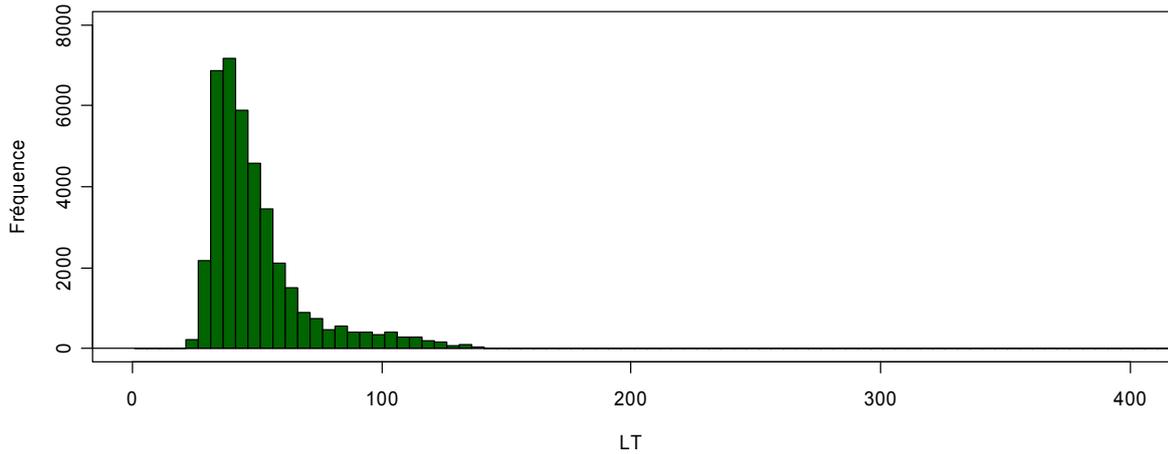


**Figure 5** - Exemple de la relation taille-poids chez les chevaines juvéniles (0+) (code 3), avant (à gauche) et après (à droite) tri des données aberrantes.

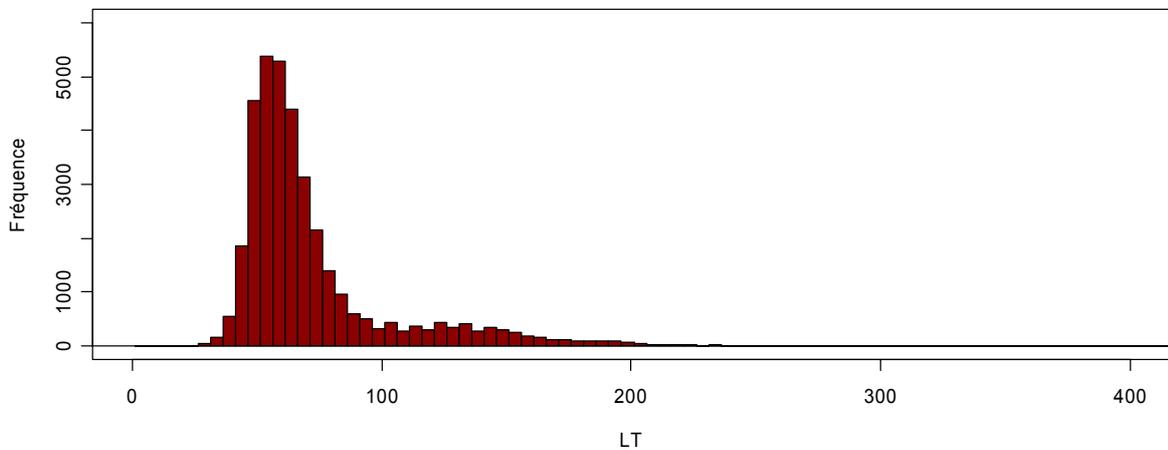
#### 4. Procédure de tri des individus juvéniles (0+)

Afin d'éliminer les problèmes liés au dimorphisme sexuel et aux diverses classes d'âges, le choix a été fait de ne travailler que sur des individus juvéniles (0+) étant dans leur première année (âge 0+). La détermination de l'âge des individus n'ayant pas été réalisée par les méthodes classiques (études des écailles ou des otolithes) pour des raisons évidentes de temps, les juvéniles (0+) ont été triés grâce aux histogrammes de distributions des longueurs totales. Les jeunes stades dominent largement dans les pêches de fin d'été et l'analyse des distributions de tailles permet de séparer les juvéniles (0+) sans trop de difficultés (Figure 6, Figure 7 et Figure 8).

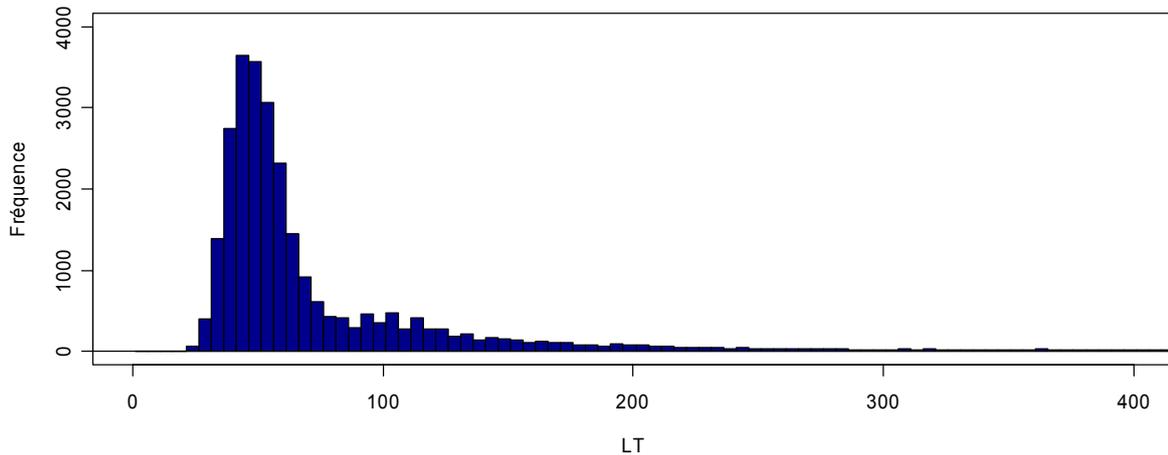
L'ablette est une espèce à pontes fractionnées. Lorsque les conditions de reproduction sont favorables, il est possible d'avoir plusieurs cohortes au cours de la saison de fraie. En regard des deux autres espèces étudiées, la multiplicité des cohortes dans une classe d'âge entraîne une grande dispersion des tailles et complique sérieusement le tri des jeunes de l'année (0+).



**Figure 6** - Distribution en classe de taille de 5 mm des ablettes. Données du second semestre (1975-2006).



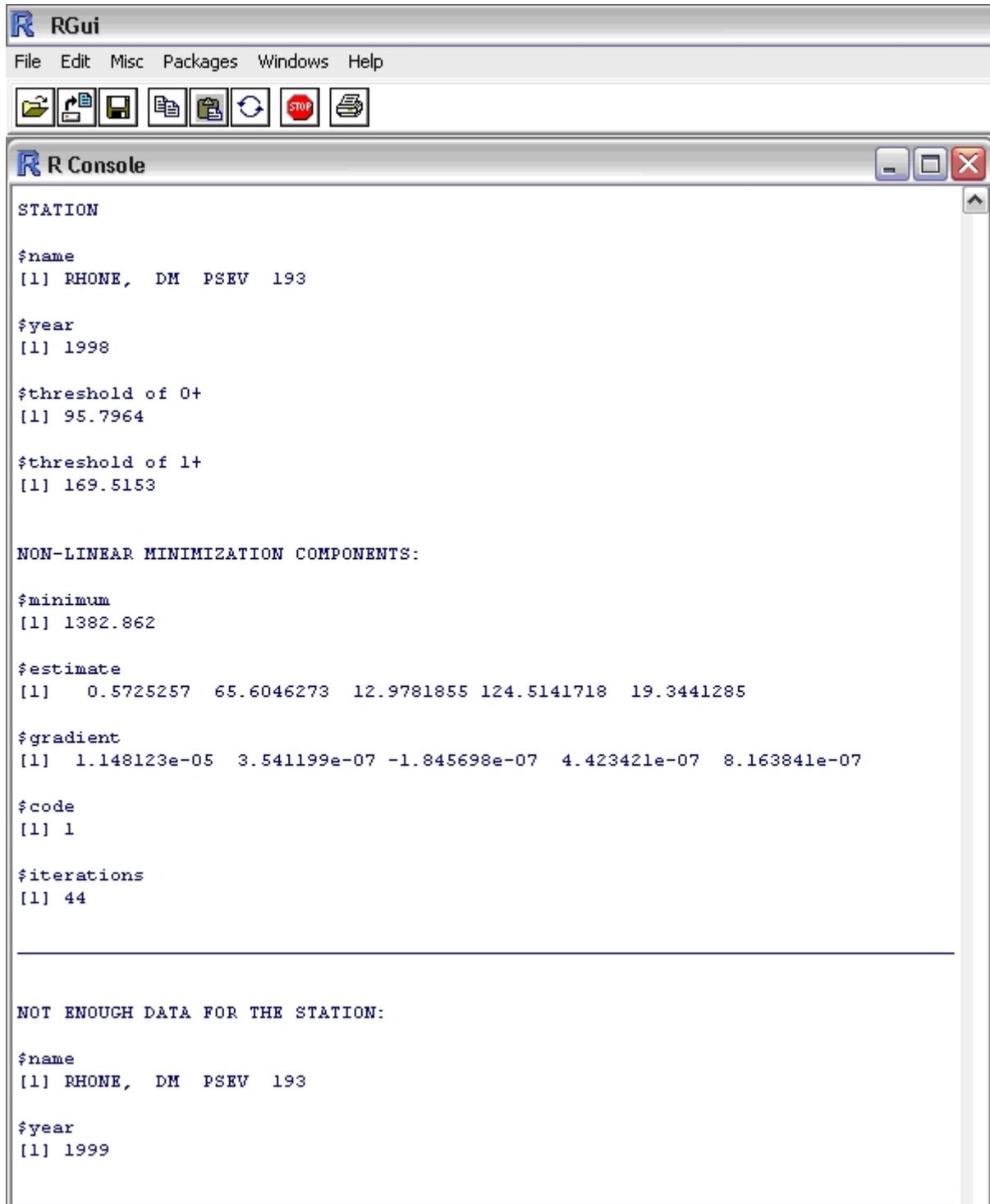
**Figure 7** - Distribution en classe de taille de 5 mm des gardons. Données du second semestre (1975-2006).



**Figure 8** - Distribution en classe de taille de 5 mm des chevaines. Données du second semestre (1975-2006).

Une fonction retournant la valeur du logarithme de la fonction du maximum de vraisemblance dans le cas d'un mélange de deux lois normales (obtenu à l'aide d'une autre fonction qui simule un échantillon d'un mélange de lois normales) a été appliquée. Le choix s'est porté sur un mélange de deux lois normales car les données recueillies contiennent essentiellement des individus 0+ et 1+. L'abondance des poissons plus âgés est négligeable

par rapport aux jeunes individus. Dans chaque station, pour chaque année et les deux semestres (janvier-juin et juillet-décembre), les opérations suivantes sont réalisées : (1) l'histogramme de l'échantillon ainsi que de la densité de probabilité exacte, (2) le calcul de l'estimation des paramètres et le traçage la densité estimée. Lorsque les données sont insuffisantes ( $n < 30$ ), l'échantillon est automatiquement écarté de l'analyse.



```
STATION

$name
[1] RHONE, DM PSEV 193

$year
[1] 1998

$threshold of 0+
[1] 95.7964

$threshold of 1+
[1] 169.5153

NON-LINEAR MINIMIZATION COMPONENTS:

$minimum
[1] 1382.862

$estimate
[1] 0.5725257 65.6046273 12.9781855 124.5141718 19.3441285

$gradient
[1] 1.148123e-05 3.541199e-07 -1.845698e-07 4.423421e-07 8.163841e-07

$code
[1] 1

$iterations
[1] 44

NOT ENOUGH DATA FOR THE STATION:

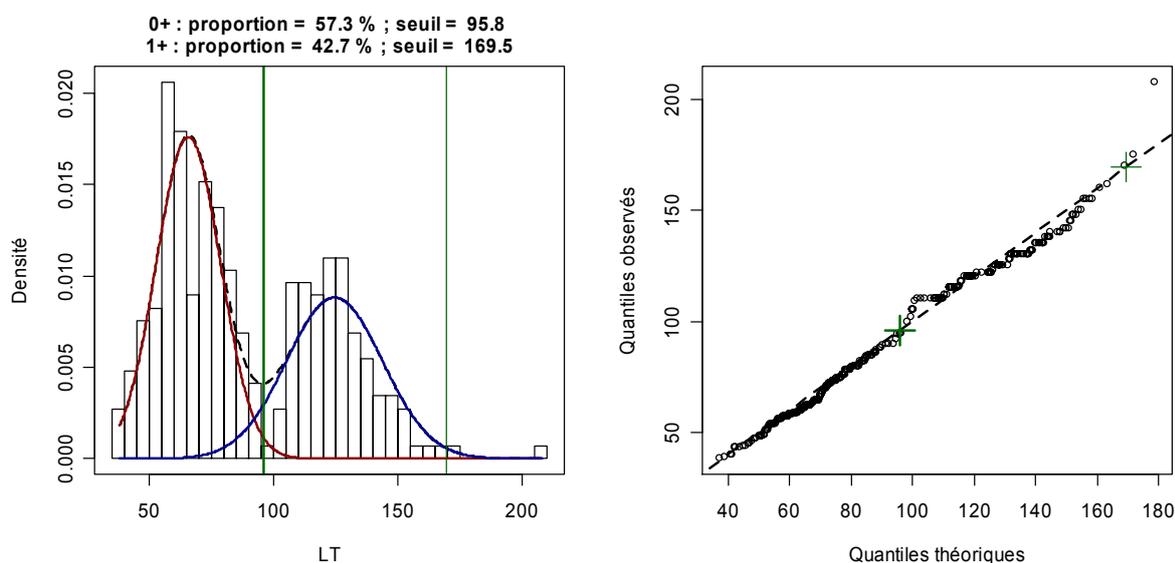
$name
[1] RHONE, DM PSEV 193

$year
[1] 1999
```

**Figure 9** - Capture d'écran de la sortie des résultats de la fonction d'ajustement de deux lois normales sur les longueurs totales de gardons (station de Pont-Saint-Espirit aux seconds semestres 1998 et 1999) dans la console du logiciel R.

La fonction de tri est appliquée à tous les échantillons d'un semestre donné et retourne dans la console du logiciel (Figure 9) le nom de code de la station (*name*), l'année (*year*), le seuil de taille maximale des 0+ (*threshold of 0+*), celui des 1+ (*threshold of 1+*). Pour un maximum de pertinence, les seuils ont été fixés pour une valeur de probabilité de 99 % des lois normales respectives. Des informations complémentaires sont données par la fonction de tri. Il est possible d'avoir : (1) la valeur du minimum estimé de la fonction de maximum de vraisemblance (*minimum*), (2) les paramètres estimés des deux lois normales (*estimate* : proportion des 0+, moyennes et écarts-type des deux lois), (3) le gradient au minimum estimé de la fonction de maximum de vraisemblance (*gradient*), (4) une valeur pour laquelle le processus d'optimisation s'est terminé (*code*) et rendant compte sur une échelle de 1 à 5 de la pertinence des résultats obtenus (1 indiquant la pertinence la plus élevée), (5) le nombre d'itérations (*itérations*) ayant permis d'aboutir à l'estimation des paramètres des deux lois normales.

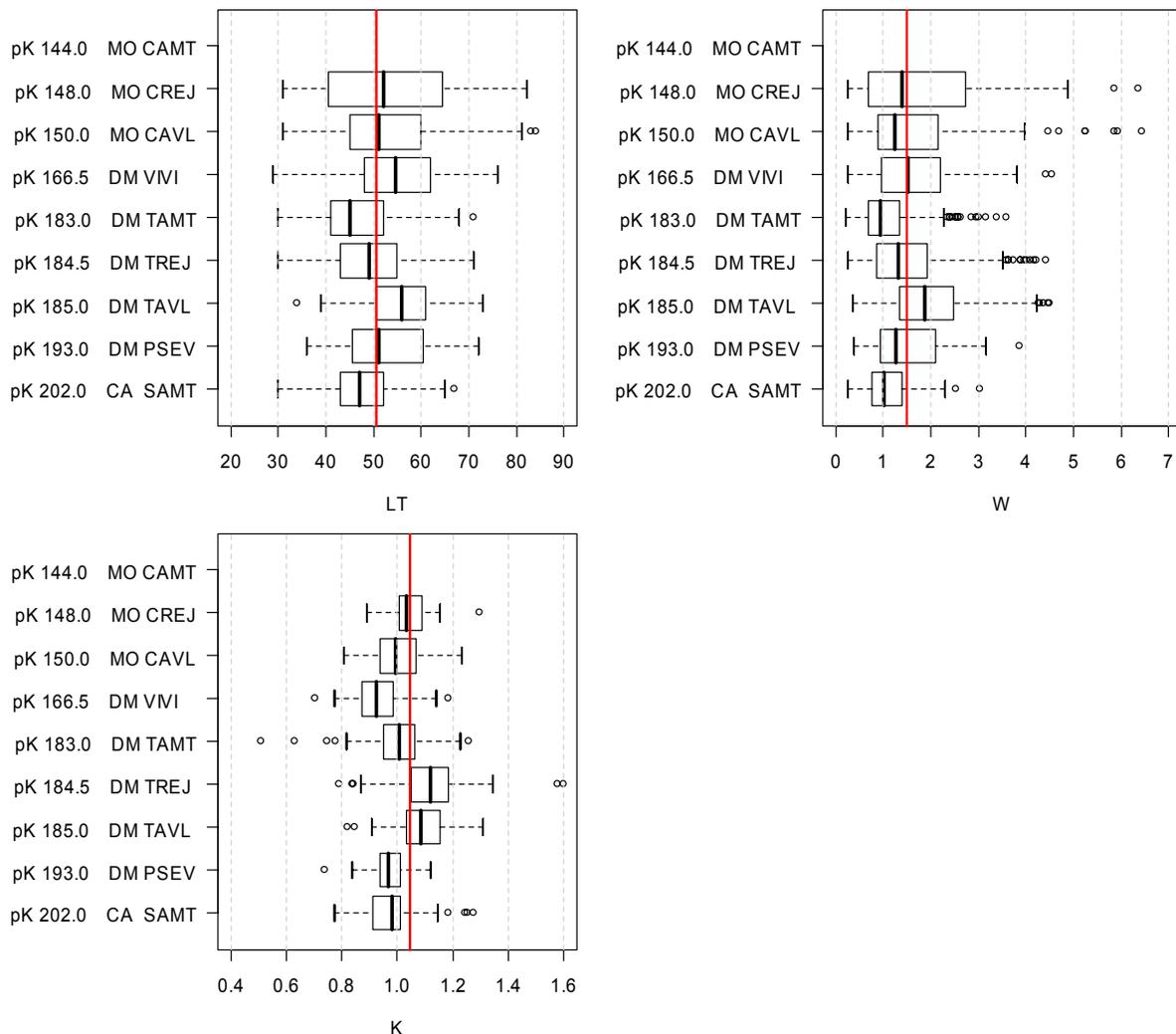
La sortie graphique de la fonction (Figure 10) dessine l'histogramme de la distribution des longueurs totales, le mélange des deux lois normales ainsi que les deux lois. Les seuils des tailles maximales des 0+ et des 1+ sont donnés et tracés, ainsi que la proportion de chacune de ces deux classes. Enfin, le graphe quantile-quantile associé au mélange de lois normales est représenté.



**Figure 10** - Histogramme de la distribution des longueurs totales (mélange des deux lois normales en pointillés noirs ; loi normale des 0+ en rouge ; loi normale des 1+ en bleu ; seuils de taille maximale des 0+ et des 1+ en vert). Graphe quantile-quantile associé. Données obtenues pour le gardon, station de Pont-Saint-Esprit au second semestre 1998.

## 5. Analyse spatiale des variables biométriques

Les variations de la longueur totale, du poids et du coefficient de condition de Fulton ont été étudiées sur l'axe du Bas-Rhône entre les points kilométriques (pK) 143 et 277 (Annexes). Toutes les stations pour lesquelles les effectifs pêchés n'étaient pas assez élevés ( $n < 30$ ) ou dont le suivi temporel était insuffisant ont été retirées du jeu de données (Annexes).



**Figure 11** - Évolution spatiale de la longueur totale (en haut à gauche), du poids (en haut à droite) et du coefficient de condition de Fulton (en bas) chez les chevaines juvéniles (0+) lors de la campagne de pêche du 20 septembre 2003. Le manque de données justifie l'absence de boîte à moustache au pK 144.

L'exemple présenté (Figure 11) a été réalisé à partir de données sur le chevine collectées le 20 septembre 2003. Les stations ne comportant pas assez de données ont été écartées de l'analyse, mais leur nom figure sur les graphiques. Dans cet exemple, une forte variabilité inter- et intra-stationnelle de la longueur totale, du poids et du coefficient de condition est observée. Concernant les longueurs totales et les poids, aucune particularité stationnelle n'est décelée. Par contre, les coefficients de condition sont plus élevés pour les stations de Tricastin Rejet et Aval. Ceci signifie qu'en ces deux points, les chevaines ont un poids plus élevé proportionnellement à leur taille en regard des autres sites. Par ailleurs, concernant la taille, ceux du rejet se situent plutôt dans le bas de la fourchette, ce qui signifierait qu'ils sont gros et relativement petits.

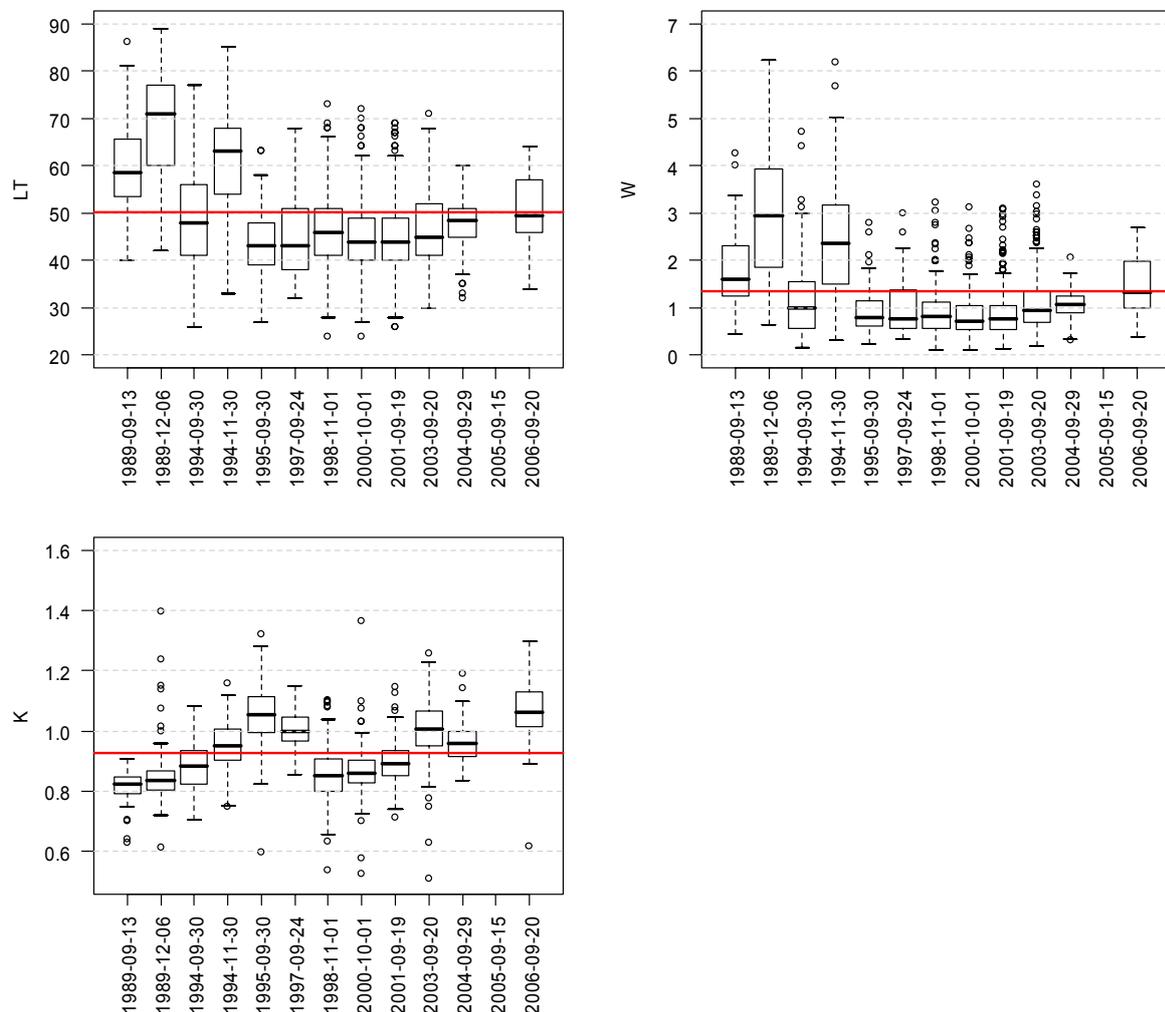
Les mêmes analyses ont été répétées pour l'ensemble des dates de pêche chez le chevine, le gardon et l'ablette. Les résultats obtenus ne sont pas plus explicatifs.

## 6. Analyse temporelle des variables biométriques

L'exemple présenté concerne le chevine sur la station de Tricastin Amont. Il n'y a pas de données pour les juvéniles (0+) au cours des années 1990, 1991, 1992, 1993, 1996

et 1999 ; et les effectifs sont insuffisants en 2005. Il faut noter la très grande amplitude de variation des tailles pour les années 1989 et 1994 par rapport à la période 1995-2006. De plus, les longueurs totales médianes de ces deux années sont sensiblement plus élevées. L'évolution des poids est similaire à celles des longueurs totales. Pour le coefficient de Fulton, la chronique s'avère très différente (Figure 12). Il semble se dessiner deux gradients temporels pendant lesquels les coefficients de condition augmentent, d'une part sur la période 1989-1997 et d'autre part sur la période 1998-2006. Le passage d'un gradient à l'autre est marqué par une chute du coefficient. En moyenne, les individus des années 1989 et 1994 sont grands et maigres, ceux de 1995 et 1997 sont petits et gros. A partir de 1998, les chevaines sont relativement petits et deviennent de plus en plus gros.

Les mêmes analyses ont été réalisées pour l'ensemble des stations et les trois espèces. Les résultats ne sont pas plus révélateurs de tendances temporelles marquées entre le début et la fin de la chronique. L'absence de données (ou leur insuffisance) les années de faible recrutement ne permet pas la parfaite continuité temporelle et explique vraisemblablement les difficultés d'interprétation de la variabilité observée.



**Figure 12** - Évolution temporelle de la longueur totale (en haut à gauche), du poids (en haut à droite) et du coefficient de condition de Fulton (en bas) chez les chevaines juvéniles (0+) dans la station de Tricastin Amont (ligne rouge : moyenne inter-date).

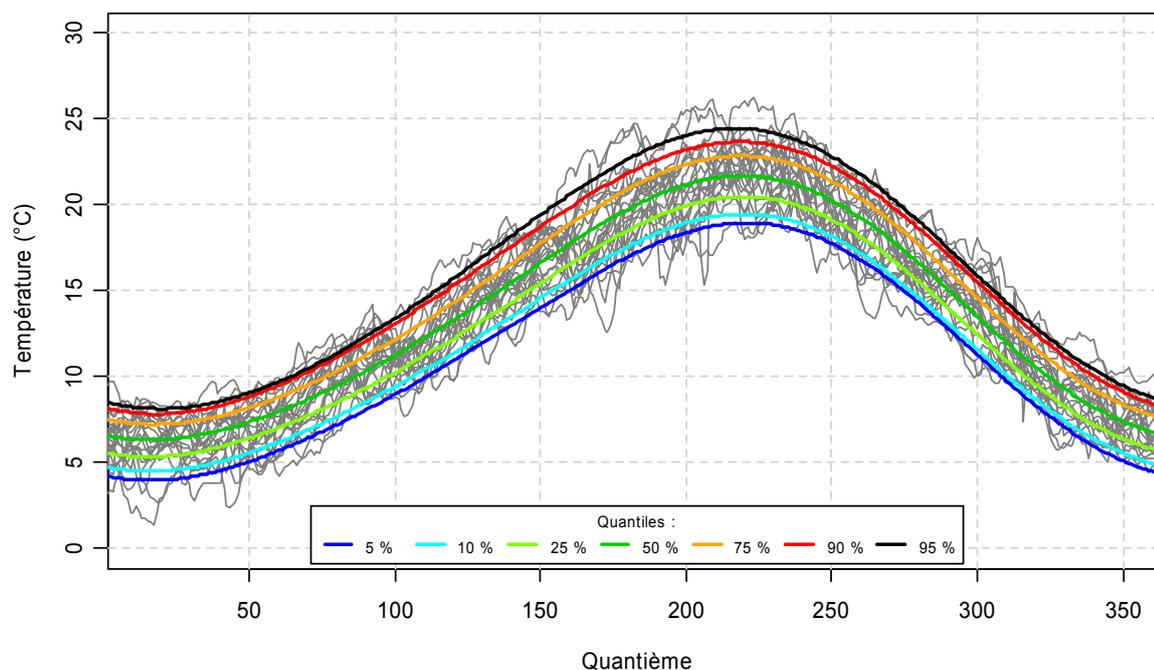
## 7. Données hydroclimatiques

### 7.1. Données thermiques

Depuis 1977, la température du Rhône est enregistrée par Électricité de France (EDF) au pas de temps horaire (LAUTERS & POIREL, 2001a, 2001b). Les données alimentent une base validée et centralisée par le département Surveillance Eau & Ouvrages – Branche Environnement de la Direction Technique Générale (DTG) localisée à Grenoble. Dans ce travail, les données utilisées correspondent à des températures moyennes journalières.

A partir de ces données, Alain Poirel nous a fourni les paramètres d'un lissage (Figure 13) de séries de Fourier d'ordre deux (Tableau VIII), permettant ainsi la reconstruction des données (Figure 14) à partir de l'équation de la série. Cette opération concerne quatre stations thermiques : Cruas, Tricastin Amont, Tricastin Aval et Aramon. La station de Cruas est située en aval de la confluence de la Drôme et en amont de Montélimar. La station est placée en aval immédiat du barrage de Logis Neuf sur le canal de fuite de l'ouvrage de la Compagnie Nationale du Rhône (CNR) de Baix - Le-Logis-Neuf. La station de Tricastin Amont est située sur le canal de Donzère et en amont immédiat du Centre Nucléaire de Production d'Électricité (CNPE) de Tricastin au niveau de Pierrelatte. La station de Tricastin Aval est située sur le canal de Donzère-Mondragon et en aval de l'usine de Bollène et au niveau du pont de la N94. La station d'Aramon est située en aval d'Avignon et de la confluence de la Durance, au niveau de la prise d'eau du Centre de Production Thermique (CPT) d'Aramon.

Le lissage des données par série de Fourier permet de déterminer une date unique de franchissement ascendant (ou descendant) d'un seuil donné de température. Ceci permet de fixer la date à partir de laquelle il est possible de calculer la somme de degrés-jour au dessus de ce seuil. Alors que l'utilisation de données brutes rendrait cette opération délicate puisque le seuil fixé peut être franchi plusieurs fois de suite à quelques jours d'intervalle.



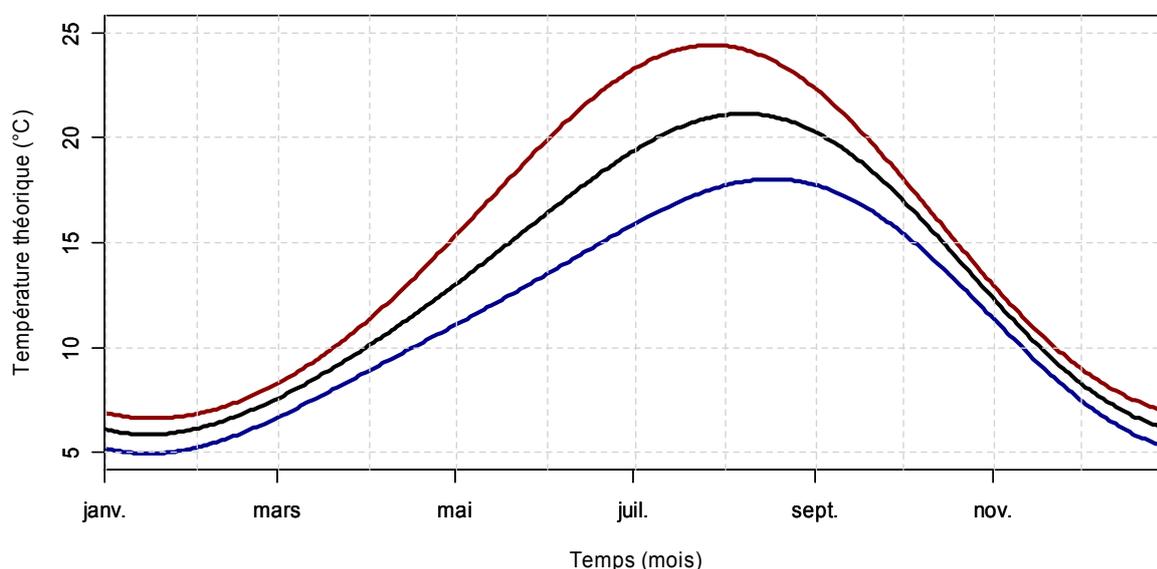
**Figure 13** - Régime thermique de la station de Tricastin Amont établi pour la période 1985-2006. Lissage par série de Fourier sur des valeurs de températures moyennes journalières. Températures moyennes journalières enregistrées par le CNPE Tricastin.

**Tableau VIII** - Exemple de valeurs des paramètres de reconstitution par série de Fourier des températures théoriques pour la station de Tricastin Amont sur la période 1981-1990. Données fournies par EDF-DTG Grenoble.

Paramètres	1981	1982	1983	1984	1985	1986	1987	1988	1989	1990
$t_a$	18,25	21,85	21,97	22,14	21,93	25,37	22,32	22,11	22,17	22,5
$a_1$	29,20	30,07	32,10	31,50	31,40	44,10	35,00	32,70	32,90	31,2
$b_1$	- 5,46	- 5,31	- 5,81	- 4,12	- 6,38	- 9,02	- 5,18	- 5,33	- 5,98	- 5,56
$a_2$	- 3,82	- 2,48	- 2,63	- 2,58	- 2,76	- 2,25	- 3,86	- 1,87	- 2,46	- 2,44
$b_2$	- 0,32	0,64	0,15	0,65	- 1,34	0,21	- 0,02	- 0,48	- 1,00	- 0,49

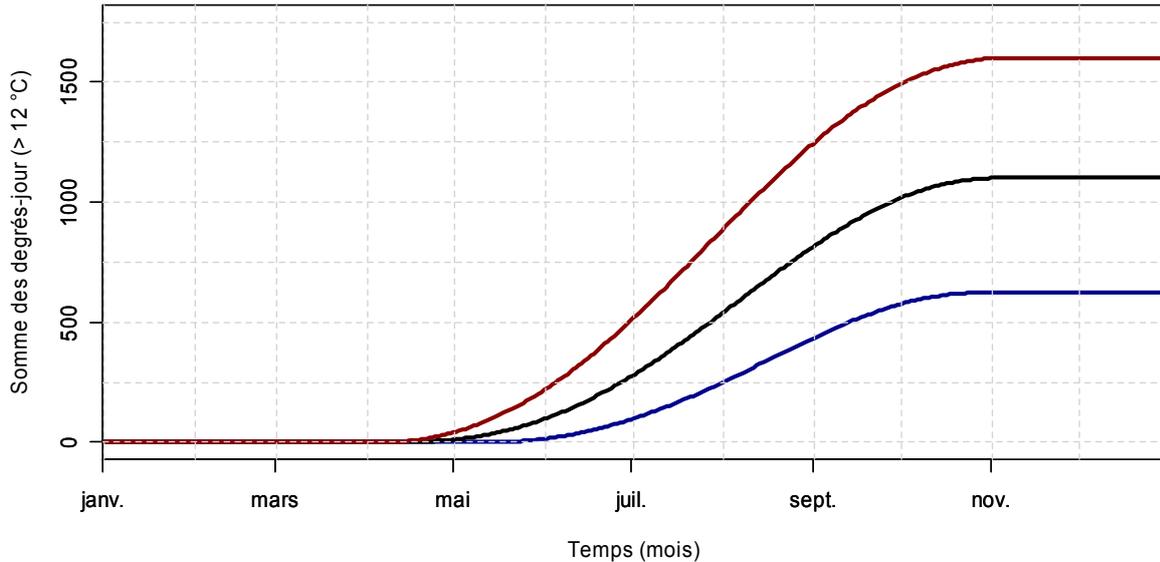
Équation utilisée pour reconstituer la température  $t$  au jour  $j$  de l'année  $a$  :

$$t_{aj} = t_a + \sum_{i=1}^2 \left( a_i \times \cos\left(j \frac{2\pi}{365}\right) \right) + \left( b_i \times \sin\left(j \frac{2\pi}{365}\right) \right)$$



**Figure 14** - Évolution annuelle des températures moyennes journalières reconstituées pour l'année la plus froide (1978, en bleu) et l'année la plus chaude (2003, en rouge). Le régime moyen pour la chronique 1977-2006 est tracé en noir. Station thermique de Tricastin Amont. Données fournies par EDF-DTG Grenoble.

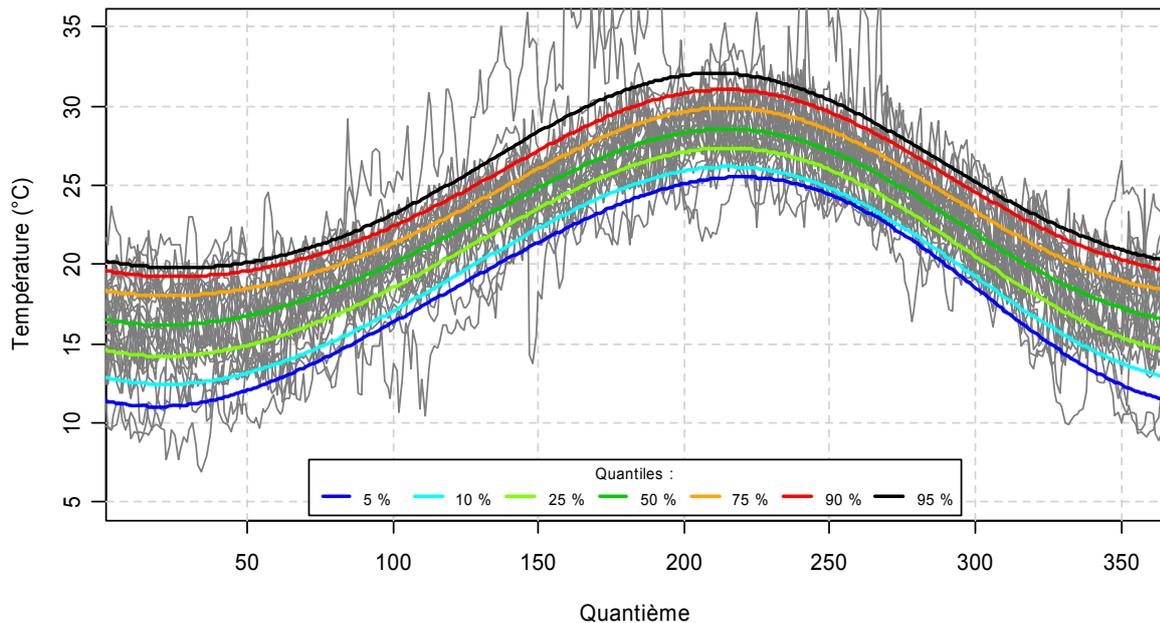
Les effets de la température ont été étudiés à partir d'une somme de degrés-jour au dessus d'un seuil thermique. Cette somme a été calculée sur la base de la reconstitution annuelle et non sur les valeurs brutes. La somme des degrés-jour apparaît comme la variable la plus adaptée pour étudier les effets de la thermie sur la taille et la relation taille-poids des poissons juvéniles (0+) puisqu'elle rend compte de l'énergie emmagasinée par les individus depuis un calendrier (en terme de température) jusqu'à la date à laquelle ils sont pêchés pour être mesurés et pesés. Le seuil thermique a été fixé à 12 °C en regard des informations disponibles dans la littérature ; les études de croissance dans les eaux tempérées ayant montré des seuils thermiques pour la croissance des Cyprinidae dans la gamme des 12-15 °C (MANN, 1991). La Figure 15 illustre l'évolution de cette variable pour des années contrastées.



**Figure 15** - Évolution annuelle des sommes de degrés-jour supérieurs à 12 °C pour l'année la plus froide (1978, en bleu) et l'année la plus chaude (2003, en rouge). Le régime moyen pour la chronique 1977-2006 est tracé en noir. Station thermique de Tricastin Amont. Données fournies par EDF-DTG Grenoble.

### Cas particulier de la station thermique de Tricastin Rejet

Pour la station de Tricastin Rejet, les données de températures moyennes journalières étaient disponibles à l'état brut, fournies par le service environnement du site de Tricastin dans le cadre du suivi hydrobiologique du Rhône. Cependant, ces données ne correspondent pas à des températures mesurées *in situ*, mais sont des valeurs calculées à partir d'un modèle. Certaines données étant manquantes, elles ont été reconstituées par Alain Poirel à partir des températures amont et aval du site, en tenant compte du débit du canal. Afin de palier aux défauts de la reconstitution théorique et d'homogénéiser la nature des données entre secteurs, les températures calculées ont été lissées et reconstruites à partir des paramètres de la série de Fourier (Figure 16).



**Figure 16** - Régime thermique de la station de Tricastin Rejet établi pour la période 1981-2006. Lissage par série de Fourier sur des valeurs de températures moyennes journalières calculées par le CNPE Tricastin.

Cette procédure présente ici ses limites car elle supprime les particularités de la courbe de températures propres au fonctionnement de la centrale du Tricastin. Pour toutes ces raisons, il convient donc de rester prudent quant à l'interprétation de ces valeurs théoriques

## 7.2. Données hydrologiques

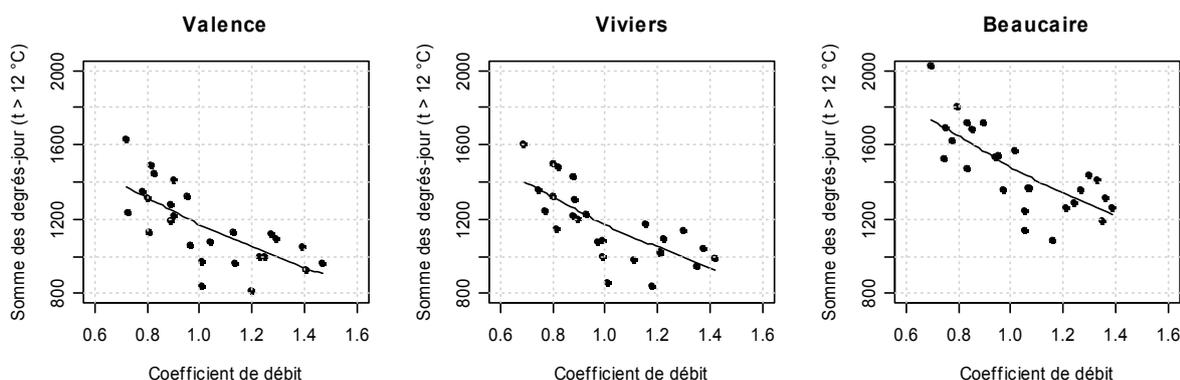
Les débits moyens journaliers sont enregistrés par la CNR et sont connus pour les stations limnigraphiques de Valence, Viviers et Beaucaire. Les débits du canal de Donzère-Mondragon sont fournis par l'usine hydro-électrique de Bollène. Concernant Caderousse, les débits ont été calculés en additionnant les débits du Rhône à Viviers et ceux de l'Ardèche.

A partir des débits moyens journaliers, les paramètres hydrologiques ont été calculés, pour chaque année de la période 1981-2006, entre le premier et le dernier jour au dessus du seuil de température de 12 °C. Ces statistiques ont été obtenues après pondération des débits par le débit médian annuel de chaque station.

Sur les stations limnigraphiques de Valence, Viviers et Beaucaire, pour lesquelles l'intégralité du débit du Rhône est prise en compte, il apparaît clairement que la somme annuelle des degrés-jour supérieur à 12 °C ( $\sum dja > 12 \text{ °C}$ ) est corrélée au coefficient de débit (Tableau IX). Plus le débit est élevé et plus la somme des degrés-jour est faible. Il semble cependant qu'une rupture de pente du nuage de points se dessine (Figure 17) pour un coefficient de débit proche de 1 (débit  $\approx$  débit médian). Au dessous de cette valeur, la baisse des débits se traduit par une hausse sensible de la  $\sum dja > 12 \text{ °C}$ . Même si le débit a une forte influence sur les poissons, il apparaît que la température, sous la forme d'une somme de degrés-jour, contient déjà une partie de l'information hydrologique et inversement car les deux variables ne sont pas indépendantes. Il ne paraît alors pas indispensable de conserver l'information hydrologique pour l'étude de la température sur la taille et la relation taille-poids des Cyprinidae juvéniles (0+).

**Tableau IX** - Corrélations de Pearson entre la somme des degrés-jour supérieurs à 12 °C et le débit moyen pour des stations limnigraphiques de Valence, Viviers et Beaucaire (t : statistique du test, ddl : degrés de liberté, p : probabilité, R : coefficient de corrélation).

Station limnigraphique	t	ddl	p	R
Valence	- 4,902	24	$5,333.10^{-05}$	- 0,707
Viviers	- 5,215	24	$2,417.10^{-05}$	- 0,729
Beaucaire	5,654	24	$8,030.10^{-06}$	- 0,756



**Figure 17** - Relation entre la somme des degrés-jour supérieurs à 12 °C et le coefficient de débit des stations limnigraphiques. Les courbes sont issues d'un lissage LOWESS (CLEVELAND, 1981).

## 8. Sectorisation des stations de pêche

Afin de minimiser les problèmes d'hétérogénéité des effectifs et de variances entre les pêches et en fonction de la disponibilité des données hydroclimatiques, les stations de pêches ont été regroupées en sept secteurs géographiques.

Neuf stations ont été conservées pour les trois espèces, parmi dix-huit stations utilisables pour le gardon, vingt-deux pour le chevaine et onze pour l'ablette. Le secteur de Montélimar (**MON**) regroupe les stations de Cruas Amont et Cruas Aval situées dans la retenue. La station de Cruas Rejet a été éliminée en raison de températures non disponibles et localement distinctes de celles des autres stations. Le secteur de Viviers (**VIV**) ne comprend que la station de Viviers. Les stations de Tricastin, situées sur le canal d'aménée de Donzère-Mondragon, ont été scindées en deux groupes. La station de Tricastin Amont définit le secteur de Donzère-Mondragon Amont (**DMA**). Les stations de Tricastin Rejet et Tricastin Aval – la seconde étant sous l'influence thermique directe de la première en raison de leur proximité immédiate – ont été regroupées sous l'appellation de Donzère-Mondragon Rejet (**DMR**). La station de Pont-Saint-Esprit a été écartée en raison de sa localisation sur le Rhône court-circuité, tronçon caractérisé à la fois par la faiblesse du débit (médiane :  $90 \text{ m}^3 \cdot \text{s}^{-1}$  ; 1980-2006), son extrême variabilité ( $60$  à  $7400 \text{ m}^3 \cdot \text{s}^{-1}$  ; 1980-2006) et par l'absence de relevés thermiques. Les stations de Saint-Etienne-des-Sorts Amont et de Marcoule Aval ont été regroupées dans le secteur de Caderousse (**CAD**). Le rejet de Marcoule a été écarté car les données thermiques ne sont pas disponibles. Enfin, pour le secteur de Vallabrègues (**VAL**), seule la station d'Aramon Amont a été conservée pour des raisons de non disponibilité de données thermiques des autres stations. Lorsque deux pêches ont été effectuées au cours du second semestre de la même année, seule la plus proche de la date du seuil  $12 \text{ }^\circ\text{C}$  automnal et dont la température était supérieure à  $12 \text{ }^\circ\text{C}$  a été conservée. Ceci permet minimiser les biais en évitant les problèmes de non indépendance d'une date à l'autre et la prise en compte des phénomènes pouvant se dérouler en dehors de la gamme thermique considérée.

Malgré les regroupements par secteur, le principal problème rencontré reste la grande hétérogénéité des variances des longueurs totales, des poids et des coefficients de condition de Fulton entre les échantillons pour les trois espèces. Même en homogénéisant les effectifs par des tirages aléatoires, l'hétéroscédasticité reste trop importante pour autoriser l'utilisation des outils statistiques permettant la construction de modèles rendant compte de l'évolution de la longueur totale, du poids ou du coefficient de condition de Fulton (Tableau X) en fonction de la température. Seule l'analyse exploratoire reste alors envisageable. Cette non homogénéité des variances des échantillons est très certainement due au protocole d'échantillonnage par pêche électrique des rives réalisé dans le cadre d'un suivi global des peuplements et non de populations. Les espèces étudiées sont grégaires et se regroupent en bancs d'individus de tailles homogènes. Les échantillons mélangent potentiellement à la fois un nombre variable de bancs et de cohortes, susceptibles d'engendrer une forte hétérogénéité de la variance.

**Tableau X** - Exemple de tests d'égalité de variances de Bartlett pour les gardons juvéniles (0+) du secteur de Caderousse après tirage au sort des effectifs ( $K^2$  : statistique du test ; ddl : degrés de liberté ; p : probabilité).

Variable	$K^2$	ddl	p
LT	90	11	$1,523.10^{-14}$
W	115	8	$< 2,000.10^{-16}$
K	53	8	$8,808.10^{-09}$

Le Tableau XI résume l'ensemble des correspondances établies entre les stations de pêches, les stations de relevés thermiques et hydrologiques et la sectorisation.

**Tableau XI** - Correspondance entre les secteurs et les stations de pêche, et stations de relevés physiques.

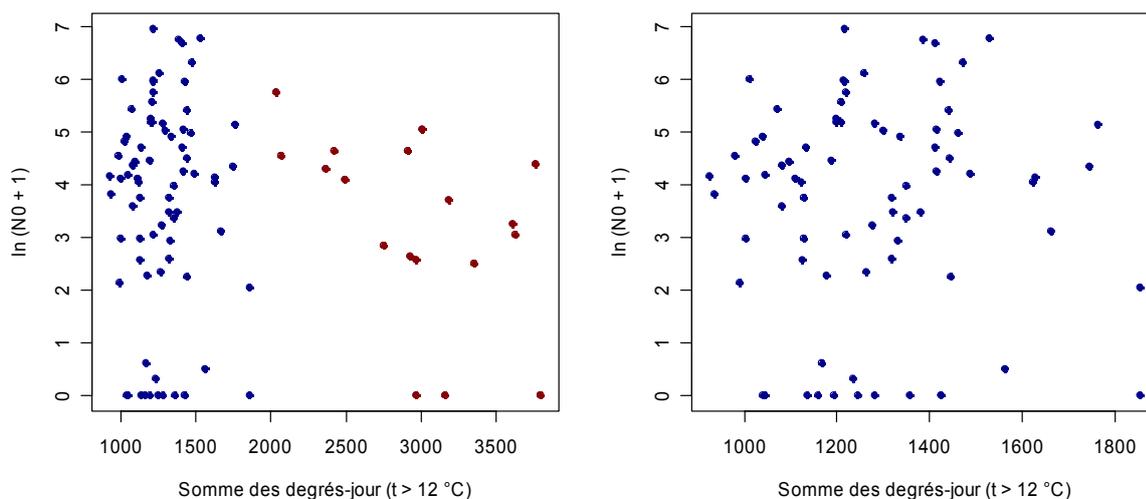
<b>Code de station</b>	<b>Station thermique</b>	<b>Station limnigraphique</b>	<b>Code de secteur</b>
MO CAMT	Cruas	Valence	MON
MO CAVL	Cruas	Valence	MON
DM VIVI	Tricastin Amont	Viviers	VIV
DM TAMT	Tricastin Amont	Donzère	DMA
DM TREJ	Tricastin Rejet	Donzère	DMR
DM TAVL	Tricastin Rejet	Donzère	DMR
CA SAMT	Tricastin Aval	Caderousse	CAD
CA SAVL	Tricastin Aval	Caderousse	CAD
VA ARAM	Aramon	Beaucaire	VAL

## 9. Analyse des effets de la température sur la densité de juvéniles (0+)

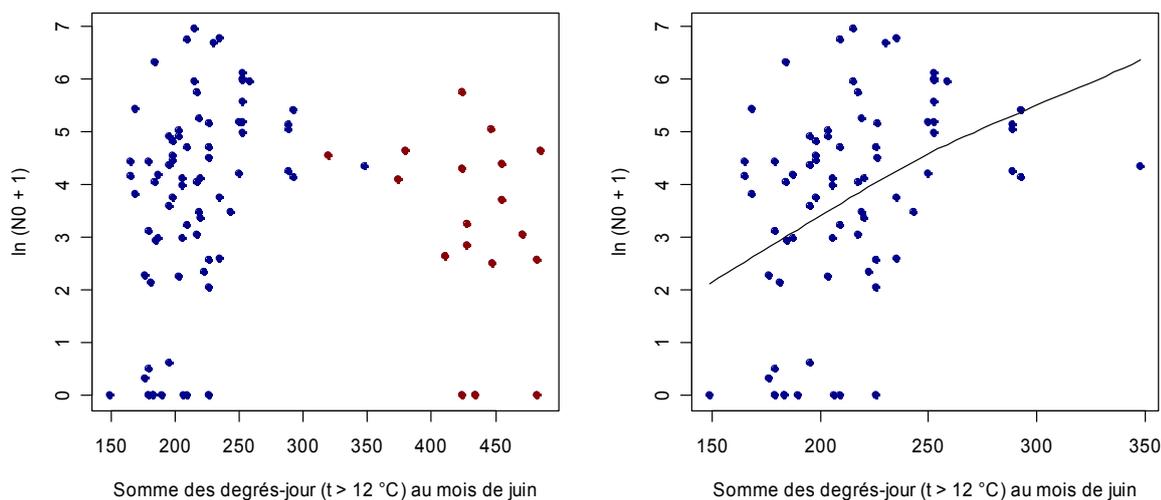
La densité de juvéniles (0+), correspond au nombre ( $N0$ ) de jeunes de l'année capturés au cours des pêches, pondéré par le temps de pêche et standardisé pour une durée de vingt minutes (temps de pêche le plus fréquent). La somme des degrés-jour est calculée, soit entre la date d'apparition du seuil printanier 12 °C et la date de pêche ( $\sum d_{jp} > 12 \text{ °C}$ ), soit pour le mois de juin ( $\sum d_{jj} > 12 \text{ °C}$ ). Les relations entre variables thermiques et biologiques sont établies sur des corrélations de rang de Spearman. Le calcul exclue systématiquement les données du secteur de Donzère-Mondragon Rejet (DMR) en raison d'un régime thermique artificiel anormalement élevé ( $2000 < \sum d_{jp} > 12 \text{ °C} < 3800$ ) et inexistant sur les autres sites prospectés ( $1000 < \sum d_{jp} > 12 \text{ °C} < 1850$ ).

## 9.1. Cas du gardon

La relation entre la  $\sum d_{jp} > 12\text{ }^{\circ}\text{C}$  et la densité de gardons juvéniles (0+) n'est pas significative ( $S = 75990$  ;  $p = 0,734$  ;  $\rho = 0,039$  ; Figure 18). Cependant, ce résultat ne prouve pas qu'il n'existe aucun lien entre le recrutement et la température. En effet GRENOUILLET et al. (2001) avaient montré l'existence d'une corrélation entre la densité et la  $\sum d_{jj} > 12\text{ }^{\circ}\text{C}$  du mois de juin. Cette hypothèse est vérifiée chez le gardon ( $S = 44902$  ;  $p = 7,773.10^{-05}$  ;  $\rho = 0,432$ ). Une augmentation de la  $\sum d_{ji} > 12\text{ }^{\circ}\text{C}$  de juin se traduit par une hausse du nombre de gardons (Figure 19).



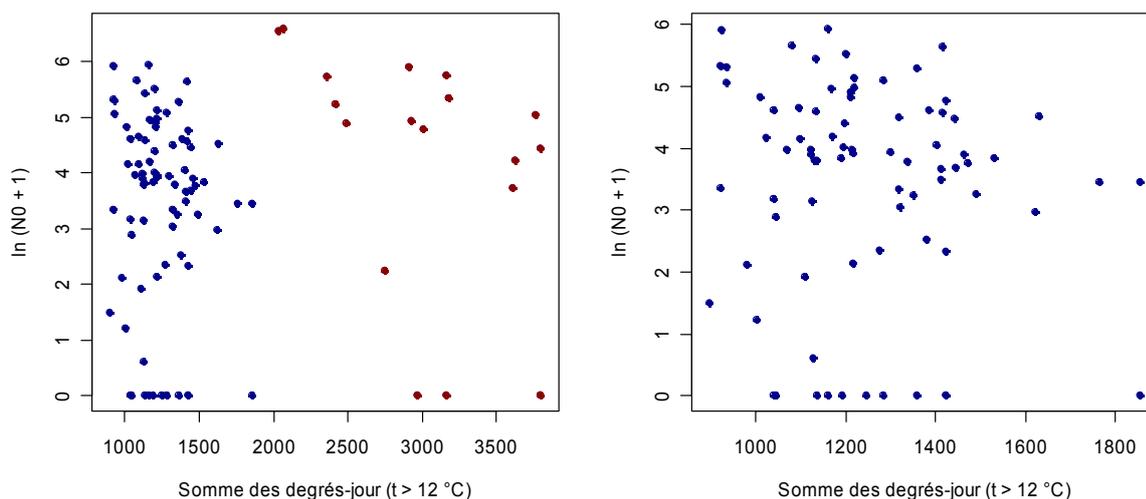
**Figure 18** - Relation entre la densité de gardons juvéniles (0+) et la somme des degrés-jour supérieurs à 12 °C. En rouge : données du secteur de Donzère-Mondragon Rejet (DMR) retirées de la représentation de droite.



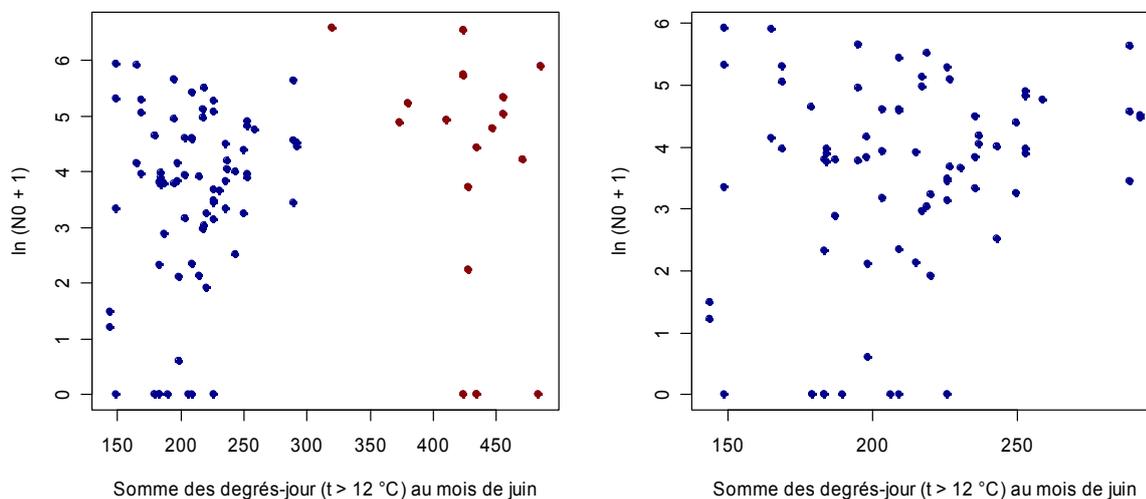
**Figure 19** - Relation entre la densité de gardons juvéniles (0+) et la somme des degrés-jour supérieurs à 12 °C durant le mois de juin. En rouge : données du secteur de Donzère-Mondragon Rejet (DMR) retirées de la représentation de droite. Lissage LOWESS (CLEVELAND, 1981).

## 9.2. Cas du chevaïne

La relation entre la  $\sum dj_p > 12\text{ °C}$  et la densité de chevaines juvéniles (0+) n'est pas significative ( $S = 92976$  ;  $p = 0,248$  ;  $\rho = -0,132$  ; Figure 20). Mais pour cette espèce, aucune corrélation ( $S = 67498$  ;  $p = 0,1156$  ;  $\rho = 0,178$ ) n'est détectée entre la densité et la  $\sum dj_j > 12\text{ °C}$  du mois de juin (Figure 21).



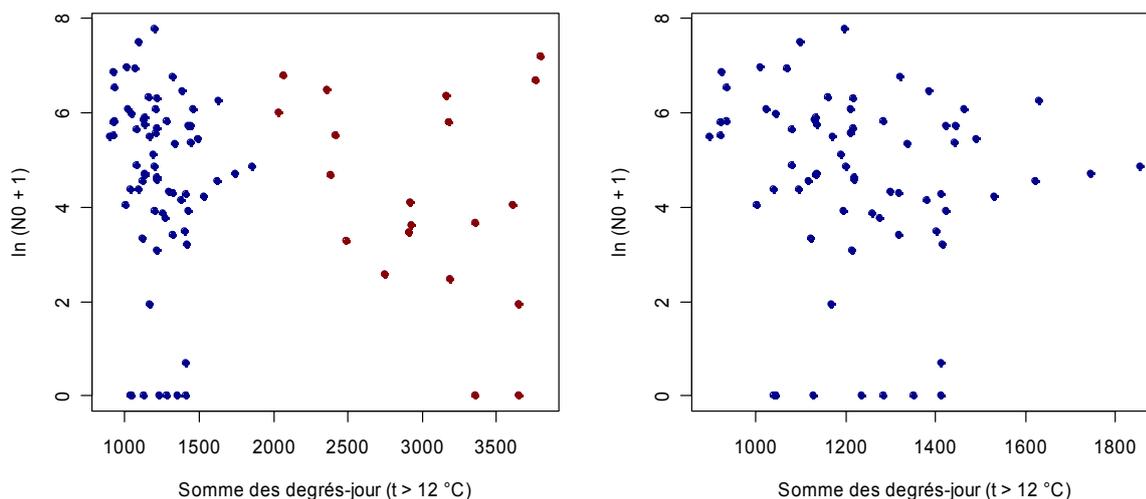
**Figure 20** - Relation entre la densité de chevaines juvéniles (0+) et la somme des degrés-jour supérieurs à 12 °C. En rouge : données du secteur de Donzère-Mondragon Rejet (DMR) retirées de la représentation de droite.



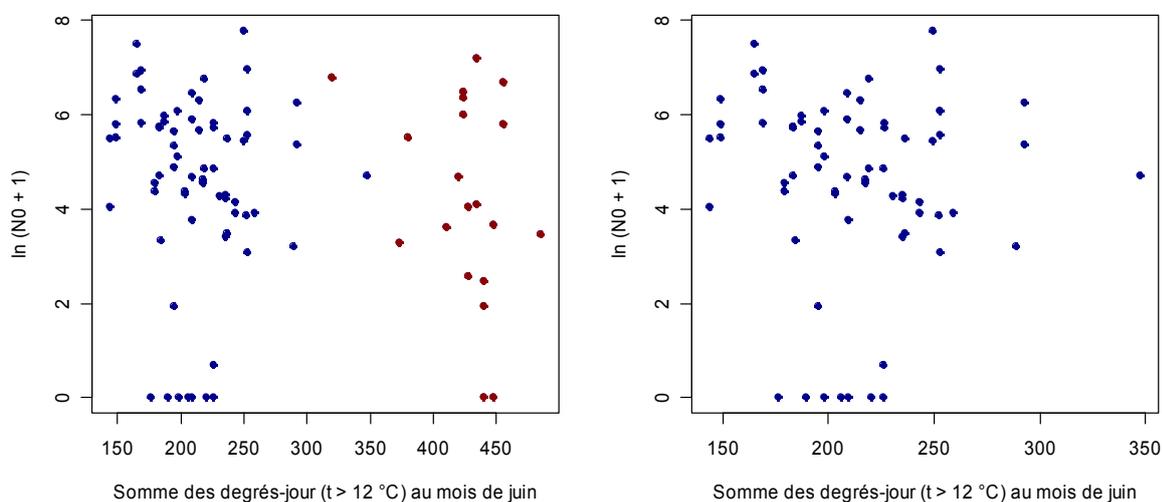
**Figure 21** - Relation entre la densité de chevaines juvéniles (0+) et la somme des degrés-jour supérieurs à 12 °C durant le mois de juin. En rouge : données du secteur de Donzère-Mondragon Rejet (DMR) retirées de la représentation de droite.

### 9.3. Cas de l'ablette

La relation entre la  $\sum djp > 12\text{ }^{\circ}\text{C}$  et la densité d'ablettes juvéniles (0+) n'est pas significative ( $S = 67144$  ;  $p = 0,0612$  ;  $\rho = -0,227$  ; Figure 22). Aucune corrélation ( $S = 63282$  ;  $p = 0,200$  ;  $\rho = -0,156$ ) n'est détectée entre la densité et la  $\sum djj > 12\text{ }^{\circ}\text{C}$  du mois de juin (Figure 23).



**Figure 22** - Relation entre la densité d'ablettes juvéniles (0+) et la somme des degrés-jour supérieurs à 12 °C. En rouge : données du secteur de Donzère-Mondragon Rejet (DMR) retirées de la représentation de droite.

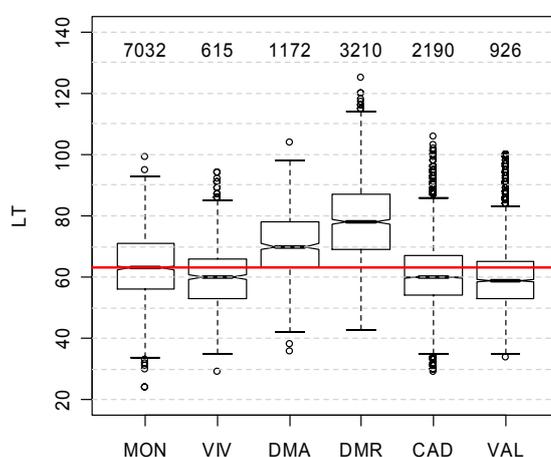


**Figure 23** - Relation entre la densité d'ablettes juvéniles (0+) et la somme des degrés-jour supérieurs à 12 °C durant le mois de juin. En rouge : données du secteur de Donzère-Mondragon Rejet (DMR) retirées de la représentation de droite.

## 10. Étude de la longueur totale

Pour chaque secteur, et à chaque date de pêche, l'effectif ( $N$ ) des individus d'une espèce regroupant toutes les classes d'âge, juvéniles (0+) y compris, a été pondéré par le temps de pêche et standardisé pour une durée de vingt minutes. La somme des degrés-jour est calculée entre la date d'apparition du seuil printanier 12 °C et la date de pêche ( $\sum d_{jp} > 12 \text{ °C}$ ). Les données utilisées regroupent toutes les tailles disponibles des juvéniles (0+) quelque soit le codage (1 à 4). Afin d'étudier un éventuel effet de densité-dépendance sur les longueurs totales, trois regroupements spécifiques ont été réalisés pour compter le nombre de poissons. Le premier groupe ne comprend que l'espèce d'intérêt. Le second comprend les deux autres espèces de Cyprinidae dominantes sur le Rhône. Le troisième comprend toutes les espèces de poissons hormis l'espèce étudiée.

### 10.1. Cas du gardon



**Figure 24** - Distribution des longueurs totales des gardons juvéniles (0+) en fonction des secteurs. Ligne rouge : moyenne inter-sectorielle ; en haut : effectifs bruts par secteur.

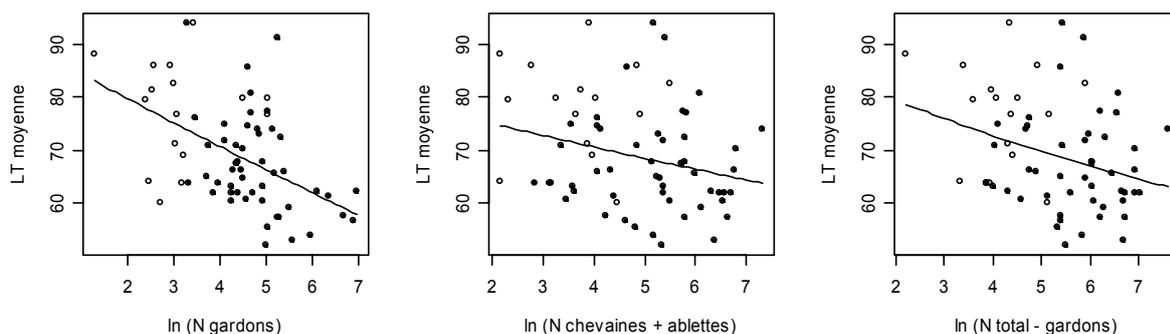
Les longueurs totales des gardons juvéniles (0+) du secteur de Donzère-Mondragon Rejet (DMR) se différencient nettement de celles des autres secteurs. Les gardons (0+) sont significativement plus grands que leurs congénères (Figure 24, Tableau XII). Les individus du secteur de Donzère-Mondragon Amont (DMA) se distinguent également par des tailles plus élevées, mais cependant moins que celles du rejet (DMR). La proximité entre les trois stations situées sur le canal de Donzère explique certainement les moyennes plus élevées relevées sur ce secteur.

**Tableau XII** - Statistiques sur les longueurs totales des gardons des différents secteurs.

Secteur	Moyenne	Écart-type
MON	63,25	10,55
VIV	59,99	10,38
DMA	70,40	11,00
DMR	78,71	13,93
CAD	60,98	10,73
VAL	60,24	10,70

Dans l'étude des effets potentiels des autres variables sur la longueur totale, la donnée brute n'est plus utilisée. Elle est remplacée par la moyenne des longueurs calculée pour chaque date de pêche.

Toutes les corrélations entre les diverses densités de poissons et la longueur totale moyenne des gardons sont significatives (Tableau XIII, Figure 25). Il y a donc un effet de densité-dépendance ; plus les poissons sont nombreux, plus les juvéniles (0+) sont de petite taille. La corrélation est la plus forte avec celle qui ne compte que le nombre de gardons ; les relations densité-dépendantes pourraient être plus accentuées d'un point de vue intra-spécifique qu'inter-spécifique.

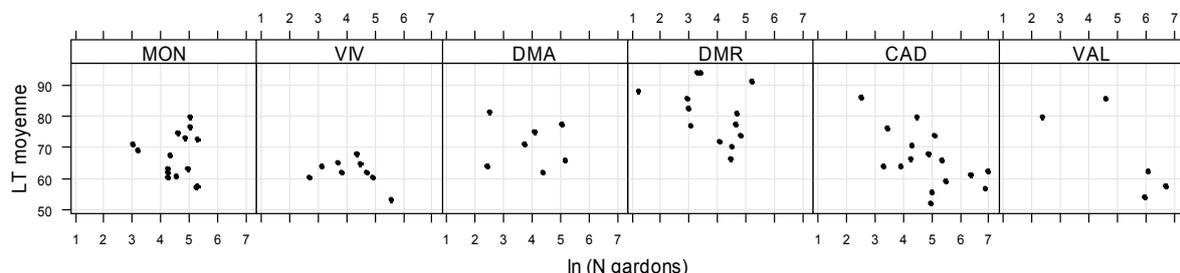


**Figure 25** - Relation entre la longueur totale moyenne des gardons juvéniles (0+) et des densités de poissons (points blancs : effectifs < 30 ; points noirs : effectifs ≥ 30). Lissage LOWESS (CLEVELAND, 1981).

**Tableau XIII** - Corrélations de Spearman entre la longueur totale moyenne des gardons juvéniles (0+) et les densités de poissons.

Relation	S	p	ρ
LT moyenne ~ ln (N gardons)	65673	$2,900.10^{-4}$	- 0,435
LT moyenne ~ ln (N chevaines + ablettes)	57632	$3,689.10^{-2}$	- 0,259
LT moyenne ~ ln (N total - gardons)	59142	$1,840.10^{-2}$	- 0,292

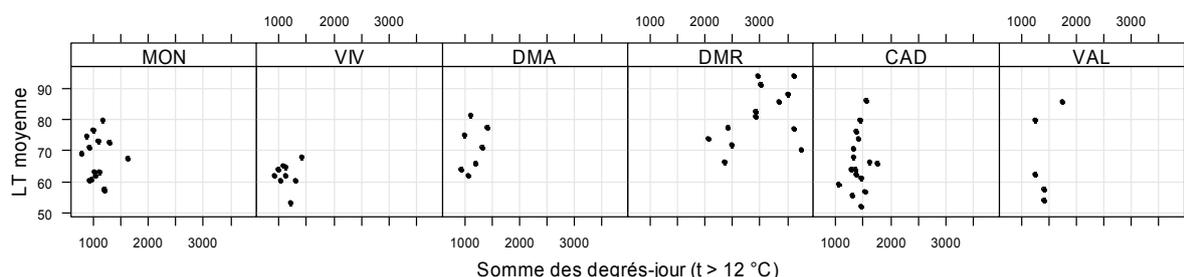
Avec des longueurs totales plus élevées que les autres secteurs pour des conditions de densité équivalentes (Figure 26), le secteur de Donzère-Mondragon Rejet (DMR) est, une nouvelle fois, mis en exergue. L'utilisation de moyennes, et non de données brutes, explique que la variance observée sur le graphique ne soit pas particulièrement hétérogène entre les six secteurs.



**Figure 26** - Longueur totale moyenne des gardons en fonction de la densité de gardons juvéniles (0+) de chaque secteur.

Donzère-Mondragon Rejet (DMR) est caractérisé par des gardons juvéniles (0+) de grande taille vivant dans des conditions thermiques nettement plus élevées que leurs congénères des autres secteurs (Figure 27). Les sommes de degrés-jour extrêmement

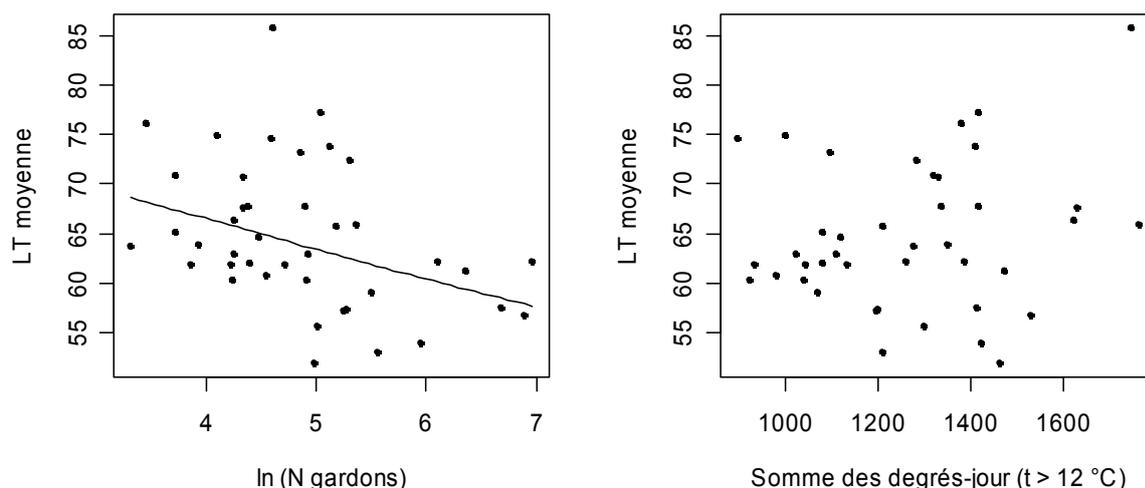
élevées et la variabilité inter-annuelle s'expliquent, en grande partie, par le régime de production et le nombre de tranches nucléaires en service.



**Figure 27** - Longueur totale moyenne des gardons juvéniles (0+) en fonction de la somme des degrés-jour supérieurs à 12 °C de chaque secteur.

Afin d'éliminer des effets anthropiques singuliers, à savoir des températures anormalement élevées sur le secteur de Donzère-Mondragon Rejet (DMR), ce dernier est retiré du jeu de données. Toutes les pêches pour lesquelles le nombre d'individus mesurés et pesés est inférieur à 30 sont également écartées afin de ne pas biaiser les estimations des moyennes.

La seule corrélation identifiée (Figure 28) rend compte d'un effet densité-dépendance sur la longueur totale moyenne des gardons (Tableau XIV), comme remarqué avant épuration des données. Le nombre de gardons explique à hauteur d'environ 41 % la variabilité de la longueur totale moyenne des juvéniles (0+). Plus les gardons sont nombreux, plus les jeunes sont de petite taille. La compétition intra-spécifique semble donc jouer un rôle important sur la croissance des gardons (0+). Bien que le régime thermique enregistré sur une courte période (mois de juin) contribue au niveau d'abondance du gardon en fin d'été, lui-même agissant en retour sur la croissance de jeunes poissons, une relation directe entre la longueur totale moyenne et la somme des degrés jour au dessus de 12 °C ne peut pas être établie.



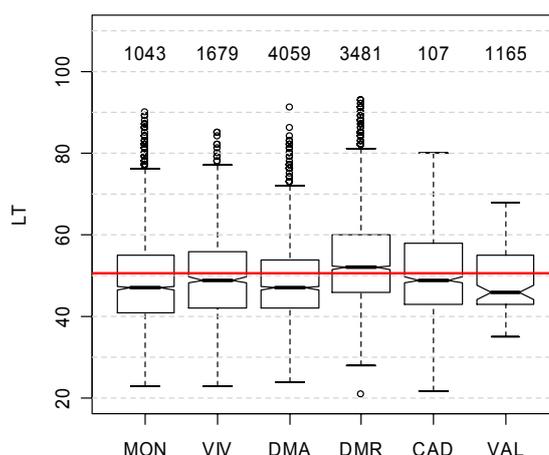
**Figure 28** - Relations entre la longueur totale moyenne des gardons juvéniles (0+), le nombre de gardons (à gauche) et la somme des degrés-jour supérieurs à 12 °C (à droite). Lissage LOWESS (CLEVELAND, 1981).

**Tableau XIV** - Corrélation de Spearman entre la longueur totale moyenne des gardons juvéniles (0+), le nombre de gardons et la somme des degrés-jour supérieurs à 12 °C.

Relation	S	p	ρ
LT moyenne ~ ln (N gardons)	16160	0,009	- 0,408
LT moyenne ~ $\sum d_{jp} > 12 \text{ °C}$	9992	0,419	0,130

## 10.2. Cas du chevaine

Concernant les longueurs totales des chevaines, seuls les individus de Donzère-Mondragon Rejet (DMR) sont plus grands que les autres (Figure 29, Tableau XV), mais l'écart de taille est moins prononcé que pour les gardons.



**Figure 29** - Distribution des longueurs totales des chevaines juvéniles (0+) en fonction des secteurs. Ligne rouge : moyenne inter-sectorielle ; en haut : effectifs bruts par secteur.

**Tableau XV** - Statistiques sur les longueurs totales des chevaines juvéniles (0+) des différents secteurs.

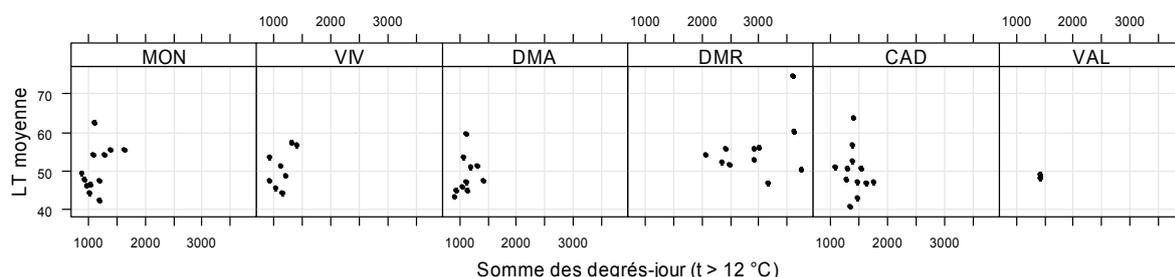
Secteur	Moyenne	Écart-type
MON	48,63	10,96
VIV	49,41	9,91
DMA	48,53	9,80
DMR	53,46	10,65
CAD	50,04	10,78
VAL	48,61	7,86

Aucune corrélation entre les densités de poissons et la longueur totale moyenne des chevaines n'est significative (Tableau XVI). Aucun effet de densité-dépendance n'est observé chez cette espèce.

**Tableau XVI** - Corrélations de Spearman entre la longueur totale moyenne des chevaines juvéniles (0+) et les densités de poissons.

Relation	S	p	ρ
LT moyenne ~ ln (N chevaines)	27370	0,636	0,065
LT moyenne ~ ln (N gardons + ablettes)	36776	0,056	- 0,257
LT moyenne ~ ln (N total - chevaines)	34490	0,187	- 0,179

Du point de vue de la taille moyenne, les chevaines pêchés dans le secteur de Donzère-Mondragon Rejet (DMR), se différencient assez peu de ceux des autres secteurs.



**Figure 30** - Longueur totale moyenne des chevaines juvéniles (0+) en fonction de la somme des degrés-jour supérieurs à 12 °C de chaque secteur.

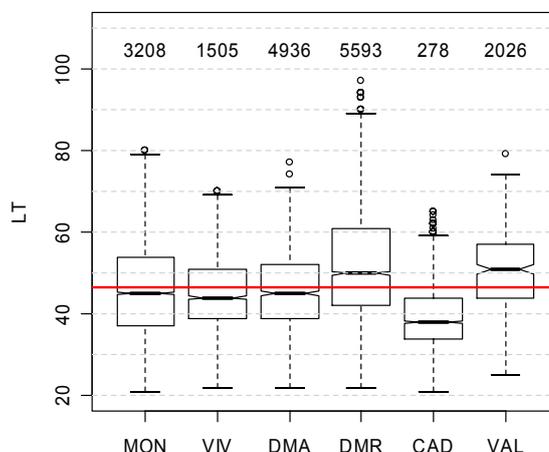
Même après retrait du secteur de Donzère-Mondragon Rejet (DMR) et des pêches pour lesquelles les effectifs étaient insuffisants pour assurer une bonne estimation de moyenne ( $n < 30$ ), il n'existe aucun effet densité-dépendance sur la longueur totale moyenne des chevaines (Tableau XVII). Comme chez le gardon, il ne paraît pas y avoir de rapport direct entre la longueur totale moyenne et la somme des degrés jour au dessus de 12 °C.

**Tableau XVII** - Corrélation de Spearman entre la longueur totale moyenne des chevaines juvéniles (0+), le nombre de chevaines et la somme des degrés-jour supérieurs à 12 °C.

Relation	S	p	$\rho$
LT moyenne ~ ln (N chevaines)	11456	0,990	- 0,002
LT moyenne ~ $\sum dj_p > 12\text{ °C}$	9189	0,211	0,200

### 10.3. Cas de l'ablette

Concernant les longueurs totales des ablettes, les individus de Donzère-Mondragon Rejet (DMR) et de Vallabrègues sont plus grands que les autres (Figure 29, Tableau XVIII) et cet écart de taille est prononcé. Contrairement à ce qui a été observé pour les gardons et les chevaines, les ablettes du secteur de Caderousse se distinguent par leur petite taille.

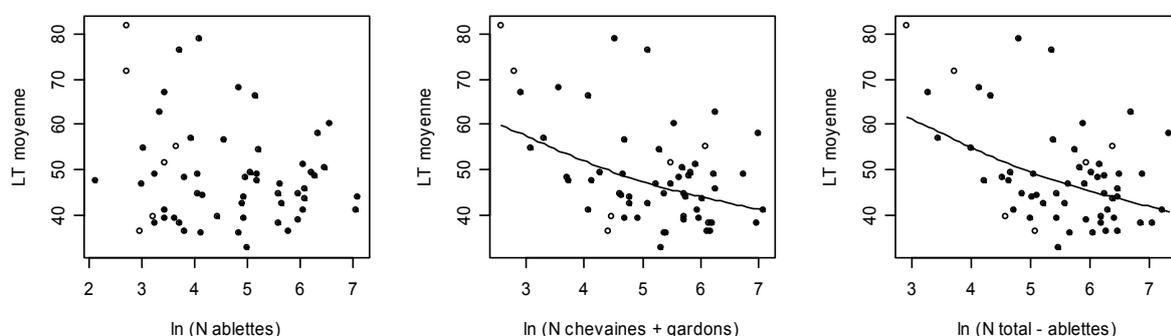


**Figure 31** - Distribution des longueurs totales des ablettes juvéniles (0+) en fonction des secteurs. Ligne rouge : moyenne inter-sectorielle ; en haut : effectifs bruts par secteur.

**Tableau XVIII** - Statistiques sur les longueurs totales des ablettes juvéniles (0+) des différents secteurs.

Secteur	Moyenne	Écart-type
MON	46,23	11,37
VIV	45,10	8,70
DMA	45,81	9,24
DMR	52,11	12,99
CAD	39,64	7,21
VAL	50,18	9,76

Concernant les corrélations entre les densités de poissons et la longueur totale moyenne des ablettes (Tableau XIX), seule celle relative au nombre d'ablettes n'est pas significative (Figure 32). Il y a un effet de densité-dépendance dans les deux autres cas ; plus les autres poissons sont nombreux, plus les juvéniles (0+) d'ablettes sont de petite taille. La corrélation est la plus forte avec le nombre total de poissons ; supposée explicative de relation de densité-dépendance inter-spécifique.

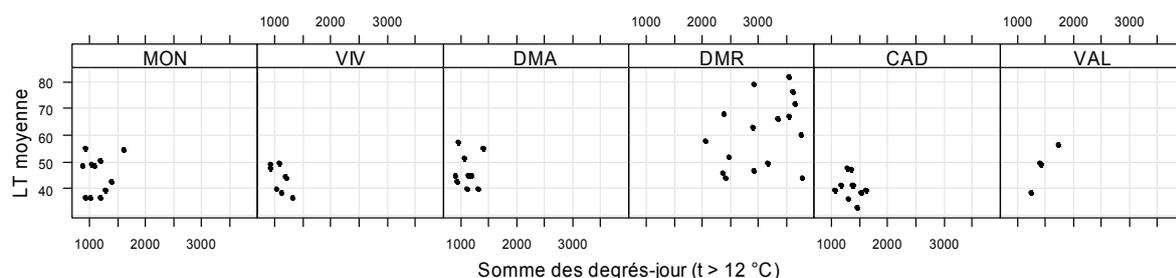


**Figure 32** - Relation entre la longueur totale moyenne des ablettes juvéniles (0+) et des densités de poissons (points blancs : effectifs < 30 ; points noirs : effectifs ≥ 30). Lissage LOWESS (CLEVELAND, 1981).

**Tableau XIX** - Corrélations de Spearman entre la longueur totale moyenne des ablettes juvéniles (0+) et les densités de poissons.

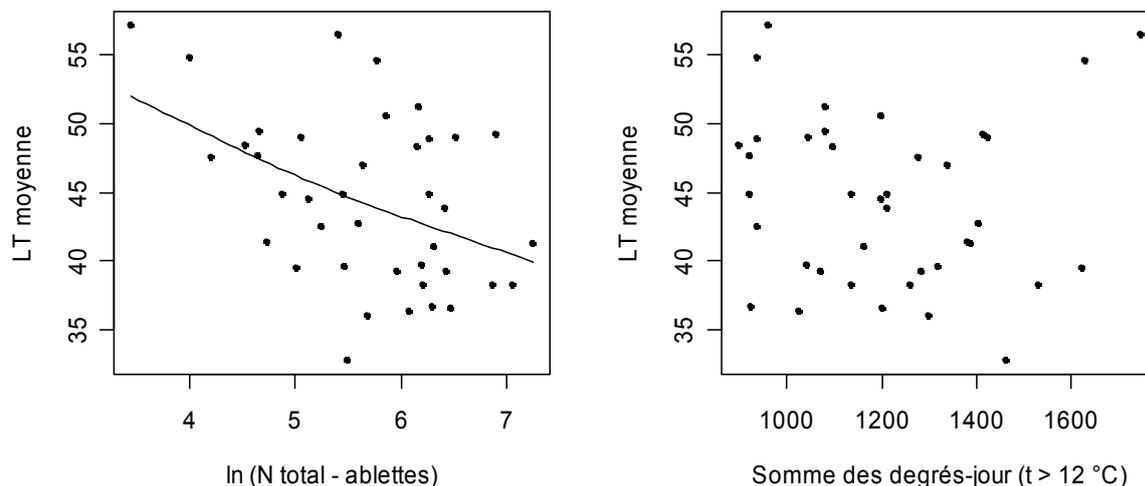
Relation	S	p	ρ
LT moyenne ~ ln (N ablettes)	35174	0,540	- 0,082
LT moyenne ~ ln (N chevaines + gardons)	42962	0,014	- 0,322
LT moyenne ~ ln (N total - ablettes)	43438	0,010	- 0,336

La longueur totale moyenne des ablettes est hautement variable dans le secteur de Donzère-Mondragon Rejet (DMR), mais très souvent largement plus élevée qu'ailleurs (Figure 33).



**Figure 33** - Longueur totale moyenne des ablettes juvéniles (0+) en fonction de la somme des degrés-jour supérieurs à 12 °C de chaque secteur.

La seule corrélation identifiée rend compte d'un effet densité-dépendance sur la longueur totale moyenne des alettes (Figure 34, Tableau XX), comme remarqué avant épuration des données. Le nombre total de poissons explique à hauteur d'environ 38 % la variabilité de la longueur totale moyenne des juvéniles (0+) d'ablettes. Plus les effectifs sont élevés, plus les jeunes alettes sont de petite taille. La compétition inter-spécifique semble jouer un rôle important sur la croissance des alettes (0+). Par contre, aucune relation directe entre la longueur totale moyenne et la somme des degrés jour au dessus de 12 °C ne peut être établie.



**Figure 34** - Relations entre la longueur totale moyenne des alettes juvéniles (0+), le nombre de poissons hormis les alettes (à gauche) et la somme des degrés-jour supérieurs à 12 °C (à droite). Lissage LOWESS (CLEVELAND, 1981).

**Tableau XX** - Corrélation de Spearman entre la longueur totale moyenne des alettes juvéniles (0+), le nombre total de poissons excepté les alettes et la somme des degrés-jour supérieurs à 12 °C.

Relation	S	p	$\rho$
LT moyenne ~ ln (N total – alettes)	13588	0,019	- 0,375
LT moyenne ~ $\sum dj_{p > 12\text{ °C}}$	11090	0,458	- 0,123

## 11. Étude du poids

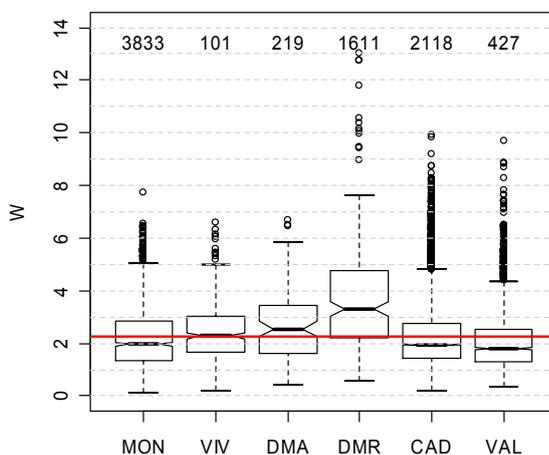
Pour chaque secteur, et à chaque date de pêche, l'effectif ( $N$ ) des individus d'une espèce regroupant toutes les classes d'âge, juvéniles (0+) y compris, a été pondéré par le temps de pêche et standardisé pour une durée de vingt minutes. La somme des degrés-jour est calculée entre la date d'apparition du seuil printanier 12 °C et la date de pêche ( $\sum dj_{p > 12\text{ °C}}$ ).

Les poids utilisés ont été exclusivement obtenus au laboratoire (code 3).

Afin d'étudier un éventuel effet de densité-dépendance sur les poids, trois regroupements spécifiques ont été réalisés pour compter le nombre de poissons. Le premier groupe ne comprend que l'espèce d'intérêt. Le second comprend les deux autres espèces de Cyprinidae dominantes sur le Rhône. Le troisième comprend toutes les espèces de poissons hormis l'espèce étudiée.

### 11.1. Cas du gardon

Les poids des gardons juvéniles (0+) du secteur de Donzère-Mondragon Rejet (DMR) sont largement plus élevés que ceux de leurs congénères des autres secteurs (Figure 35, Tableau XXI). Les individus du secteur de Donzère-Mondragon Amont (DMA) se distinguent également par des poids légèrement plus importants.



**Figure 35** - Distribution des poids des gardons juvéniles (0+) en fonction des secteurs. Ligne rouge : moyenne inter-sectorielle ; en haut : effectifs bruts par secteur.

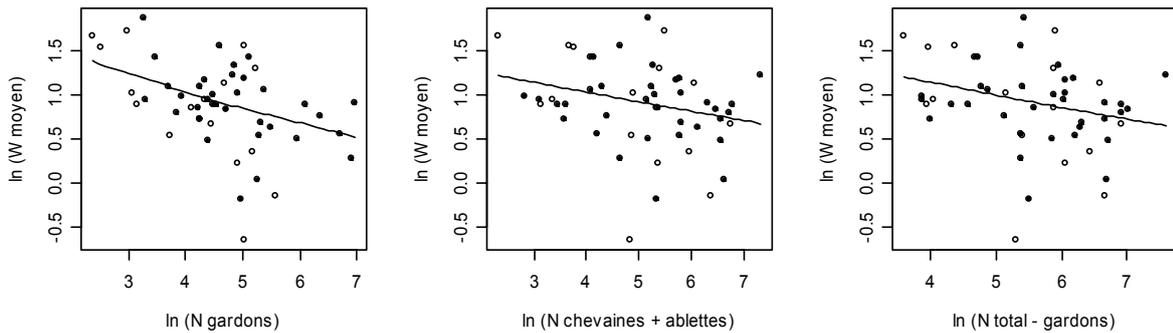
**Tableau XXI** - Statistiques sur les poids des gardons juvéniles (0+) des différents secteurs.

Secteur	Moyenne	Écart-type
MON	2,228	1,157
VIV	2,427	1,082
DMA	2,662	1,425
DMR	3,750	2,285
CAD	2,276	1,283
VAL	2,094	1,188

Dans l'étude des effets potentiels des autres variables sur le poids, la donnée brute n'est plus utilisée. Elle est remplacée par la moyenne des poids calculée à chaque date de pêche.

Toutes les corrélations entre les diverses densités de poissons et le poids des gardons sont significatives (Figure 36, Tableau XXII). La corrélation la plus forte est associée aux effectifs de gardons.

L'effet de densité-dépendance observé pour la longueur totale est retrouvé. Plus les poissons sont nombreux, plus les juvéniles (0+) sont légers. Comme pour les longueurs totales, le phénomène de densité-dépendance est plus fort du point de vue intra-spécifique que du point de vue inter-spécifique.

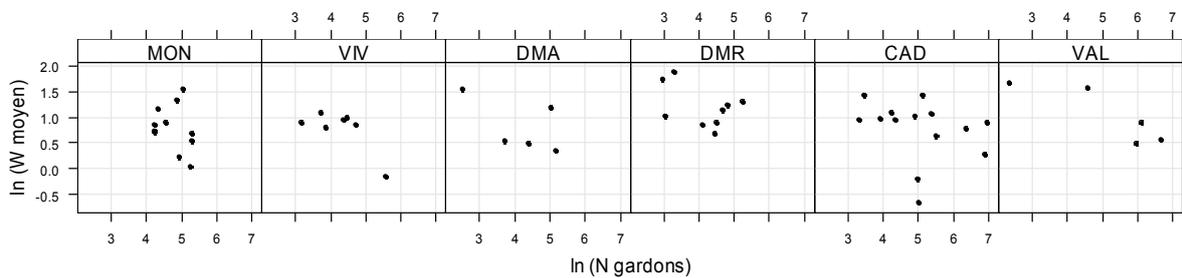


**Figure 36** - Relation entre le poids moyen des gardons juvéniles (0+) et des densités de poissons (points blancs : effectifs < 30 ; points noirs : effectifs  $\geq$  30). Lissage LOWESS (CLEVELAND, 1981).

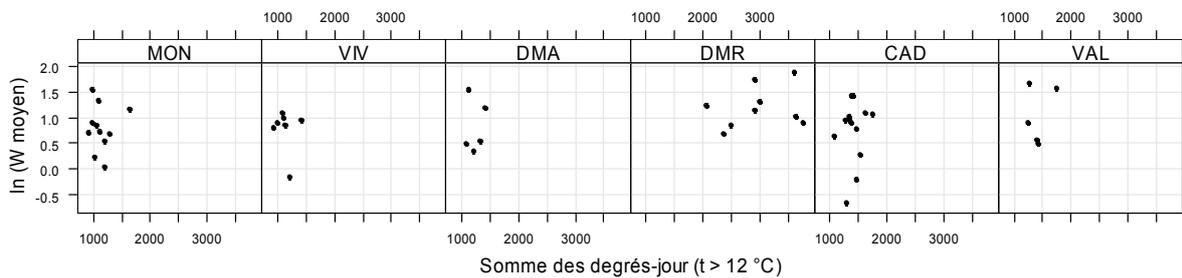
**Tableau XXII** - Corrélation de Spearman entre le poids moyen des gardons juvéniles (0+) et les densités de poissons.

Relation	S	p	$\rho$
$\ln(W \text{ moyen}) \sim \ln(N \text{ gardons})$	31362	0,002	-0,419
$\ln(W \text{ moyen}) \sim \ln(N \text{ chevaines + alettes})$	28636	0,036	-0,296
$\ln(W \text{ moyen}) \sim \ln(N \text{ total - gardons})$	29142	0,023	-0,319

Le secteur de Donzère-Mondragon Rejet (DMR) est de nouveau mis en exergue avec des poids plus élevés que les autres secteurs pour des conditions de densité équivalentes (Figure 37).

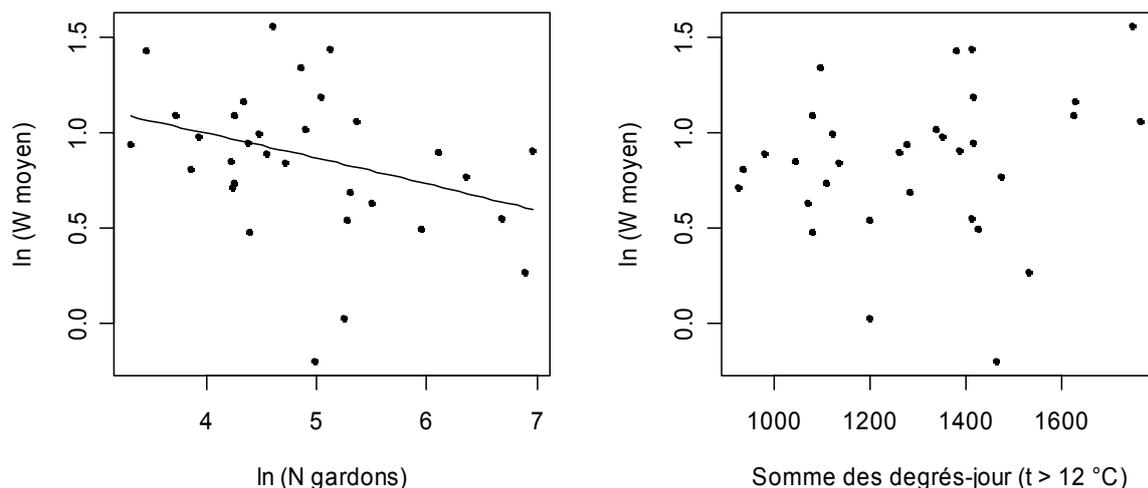


**Figure 37** - Poids moyen des gardons juvéniles (0+) en fonction de la densité de gardons de chaque secteur.



**Figure 38** - Poids moyen des gardons juvéniles (0+) en fonction de la somme des degrés-jour supérieurs à 12 °C de chaque secteur.

Après retrait des faibles effectifs et du secteur de Donzère-Mondragon Rejet (DMR), il s'avère que le poids moyen des gardons est toujours dépendant de la densité. Par contre, il ne semble pas exister de lien avec la  $\sum dj_p > 12 \text{ °C}$  (Figure 38, Tableau XXIII).



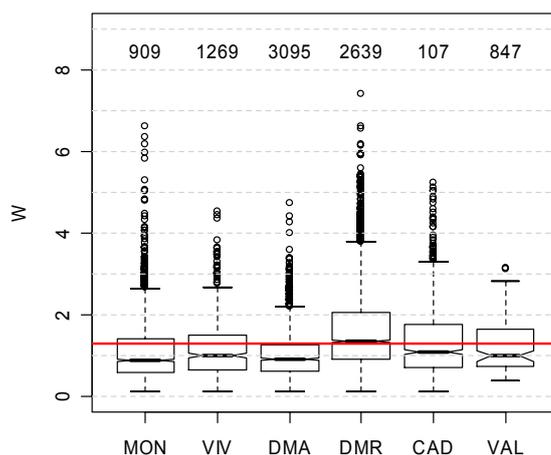
**Figure 39** - Relations entre le poids moyen des gardons juvéniles (0+), le nombre de gardons et la somme des degrés-jour supérieurs à 12 °C. Lissage LOWESS (CLEVELAND, 1981).

**Tableau XXIII** - Corrélation de Spearman entre le poids moyen des gardons juvéniles (0+), le nombre de gardons et la somme des degrés-jour supérieurs à 12 °C.

Relation	S	p	$\rho$
$\ln(W \text{ moyen}) \sim \ln(N \text{ gardons})$	7440	0,041	-0,364
$\ln(W \text{ moyen}) \sim \sum \text{djp} > 12 \text{ °C}$	4202	0,206	0,230

## 11.2. Cas du chevaine

Pour les chevaines, seuls ceux de Donzère-Mondragon Rejet (DMR) sont un peu plus lourds que les autres, mais le phénomène est moins prononcé que pour les gardons (Figure 40, Tableau XXIV) comme c'était déjà le cas pour les longueurs totales.



**Figure 40** - Distribution des poids des chevaines juvéniles (0+) en fonction des secteurs. Ligne rouge : moyenne inter-sectorielle ; en haut : effectifs par secteur.

**Tableau XXIV** - Statistiques sur les poids des chevaines juvéniles (0+) des différents secteurs.

Secteur	Moyenne	Écart-type
MON	1,087	0,719
VIV	1,165	0,669
DMA	1,048	0,613
DMR	1,626	0,986
CAD	1,345	0,888
VAL	1,227	0,643

Il n'existe aucune corrélation entre le poids des chevaines et les différentes densités de poisson (Tableau XXV).

**Tableau XXV** - Corrélation de Spearman entre le poids moyen des chevaines juvéniles (0+) et les densités de poissons.

Relation	S	p	$\rho$
$\ln(W \text{ moyen}) \sim \ln(N \text{ chevaines})$	23334	0,697	- 0,056
$\ln(W \text{ moyen}) \sim \ln(N \text{ gardons} + \text{ ablettes})$	28096	0,054	- 0,271
$\ln(W \text{ moyen}) \sim \ln(N \text{ total} - \text{ chevaines})$	26922	0,124	- 0,218

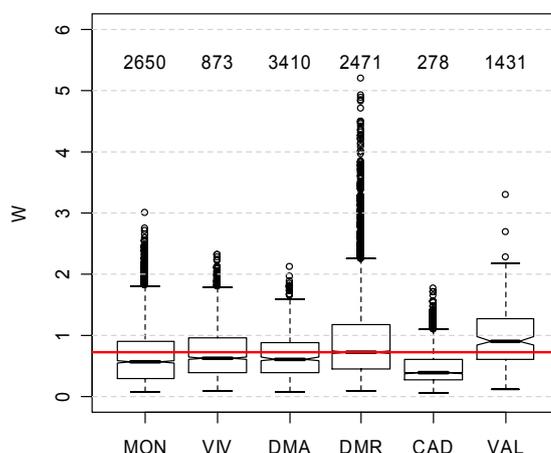
Même après retrait du secteur de Donzère-Mondragon Rejet (DMR) et des effectifs insuffisants pour permettre une estimation satisfaisante de la moyenne, il n'existe toujours aucun lien entre le poids et la densité. Par ailleurs, la  $\sum d_{jp} > 12 \text{ }^\circ\text{C}$ , n'est pas corrélée au poids moyen (Tableau XXVI).

**Tableau XXVI** - Corrélation de Spearman entre le poids moyen des chevaines juvéniles (0+), le nombre de chevaines et la somme des degrés-jour supérieurs à 12 °C.

Relation	S	p	$\rho$
$\ln(W \text{ moyen}) \sim \ln(N \text{ chevaines})$	5846	0,453	- 0,133
$\ln(W \text{ moyen}) \sim \sum d_{jp} > 12 \text{ }^\circ\text{C}$	4202	0,549	0,107

### 11.3. Cas de l'ablette

La station de Donzère-Mondragon Rejet (DMR) se caractérise par une très forte variabilité de poids des ablettes (Figure 40, Tableau XXVII). Les ablettes de Caderousse se distinguent par des poids faibles et celles de Vallabrègues par des poids plus élevés.



**Figure 41** - Distribution des poids des ablettes juvéniles (0+) en fonction des secteurs. Ligne rouge : moyenne inter-sectorielle ; en haut : effectifs par secteur.

**Tableau XXVII** - Statistiques sur les poids des alettes juvéniles (0+) des différents secteurs.

Secteur	Moyenne	Écart-type
MON	0,695	0,499
VIV	0,720	0,417
DMA	0,678	0,361
DMR	0,968	0,755
CAD	0,478	0,271
VAL	0,952	0,495

Il n'existe aucune corrélation entre le poids des alettes et les différents regroupements de densités de poisson (Tableau XXVIII).

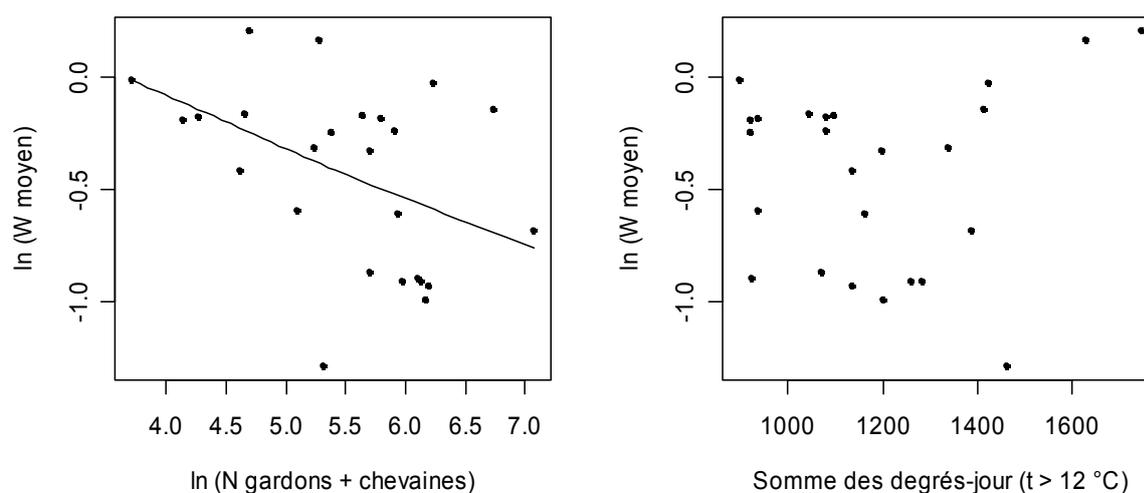
**Tableau XXVIII** - Corrélation de Spearman entre le poids moyen des alettes juvéniles (0+) et les densités de poissons.

Relation	S	p	$\rho$
$\ln(W \text{ moyen}) \sim \ln(N \text{ alettes})$	6016	0,977	- 0,005
$\ln(W \text{ moyen}) \sim \ln(N \text{ gardons} + \text{ chevaines})$	7812	0,084	- 0,306
$\ln(W \text{ moyen}) \sim \ln(N \text{ total} - \text{ alettes})$	7556	0,139	- 0,263

Après retrait du secteur de Donzère-Mondragon Rejet (DMR) et des effectifs insuffisants pour permettre une estimation satisfaisante de la moyenne, il apparaît un lien entre le poids des alettes et la densité des deux autres espèces dominantes. Par contre, la  $\sum d_{jp} > 12 \text{ }^\circ\text{C}$ , n'est pas corrélée au poids moyen (Figure 42, Tableau XXIX).

**Tableau XXIX** - Corrélation de Spearman entre le poids moyen des alettes juvéniles (0+), le nombre de gardons et de chevaines et la somme des degrés-jour supérieurs à 12 °C.

Relation	S	p	$\rho$
$\ln(W \text{ moyen}) \sim \ln(N \text{ gardons} + \text{ chevaines})$	3672	0,042	- 0,412
$\ln(W \text{ moyen}) \sim \sum d_{jp} > 12 \text{ }^\circ\text{C}$	2618	0,974	- 0,007



**Figure 42** - Relations entre le poids moyen des alettes juvéniles (0+), le nombre de gardons et de chevaines, et la somme des degrés-jour supérieurs à 12 °C. Lissage LOWESS (CLEVELAND, 1981).

## 12. Étude du coefficient de condition de Fulton

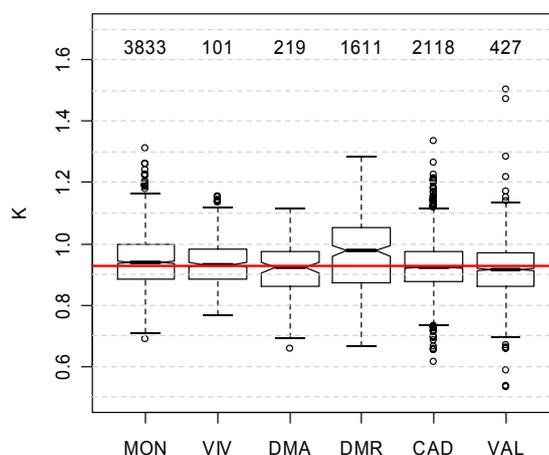
Pour chaque secteur, et à chaque date de pêche, l'effectif ( $N$ ) d'une espèce a été pondéré par le temps de pêche et standardisé pour une durée de vingt minutes. Les individus appartenant à toutes les classes d'âge sont comptabilisés, les juvéniles (0+) comme les autres. La somme des degrés-jour est calculée entre la date d'apparition du seuil printanier 12 °C et la date de pêche ( $\sum djp > 12$  °C).

Les données biométriques utilisées pour les juvéniles (0+) ne prennent en compte que les individus fixés au formol 4%, mesurés et pesés au laboratoire (code 3).

Afin d'étudier un éventuel effet de densité-dépendance sur les coefficients de condition, trois regroupements spécifiques ont été réalisés pour compter le nombre de poissons. Le premier groupe ne comprend que l'espèce d'intérêt. Le second comprend les deux autres espèces de Cyprinidae dominantes sur le Rhône. Le troisième comprend toutes les espèces de poissons hormis l'espèce étudiée.

### 12.1. Cas du gardon

Les coefficients de condition de Fulton des gardons de Donzère-Mondragon Rejet (DMR) se différencient nettement des autres secteurs (Figure 43, Tableau XXX). Les juvéniles (0+) sont plus gros que leurs congénères pour une longueur totale donnée ; le caractère exceptionnel de ce secteur est une nouvelle fois confirmé. Par contre, les individus de Donzère-Mondragon Amont (DMA) ne se singularisent pas des autres secteurs comme c'était le cas avec la taille ou le poids.



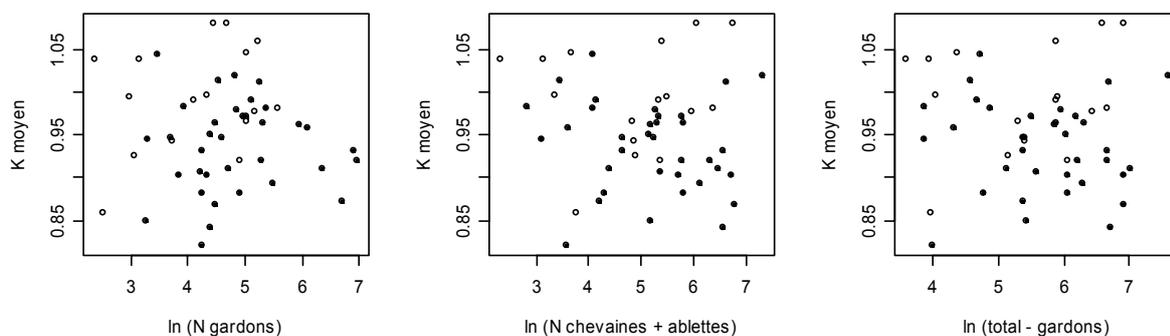
**Figure 43** - Distribution des coefficients de condition de Fulton en fonction des secteurs chez les gardons juvéniles (0+). Ligne rouge : moyenne inter-sectorielle ; en haut : effectifs par secteur.

**Tableau XXX** - Statistiques sur les coefficients de condition de Fulton des gardons juvéniles (0+) des différents secteurs.

Secteur	Moyenne	Écart-type
MON	0,941	0,087
VIV	0,936	0,075
DMA	0,915	0,093
DMR	0,967	0,124
CAD	0,928	0,075
VAL	0,918	0,081

Dans l'étude des effets potentiels des autres variables sur le coefficient de condition de Fulton, la donnée brute n'est plus utilisée. Elle est remplacée par la moyenne des coefficients calculée pour chaque date de pêche.

Contrairement aux études des longueurs totales et des poids des gardons, il ne semble pas y avoir de phénomène de densité-dépendance vis-à-vis du coefficient de condition moyen. Si les juvéniles (0+) de gardons sont plus petits lorsque la densité augmente, ils ne paraissent pas moins bien portants que lorsque leurs congénères ou les autres espèces sont peu nombreux (Figure 44, Tableau XXXI).

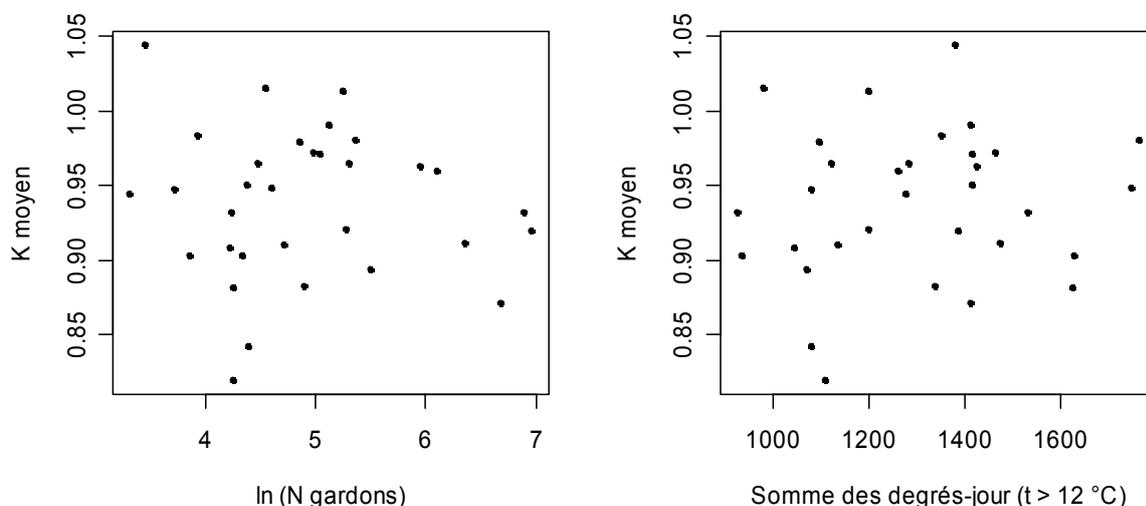


**Figure 44** - Relation entre le coefficient de condition de Fulton moyen des gardons juvéniles (0+) et les densités de poissons (points blancs : effectifs < 30 individus ; points noirs : effectifs  $\geq$  30 individus).

**Tableau XXXI** - Corrélation de Spearman entre le coefficient de condition de Fulton moyen des gardons juvéniles (0+) et les densités de poissons.

Relation	S	p	$\rho$
K moyen ~ ln (N gardons)	21600	0,874	0,023
K moyen ~ ln (N chevaines + ablettes)	25042	0,351	- 0,133
K moyen ~ ln (N total - gardons)	24684	0,413	- 0,117

Même après retrait des petits échantillons et du secteur fortement artificialisé, le coefficient de condition des gardons juvéniles (0+) n'est pas corrélé à la densité d'individus appartenant à la même espèce, et il n'est pas non plus lié à la  $\sum djp > 12^\circ\text{C}$  (Figure 45, Tableau XXXII).



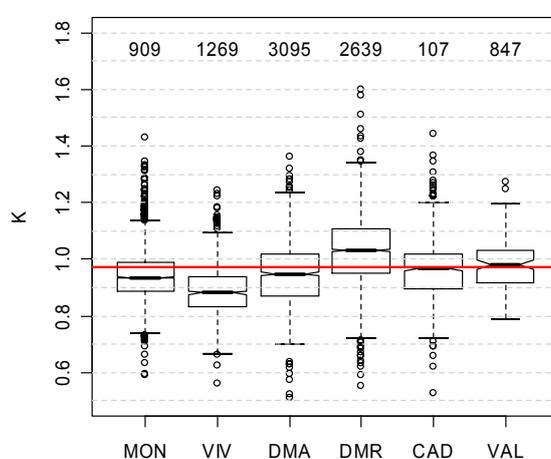
**Figure 45** - Relations entre le coefficient de condition de Fulton moyen, le nombre de gardons et la somme des degrés-jour supérieurs à  $12^\circ\text{C}$ .

**Tableau XXXII** - Corrélation de Spearman entre le coefficient de condition de Fulton moyen des gardons juvéniles (0+), le nombre de gardons et la somme des degrés-jour supérieurs à 12 °C.

Relation	S	p	ρ
K moyen ~ ln (N gardons)	5318	0,890	- 0,025
K moyen ~ Σdjp > 12 °C	4746	0,479	0,130

## 12.2. Cas du chevaine

De nouveau, le secteur de Donzère-Mondragon Rejet (DMR) se différencie des autres secteurs. Les chevaines juvéniles (0+) capturés dans cette zone présentent des coefficients de condition de Fulton plus élevés que sur les autres secteurs du Rhône (Figure 46, Tableau XXXIII).



**Figure 46** - Distribution des coefficients de condition de Fulton en fonction des secteurs chez les chevaines juvéniles (0+). Ligne rouge : moyenne inter-sectorielle ; en haut : effectifs par secteur.

**Tableau XXXIII** - Statistiques sur les coefficients de condition de Fulton des chevaines juvéniles (0+) des différents secteurs.

Secteur	Moyenne	Écart-type
MON	0,941	0,084
VIV	0,889	0,087
DMA	0,951	0,111
DMR	1,028	0,118
CAD	0,960	0,097
VAL	0,981	0,091

Comme chez le gardon, le coefficient de condition de Fulton ne semble pas soumis à des relations densité-dépendantes (Tableau XXXIV).

**Tableau XXXIV** - Corrélation de Spearman entre le coefficient de condition de Fulton moyen des chevaines juvéniles (0+) et les densités de poissons.

Relation	S	p	ρ
K moyen ~ ln (N chevaines)	18169	0,212	0,178
K moyen ~ ln (N gardons + ablettes)	20102	0,527	0,090
K moyen ~ ln (N total - chevaines)	19150	0,349	0,133

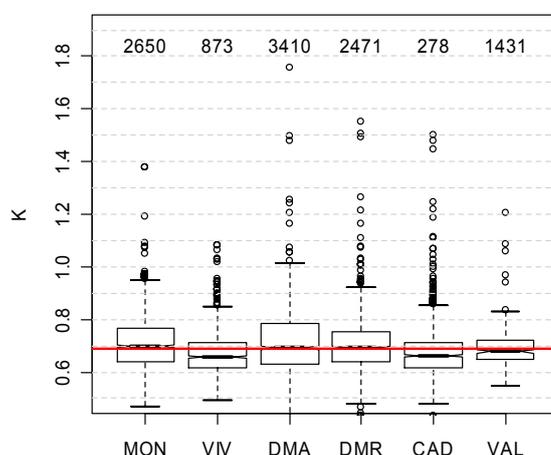
Même après retrait des petits échantillons et du secteur fortement artificialisé, le coefficient de condition des chevaines juvéniles (0+) n'est pas corrélé à la densité d'individus appartenant à la même espèce, et il n'est pas non plus lié à la  $\sum d_{jp} > 12 \text{ }^\circ\text{C}$  (Tableau XXIX).

**Tableau XXXV** - Corrélation de Spearman entre le coefficient de condition de Fulton moyen des chevaines juvéniles (0+), le nombre de chevaines et la somme des degrés-jour supérieurs à 12 °C.

Relation	S	p	$\rho$
K moyen ~ ln (N chevaines)	6654	0,926	- 0,017
K moyen ~ $\sum d_{jp} > 12 \text{ }^\circ\text{C}$	4874	0,145	0,255

### 12.3. Cas de l'ablette

Dans le cas de l'ablette, le secteur de Donzère-Mondragon Rejet (DMR) ne se différencie pas des autres secteurs (Figure 47, Tableau XXXVI).



**Figure 47** - Distribution des coefficients de condition de Fulton en fonction des secteurs chez les alettes juvéniles (0+). Ligne rouge : moyenne inter-sectorielle ; en haut : effectifs par secteur.

**Tableau XXXVI** - Statistiques sur les coefficients de condition de Fulton des alettes juvéniles (0+) des différents secteurs.

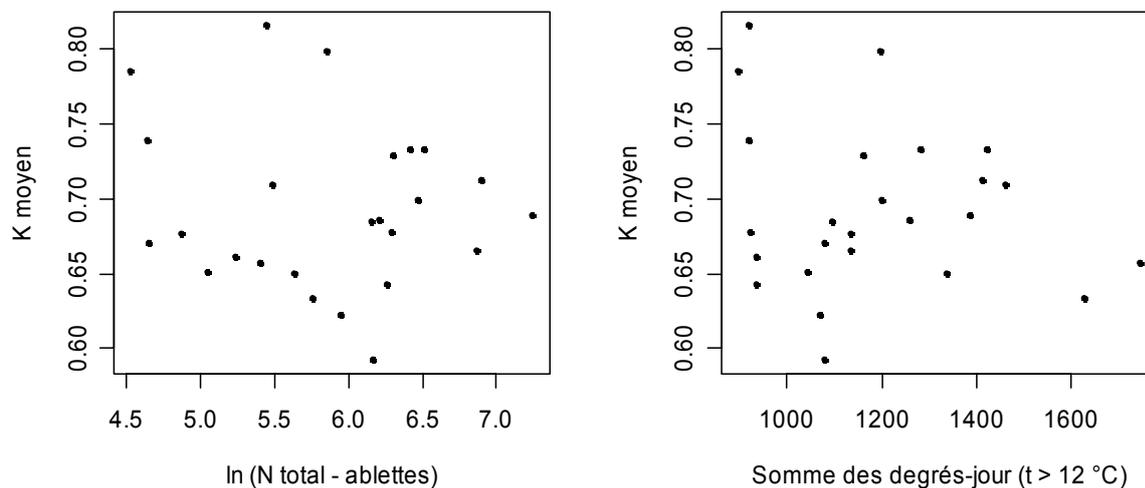
Secteur	Moyenne	Écart-type
MON	0,707	0,090
VIV	0,667	0,074
DMA	0,713	0,124
DMR	0,701	0,086
CAD	0,670	0,085
VAL	0,689	0,073

Comme chez le gardon et le chevaine, le coefficient de condition de Fulton ne semble pas soumis à des relations densité-dépendantes (Tableau XXXVII).

Même après retrait des petits échantillons et du secteur fortement artificialisé, le coefficient de condition des alettes juvéniles (0+) n'est pas corrélé à la densité d'individus et il n'est pas non plus lié à la  $\sum d_{jp} > 12 \text{ }^\circ\text{C}$  (Figure 48, Tableau XXXVIII).

**Tableau XXXVII** - Corrélation de Spearman entre le coefficient de condition de Fulton moyen des alettes juvéniles (0+) et les densités de poissons.

Relation	S	p	$\rho$
K moyen ~ ln (N alettes)	6144	0,883	-0,027
K moyen ~ ln (N gardons + chevaines)	4730	0,240	0,210
K moyen ~ ln (N total - alettes)	4822	0,277	0,194



**Figure 48** - Relations entre le coefficient de condition de Fulton moyen, le nombre d'ablettes et la somme des degrés-jour supérieurs à 12 °C.

**Tableau XXXVIII** - Corrélation de Spearman entre le coefficient de condition de Fulton moyen des alettes juvéniles (0+), le nombre d'ablettes et la somme des degrés-jour supérieurs à 12 °C.

Relation	S	p	$\rho$
K moyen ~ ln (N total - alettes)	2462	0,800	0,053
K moyen ~ $\sum$ djp > 12 °C	2732	0,809	-0,501

## Conclusion

Dans le cadre de cette étude sur les effets de la température sur la croissance et la condition des juvéniles de l'année (âge 0+) de trois espèces de Cyprinidés (ablette, chevaine et gardon), des analyses préliminaires ont été réalisées afin de préparer et de définir les variables biologiques et physiques (élimination de mesures aberrantes, calculs et choix de variables hydroclimatiques, regroupement de stations par secteurs).

Sachant que seule une partie des jeunes poissons sont identifiés, mesurés et pesés directement sur le terrain, et que la plupart sont conservés dans du formol à 4 %, il était nécessaire d'évaluer les effets de ce fixateur sur les variables biologiques étudiées. Une expérimentation a été réalisée afin d'estimer les modifications de la taille et du poids chez les trois espèces. Une diminution de la taille et une augmentation du poids ont été observées dès le premier jour de fixation. Cependant, au vu de la variabilité des données biométriques au sein des échantillons, ces légères modifications ne sont pas statistiquement significatives. Seule une différence significative des coefficients de condition de Fulton moyens est mise en évidence chez le chevaine et le gardon. Cet effet est constaté et se stabilise dès le premier jour. Pour l'ablette, la différence observée relève de l'imprécision des mesures – en raison de sa petite taille – qui engendre une grande variabilité du coefficient de condition. Les résultats de cette expérimentation autorisent l'usage des mesures de terrain et de laboratoire pour l'étude des longueurs totales. En raison d'imprécision de la pesée des jeunes poissons sur le terrain (sensibilité des balances de précision aux vibrations et au vent), les poids obtenus sur individus vivants n'ont pas été utilisés dans cette étude et ce, malgré les résultats expérimentaux de la fixation au formol. L'étude du coefficient de condition exige l'usage unique de données de laboratoire.

Il a été possible de vérifier l'existence d'une forte variabilité spatio-temporelle de la taille, du poids et de la condition chez les juvéniles de l'année (0+) capturés au cours du second semestre. La très forte hétéroscédasticité des longueurs totales, des poids et des coefficients de condition, décelée entre les échantillons, est très certainement due à des effectifs très variables d'une pêche à l'autre et à la grégarité des espèces. Il apparaît clairement que cette hétérogénéité des variances des échantillons est un handicap pour étudier de manière satisfaisante les effets de la température sur la taille, le poids et la condition des Cyprinidae juvéniles (0+). En effet, l'homoscédasticité est une condition d'application *sine qua none* à l'utilisation de l'analyse de la variance. Par conséquent, la construction de modèle, dans la perspective d'étude des effets de la thermie tenant compte des effets spatiaux et temporels, est sérieusement remise en question. Afin d'éliminer cet épineux problème, il conviendrait sans doute de mettre en place un protocole spécifique afin de pouvoir répondre plus précisément à la question posée, à savoir une taille d'échantillon très importante et des effectifs standardisés. Cependant, malgré les difficultés signalées, certaines tendances ont pu être mises en évidence.

La température, exprimée sous la forme d'une somme de degrés-jour supérieurs à 12 °C comptabilisée au mois de juin, a un effet sur la densité de gardons en fin d'été. La densité de gardons juvéniles (0+) croît lorsque ce paramètre thermique augmente. Ce résultat montre que le régime thermique permet d'expliquer les fluctuations des effectifs des jeunes gardons et confirme les résultats obtenus dans des études antérieures (GRENOUILLET et al., 2001; CARREL et al., 2003). Ce phénomène n'est toutefois pas observé lorsque la somme des degrés-jours est comptabilisée entre le 12 °C printanier et la date de la pêche. En outre, aucun lien entre la température et les densités de chevaines (0+) et d'ablettes (0+) n'a pu être mis en évidence. S'il paraît évident que le débit du Rhône influe sur la biologie des poissons, et que la donnée hydrologique n'est pas traitée en tant que telle, cette information est en partie contenue dans la variable thermique utilisée. L'ensemble

des variables hydro-climatiques ne sont pas indépendantes et supposerait une analyse conjointe.

Des effets de densité-dépendance agissant sur la longueur totale et sur le poids des gardons ont été mis en évidence. Plus les gardons sont nombreux et plus les individus juvéniles (0+) de cette espèce sont petits et légers. Ce résultat est la manifestation d'une compétition intra-spécifique. Par ailleurs, une compétition inter-spécifique paraît également existante, mais moins importante. Aucun effet de densité-dépendance n'a été mis en évidence pour le coefficient de condition de Fulton chez le gardon. Ceci signifie que les individus juvéniles (0+) seraient plus petits et plus légers, mais pas plus maigres pour autant, lorsque la densité de l'espèce est élevée. En résumé, en cas de forte densité, les gardons juvéniles (0+) sont une homothétie comprise entre 0 et 1 de ceux vivant dans des conditions de faibles densités. Par contre, chez le chevaine, aucun phénomène de densité-dépendance n'a pu être observé, que ce soit sur la longueur totale, le poids ou le coefficient de condition de Fulton. Concernant l'ablette, seules des relations inter-spécifiques densité-dépendantes sont également observés comme chez le gardon.

MILLS & MANN (1985) ont montré l'effet positif de la température sur la croissance de la vandoise (*Leuciscus leuciscus*) au cours de sa première année. Ces auteurs signalent toutefois que seule une part de la variance de la croissance était attribuable à la température dans la mesure où les processus complexes durant l'oogénèse, les périodes pré- et post-larvaires, la disponibilité alimentaire, et la prédation, sont tous eux-mêmes dépendants de cette variable. Contrairement à ces observations, aucun lien direct associant la somme des degrés-jour supérieur à 12 °C à la taille, au poids ou au coefficient de condition de Fulton n'a été mis en évidence chez le gardon, le chevaine et l'ablette.

Cependant, il ressort de l'étude sectorielle que les jeunes gardons et chevaines, capturés à proximité immédiate du rejet thermique de la centrale nucléaire du Tricastin, sont plus grands, plus lourds que les autres et également plus gros pour une taille donnée (coefficient de condition de Fulton élevé). Pour l'ablette, une espèce plus petite et plus légère à taille égale que les autres espèces, les imprécisions de mesure de la taille et du poids des plus jeunes individus augmentent sensiblement. Il est probable que les réponses contrastées et distinctes des variables biométriques chez l'ablette, en particulier au niveau du rejet thermique, puissent être en partie associées aux limites techniques du protocole utilisé. Dans le secteur de Donzère-Mondragon Rejet (DMR), la température des eaux est en permanence plus élevée que sur les autres secteurs : un régime thermique marqué par des automnes prolongés, des hivers chauds et des printemps précoces, contexte propre aux rejets thermiques permanents. Les résultats obtenus sur ce secteur laissent à penser que, dans ce contexte thermique anormalement élevé, la température a des répercussions directes et dominantes sur la physiologie des poissons. Pour des raisons inconnues, les poissons étudiés n'évitent pas les hautes températures, recherchant un préférendum thermique proche de l'optimum, un bon compromis physiologique associant croissance et température par contre peu favorable chez l'adulte pour une bonne gamétogénèse (LUKSIENE et al., 2000). Il est possible que la croissance soit continue. Les effets enregistrés sur la croissance en milieu artificiel sont exacerbés en regard d'un environnement thermique naturel.

Dans les autres secteurs fluviaux non soumis directement au panache thermique d'un rejet industriel, il a été montré que la thermie jouait un rôle sur la densité de gardons juvéniles (0+) et que la densité de l'espèce, le jour de la pêche (essentiellement représentée par les jeunes de l'année), influait sur la longueur et le poids des individus de l'année. Des effets directs de la thermie sur la croissance n'ont pas été mis en évidence chez le chevaine et l'ablette. Ces résultats montrent la complexité des relations indirectes existantes entre le contexte hydroclimatique, le succès de la reproduction et la croissance des poissons.

## Bibliographie

- ALBEKE, S.E., WOODLING, J.D. & WIDMER, A.M. (2001): Use of regional standard weight (Ws) equations to assess body condition of brown trout (*Salmo trutta*) from metal-contaminated streams. - J. Freshwat. Ecol. **16**: 501-508.
- ANDERSON, R.O. & GUTREUTER, S.J. (1983): Length, weight, and associated structural indices. - In: NIELSEN, L.A., JOHNSON, D.L. & LAMPTON, S.S. (Eds), Fisheries Techniques. American Fisheries Society, Bethesda, Maryland, pp. 283-300.
- BAGENAL, T. (Ed.) (1978): Methods for assessment of fish production in fresh waters. - Blackwell Scientific Publications, Oxford, 352 pp.
- BOLLIET, V., BARDONNET, A., JARRY, M., VIGNES, J.C. & GAUDIN, P. (2005): Does embeddedness affect growth performance in juvenile salmonids? An experimental study in brown trout, *Salmo trutta* L. - Ecol. Freshwat. Fish **14**: 289-295.
- BRAATEN, P.J. & GUY, C.S. (2004): First-year growth, condition, and size-selective winter mortality of freshwater drum in the lower Missouri River. - Trans. Am. Fish. Soc. **133**: 385-398.
- CARREL, G. (1986): Caractérisation physico-chimique du Haut-Rhône français et de ses annexes ; incidences sur la croissance des populations d'alevins. - Doctorat de l'Université, Lyon I, 186 p.
- CARREL, G., OLIVIER, J.M., POIREL, A. & BREIL, P. (2003): Variabilité inter-annuelle de la reproduction des poissons Cyprinidae dans le Rhône à l'aval de Lyon : rôle de la température. - In: PONT, D. (Ed.), Conséquences potentielles du changement climatique sur les biocénoses aquatiques et riveraines françaises. Rapport Final programme GICC-Aquabio, MEDD, Paris, pp. 94-108.
- CLEVELAND, W.S. (1981): LOWESS: A program for smoothing scatterplots by robust locally weighted regression. - The American Statistician **35**: 54.
- CONE, R.S. (1989): The need to reconsider the use of condition indices in fishery science. - Trans. Am. Fish. Soc. **118**: 510-514.
- CONE, R.S. (1990): Properties of relative weight and other condition indexes - Comments. - Trans. Am. Fish. Soc. **119**: 1052-1053.
- DAUFRESNE, M., ROGER, M.C., CAPRA, H. & LAMOUREUX, N. (2003): Long-term changes within the invertebrate and fish communities of the Upper Rhône River: effects of climatic factors. - Glob. Change Biol. **10**: 124-140.
- GRENOUILLET, G., HUGUENY, B., CARREL, G., OLIVIER, J.M. & PONT, D. (2001): Large-scale synchrony and inter-annual variability in roach recruitment in the Rhône River: the relative role of climatic factors and density-dependent processes. - Freshwat. Biol. **46**: 11-26.
- IHAKA R., GENTLEMAN R., 1996. R: a language for data analysis and graphics. *J. Comput. Graph. Stat.*, **5**, 299-314.

- LAUTERS, F. & POIREL, A. (2001a): Description statistique des longues séries de mesure de température de l'eau sur le Rhône et ses grands affluents (période 1977-1999). EDF - Département Surveillance Eau & Ouvrages - Branche Environnement, Grenoble, 28 p.
- LAUTERS, F. & POIREL, A. (2001b): Description statistique des longues séries de mesure de température de l'eau sur le Rhône et ses grands affluents (période 1977-1999) - Annexes. EDF - Département Surveillance Eau & Ouvrages - Branche Environnement, Grenoble, 150 p.
- LUKSIENE, D., SANDSTRÖM, O., LOUNASHEIMO, L. & ANDERSSON, J. (2000): The effects of thermal effluent exposure on the gametogenesis of female fish. *J. Fish Biol.* **56**: 37-50.
- MANN, R.H.K. (1991): Growth and production. - In: WINFIELD, I.J. & NELSON, J.S. (Eds), *Cyprinid Fishes. Systematics, biology and exploitation*. Fish and fisheries Series 3. Chapman & Hall, London, pp. 456-482.
- MILLS, C.A. & MANN, R.H.K. (1985): Environmentally-induced fluctuations in year-class strength and their implications for management. - *J. Fish Biol.* **27**: 209-226.
- POIREL, A., CARREL, G. & OLIVIER, J.M. (2001): Illustration de la complémentarité des chroniques environnementales dans l'étude d'un hydrosystème fluvial : régime thermique et peuplements piscicoles du Rhône., Scientifiques & décideurs. Agir ensemble pour une gestion durable des systèmes fluviaux. Agence de l'Eau Rhône Méditerranée Corse, Lyon, France - Web: [http://www.eaurmc.fr/lyon-fleuves-2001/page\\_html/p\\_somme\\_alelier4.html](http://www.eaurmc.fr/lyon-fleuves-2001/page_html/p_somme_alelier4.html).
- SAGNES, P. (1997): Potential artefacts in morphometric analyses of fish: effects of formalin preservation on 0+ grayling. - *J. Fish Biol.* **50**: 910-914.
- VILA-GISPERS, A. & MORENO-AMICH, R. (2001): Fish condition analysis by a weighted least squares procedure: testing geographical differences of an endangered Iberian cyprinodontid. - *J. Fish Biol.* **58**: 1658-1666.
- VILA-GISPERS, A., ZAMORA, L. & MORENO-AMICH, R. (2000): Use of the condition of Mediterranean barbel (*Barbus meridionalis*) to assess habitat quality in stream ecosystems. - *Arch. Hydrobiol.* **148**: 135-145.
- WOOTTON, R.J. (1990): *Ecology of Teleost Fishes*. Fish and Fisheries Series 1. - Chapman & Hall, London, 404 p.

## Annexes

**Tableau A** - Ensemble des pêches réalisées de 1975 à 2006 (nombre total d'ablettes : 58655, gardons : 55710, chevaines : 40654 ; nombre total de pêches : 778).

Aménagement	pK	Code station	Station	Ablette	Gardon	Chevaine	Pêche
Baix - Le Logis Neuf	131.0	BX AD	Baix, Retenue, Amont Drôme	3	9	11	1
Baix - Le Logis Neuf	143.0	BX RC	Baix, Vieux-Rhône	36	116	132	2
Baix - Le Logis Neuf	143.0	BX UV	Baix, Canal de fuite	1			1
Baix - Le Logis Neuf	143.5	BX CF	Baix, Canal de fuite, RG				1
Montélimar	144.0	MO CAMT	Cruas Amont	9354	5391	6650	89
Montélimar	148.0	MO CRAP	Cruas, Prise d'eau	57	10	294	1
Montélimar	148.0	MO CREJ	Cruas Rejet	6967	6238	3199	68
Montélimar	150.0	MO CAVL	Cruas Aval	7264	11697	3588	87
Montélimar	152.0	MO CRRO	Rochemaure, Bge, Amont		2	8	1
Montélimar	165.0	MO VVRM	Viviers, Vieux Rhône	20	231	30	2
Montélimar	166.0	MO VIVM	Châteauneuf, Canal de fuite		3	1	1
Donzère-Mondragon	166.5	DM VIVI	Viviers, Chenal (pont D86)	6662	3936	4859	34
Donzère-Mondragon	170.5	DM BADO	Barrages, Amont Donzère		25	8	1
Donzère-Mondragon	180.0	DM RC	Bourg-St-Andéol, Vieux Rhône, Amont	101	20	19	2
Donzère-Mondragon	183.0	DM TAMT	Tricastin Amont	5512	1257	4389	71
Donzère-Mondragon	184.5	DM TREJ	Tricastin Rejet	3640	2240	5678	74
Donzère-Mondragon	185.0	DM TAVL	Tricastin Aval	6151	2006	2864	72
Donzère-Mondragon	187.0	DM BLOA	Usine Blondel Amont	9	20	14	1
Donzère-Mondragon	190.0	DM BLOV	Usine Blondel Aval	219	12	18	1
Donzère-Mondragon	192.0	DM CF	Canal fuite, Donzère	25	129	122	3
Donzère-Mondragon	193.0	DM PSEV	Pont-St-Esprit, Vieux-Rhône	3263	3111	1670	23
Donzère-Mondragon	195.0	DM LEZ	Déversoir du Lez	5	1	40	1
Donzère-Mondragon	200.0	DM CF	Bollène, Canal de fuite	2	31	42	3
Donzère-Mondragon	200.0	DM LF	Lône des Faisans		13	4	1
Donzère-Mondragon	200.0	DM RC	Vieux-Rhône, Donzère, Aval	51	224	93	7
Caderousse	202.0	CA SAMT	St Etienne des Sorts, Amont	2938	5301	2689	58
Caderousse	210.0	CA SREJ	Marcoule, Rejet thermique	734	328	326	20
Caderousse	210.5	CA SAVL	Marcoule, Aval	2958	5745	1201	52
Caderousse	213.0	CA UA	Caderousse, Retenue		1	6	1
Caderousse	215.0	CA UA	Usine Caderousse, Amont	148	79	50	5
Caderousse	216.0	CA UV	Usine Caderousse, Aval	147	864	241	8
Caderousse	218.0	CA RC	Caderousse, Vieux-Rhône	14	104	72	1
Avignon	239.0	AV UA	Usine Avignon, Amont	56	169	39	5
Avignon	239.0	AV UV	Usine Avignon, Aval	146	234	110	3
Vallabrègues	255.5	VA ARAM	Aramon Amont	233	2436	216	11
Vallabrègues	256.0	CC RD	Contre Canal, rive droite		2		1
Vallabrègues	256.5	VA ARAR	Aramon Rejet thermique	4	245	3	2
Vallabrègues	257.0	VA ARAV	Aramon Aval	219	2415	297	12
Vallabrègues	260.0	VA RE	Vallabrègues, Retenue	4	15	11	2
Vallabrègues	263.0	VA VR	Beaucaire, Vieux-Rhône, aval barrage	1	7		1
Vallabrègues	264.0	CC RG	Contre Canal RG pK 264		2	2	1
Vallabrègues	265.0	VA AA	Usine Beaucaire, Amont	19	238	18	5
Vallabrègues	265.0	VA AV	Usine Beaucaire, Aval	1076	110	527	8
Vallabrègues	265.0	VA CC	Beaucaire, Contre-Canal	13	11	21	6
Vallabrègues	265.0	VA CL	Beaucaire, Canal Fuite		1	15	1
Vallabrègues	265.0	VA VR	Beaucaire, Vieux Rhône	11	23	9	2
Vallabrègues	266.0	VA EP	Beaucaire, échelle à poissons	20		6	4
Vallabrègues	268.5	VA SV	Beaucaire, aval seuil Vieux-Rhône	82	411	44	7
Vallabrègues	269.0	VA TAR	Tarascon, Aval usine	2		9	1
Grand Rhône	270.0	GR RD	Beaucaire, rive droite	1	4	1	1
Grand Rhône	270.5	GR PREJ	Tarascon, rejet cellulose		1		1
Grand Rhône	277.0	GR CLBR	Prise d'eau Bas-Fourques	482	242	983	10
Petit Rhône	324.0	PR SYLV	Petit Rhône à Sylvéral	5		25	1

**Tableau B** - Correspondance des codes des stations et pK respectifs, retenues pour l'étude du gardon et du chevaine.

<b>Code de la station</b>	<b>Station</b>	<b>pK</b>	<b>Gardon</b>	<b>Chevaine</b>	<b>Ablette</b>
BX RC	Baix, Vieux-Rhône	143,0		X	
MO CAMT	Cruas Amont	144,0	X	X	X
MO CREJ	Cruas Rejet	148,0	X	X	
MO CRAP	Prise d'eau Cruas	148,0		X	
MO CAVL	Cruas Aval	150,0	X	X	X
MO VVRM	Viviers, Vieux-Rhône	165,0	X		
DM VIVI	Viviers, chenal	166,5	X	X	X
DM TAMT	Tricastin Amont	183,0	X	X	X
DM TREJ	Tricastin Rejet	184,5	X	X	X
DM TAVL	Tricastin Aval	185,0	X	X	X
DM CF	Donzère, canal de fuite	192,0		X	
DM PSEV	Pont-St-Esprit, Vieux-Rhône	193,0	X	X	X
CA SAMT	St-Etienne-des-Sorts, Amont	202,0	X	X	X
CA SREJ	Marcoule Rejet	210,0	X	X	
CA SAVL	Marcoule Aval	210,5	X	X	X
CA UV	Caderousse, aval usine	216,0		X	
CA RC	Caderousse, Vieux-Rhône	218,0		X	
AV UV	Avignon, aval usine	239,0		X	
VA ARAM	Aramon Amont	255,5	X	X	X
VA ARAR	Aramon Rejet	256,5	X		
VA ARAV	Aramon Aval	257,0	X	X	X
VA AA	Beaucaire, amont usine	265,0	X		
VA AV	Beaucaire, aval usine	265,0	X	X	
VA SV	Beaucaire, seuil Vieux-Rhône	268,5	X	X	
GR CLBR	Fourques, prise d'eau BRL	277,0		X	