

UNE RELATION BIOMETRIQUE POUR L'ETUDE DE LA COMPOSITION EN TAILLE DES CAPTURES COMMERCIALES DES BAUDROIES (*Lophius piscatorius*, L., et *Lophius budegassa*, Spinola) EN MANCHE OUEST.

Spyros FIFAS, Yvon MORIZUR, Patrick LESPAGNOL, André OGOR, Malik MTIMET
IFREMER - DRV/RH - Centre de Brest - B.P.70 - 29280 Plouzané - FRANCE

RESUME.

Le suivi du stock de baudroies en Manche Ouest (7E), réalisé par estimation de la structure en taille des débarquements commerciaux, est principalement contraint par les différents types de présentation du produit à la vente et par des confusions locales sur les informations saisies par le réseau statistique de production. Ces deux espèces sont débarquées, soit sous forme éviscérée (cas exclusif à Saint-Malo), soit sous forme étêtée (cas dominant à Roscoff, Saint-Brieuc). Cette particularité ne permettait pas jusqu'à présent d'évaluer de manière équivalente la contribution des métiers majeurs ciblant ces espèces (chalutage de fond, fileyage à grandes mailles) et les interactions entre eux.

Pour surmonter cet inconvénient, des relations biométriques ont été mises au point en 1991 à partir des poissons éviscérés des halles de Saint-Malo. Les clés ont été complétées par des données sur les baudroies rousses recueillies en 1992 à Concarneau (Bretagne Sud). Il s'agit des relations entre la longueur totale (variable expliquée) d'une part, des distances entre nageoires caudale et dorsale (*longueur dorsale*), caudale et ventrale (*longueur ventrale*) (variables explicatives) d'autre part. Des comparaisons à l'aide des analyses de covariance entre les deux espèces et trois trimestres ont été effectués. Les relations ne semblent pas être significativement différentes à l'échelle temporelle; par contre, l'emploi de deux relations séparées sur les deux espèces est statistiquement justifié.

L'étude des résidus montre que les deux clés (dorsale et ventrale) sont statistiquement fiables, mais celle construite sur la partie dorsale est plus aisément applicable sur les poissons étêtés car elle génère un biais mino- ré du coefficient de conversion en poids éviscéré.

MOTS CLES : *Manche Ouest, baudroie, longueur dorsale, longueur ventrale, analyse de covariance, résidu, coefficient de conversion.*

A BIOMETRIC RELATIONSHIP FOR STUDY OF THE LENGTH COMPOSITION OF COMMERCIAL CATCHES OF MONKFISHES (*Lophius piscatorius*, L., and *Lophius budegassa*, Spinola) IN THE WESTERN ENGLISH CHANNEL.

Spyros FIFAS, Yvon MORIZUR, Patrick LESPAGNOL, André OGOR, Malik MTIMET
IFREMER - DRV/RH - Centre de Brest - B.P.70 - 29280 Plouzané - FRANCE

ABSTRACT.

The assessment of the monkfishes stock in the Western English Channel, carried out by estimating the length composition of commercial landings, is principally constrained by the different fish presentations when sold and some confusions in the data of production statistic network. These two species are landed gutted (the exclusive case for Saint-Malo trawlers) or as tails (the dominating case for Roscoff netters and for Saint-Brieuc vessels which practice several "métiers"). This particularity does not allow to evaluate similarly the fishing pattern of major "métiers" (bottom trawl, large mesh size net) targetting these species.

To overcome this difficulty, biometric relationships had been perfected in 1991 using gutted fishes landed at Saint-Malo. Data bases for *L. budegassa* were completed with measures taken at Concarneau (South Brittany) in 1992. For both species, relationships are fitted using total fish length as dependent variable against : (I) the distance from the

tail fin to the dorsal one (*dorsal length*) and (II) the distance from the tail fin to the ventral one (*ventral length*). Comparisons based on covariance analysis were carried out between the two species and between three year quarters. The relationships don't seem to be significantly different on the time scale, but the use of a same relationship for both species is statistically not justified.

The residual distribution study shows that both relationships are statistically reliable, but the one using the *dorsal length* is more suitable because it involves a reduced bias on the tail weight to gutted weight factor.

KEYWORDS : *Western English Channel, monkfish, dorsal length, ventral length, covariance analysis, residual, weight conversion factor.*

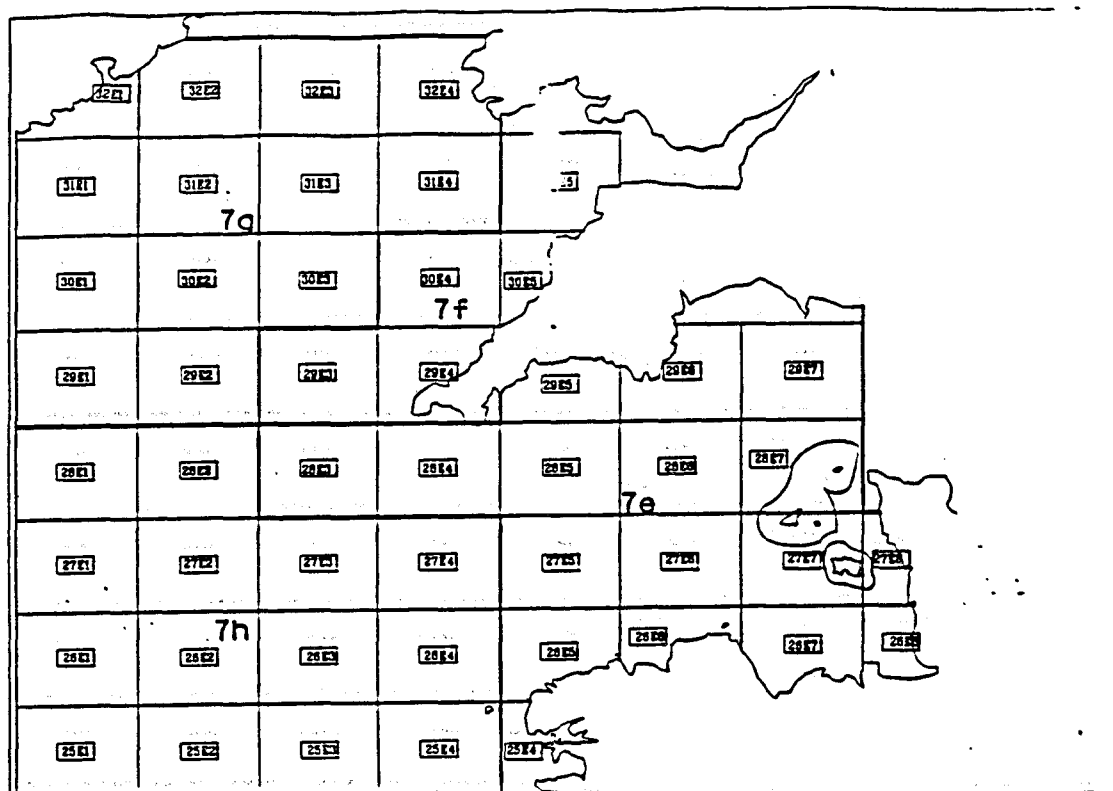


Figure 1. Manche Ouest (7E).
Figure 1. Western English Channel (7E).

1. INTRODUCTION.

1.1. Historique.

Dans l'exploitation des espèces de poisson en Manche Ouest (7E ; fig. 1), les baudroies (commune ou blanche, *Lophius piscatorius*, L., et rousse ou noire, *L. budegassa*, Spinola) occupent une place dominante. D'après les statistiques de pêche sur la période 1978 à 1990, les débarquements concernant ces espèces sont de 28400 tonnes, soit 2300 tonnes en moyenne de prises annuelles ; cette quantité équivaut à 6,6 % de l'ensemble des poissons exploités dans le même secteur. La première de ces espèces représente la quasi-totalité des débarquements de baudroies.

Une baisse de la production de ces espèces depuis quelques années est mise en évidence dans les secteurs traditionnels de chalutage en Bretagne Sud (CHARUAU et BISEAU, 1989) ; la même tendance est également observée chez les chalutiers de Manche Ouest (MTIMET, 1992 ; sous presse). Toutefois, le rôle de ces espèces en Bretagne Nord semble renforcé par rapport aux années antérieures en raison d'une orientation croissante vers les métiers du filet et de la conversion d'une partie

de la flottille à l'exploitation des poissons dans des secteurs sans tradition dans le domaine.

1.2. Particularités des débarquements en baudroie. Objectif de l'étude.

En Manche Ouest, la baudroie est présentée au débarquement sous deux formes différentes :

- Eviscérée (Saint-Malo).
- Etêtée (Roscoff, Côtes-d'Armor).

Pour cette raison, le suivi par l'IFREMER des captures commerciales de baudroies n'a débuté que récemment (1991). Devant cette complication quant à l'acquisition des données, deux conditions sont nécessaires afin que l'expertise sur le stock soit fiable :

(I) La disponibilité en statistiques de pêche fiables permettant de dissocier les deux présentations dans le cas où elles peuvent coexister. C'est le cas dans les criées de Côtes-d'Armor, mais non dans celle de Roscoff où la seule désagrégation possible est basée sur des tests concernant le prix moyen de vente (significativement plus fort pour les poissons étêtés). Cette confusion est contraignante car elle ne permet pas d'estimer le poids effectivement prélevé sur le stock avant centralisation des statistiques de pêche et cumul des différents types de présentation après conversion.

(II) La mise au point des clés biologiques de conversion permettant d'obtenir la distribution de fréquence de taille sur les poissons étêtés grâce à des relations entre des grandeurs mesurables sur les queues des poissons et les longueurs totales. En l'absence de ce type de clé, l'étude d'interaction entre métiers en Manche Ouest (chalutage et fileyage) est biaisée car c'est surtout le second métier qui est représenté par du poisson étêté aux débarquements.

L'existence de la criée de Saint-Malo où les poissons sont exclusivement présentés sous forme éviscérée, a autorisé à établir ce type des relations biométriques. Il s'agit des relations entre la longueur totale individuelle et les distances (I) entre nageoire caudale et dorsale (*longueur dorsale* ; fig. 2) et (II) entre nageoire caudale et anale (*longueur ventrale*). L'objectif était de définir, au cours de l'année 1991, la relation la plus fiable afin de reconstituer les longueurs totales des baudroies étêtées.

2. RESULTATS.

2.1. Présentation des relations. Comparaison des deux espèces.

Au cours des trois premiers trimestres d'échantillonnage en 1991, 728 poissons éviscérés ont été mesurés (670 baudroies blanches) ; la quasi-totalité provenait de la criée de Saint-Malo. Les données sur les baudroies noires ont été complétées par des mensurations effectuées en criée de Concarneau (Bretagne Sud ; échantillon de 177 individus) sous l'hypothèse de stock-unité pour les aires 7 et 8 de C.I.E.M. comme ceci est admis dans les groupes de travail. Sur chaque individu, trois mesures (totale, dorsale, ventrale) ont été effectuées. Ainsi, deux relations allométriques (dorsale/totale et ventrale/totale) sont proposées.

Dans un premier temps, il est intéressant de tester si on a droit de maintenir des relations communes sur les deux espèces. Dans le cas de la Manche

Ouest, la question n'a pas d'intérêt primordial car la part des baudroies noirs est marginale ; elle est, néanmoins, essentielle pour les analyses du Working Group VII-VIII. On doit noter ici que les débarquements en Angleterre et en Pays des Galles sont également constitués des poissons étêtés.

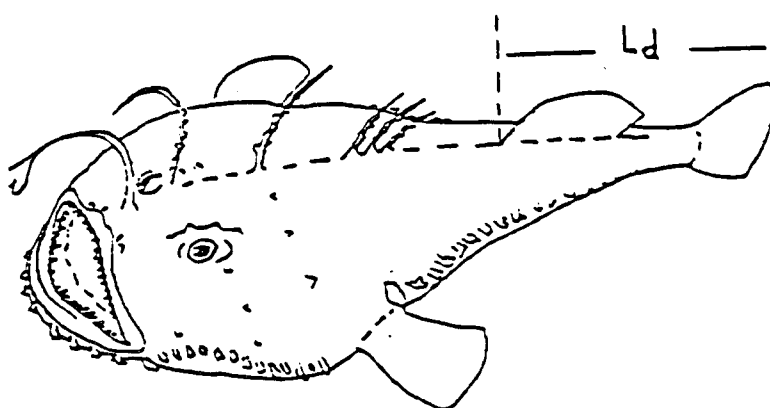


Figure 2. Définition de la longueur dorsale : distance entre les nageoires dorsale et caudale.
Figure 2. Definition of dorsal length : distance between dorsal and tail fins.

Les relations testées sont :

$$L_t = \alpha \cdot L_v^\beta \quad (\text{longueur totale/longueur ventrale}) \quad (1)$$

$$L_t = \alpha \cdot L_d^\beta \quad (\text{longueur totale/longueur dorsale}) \quad (2)$$

ajustées par les moindres carrés après transformation logarithmique. On a ainsi :

$$\ln(L_t) = \ln(\alpha) + \beta \cdot \ln(L_v) \quad \text{ou} \quad \ln(L_t) = \ln(\alpha) + \beta \cdot \ln(L_d)$$

Les comparaisons des pentes et des ordonnées à l'origine sont réalisées à l'aide d'une analyse de covariance (SNEDECOR et COCHRAN, 1971). Les hypothèses nulles (H_0) sont : "les pentes (ou les ordonnées à l'origine) ne sont pas significativement différentes" testées contre H_1 : "les différences sont significatives" ; le seuil de confiance $1-\alpha$ est de 95 %. La réalisation de cette comparaison demande de tester préalablement l'homogénéité des variances résiduelles à l'aide d'un test F (SCHERRER, 1983).

Les résultats de comparaison des deux espèces apparaissent dans le tableau 1. Les figures 3 et 4 donnent la représentation graphique de ses relations.

L'homogénéité des variances résiduelles nous a permis de poursuivre le test jusqu'à l'étape finale.

Les pentes ne sont pas significativement différentes dans la relation ventrale/totale alors qu'elles le sont dans la relation dorsale/totale. Par contre, dans les deux cas, le test sur les ordonnées à l'origine est très significatif.

En conséquence, on doit appliquer des relations biométriques séparées sur les deux espèces.

2.2. Comparaison des trois trimestres (baudroie blanche).

On s'est davantage intéressé à la baudroie blanche (échantillon de 670 poissons) et on a examiné si les relations biométriques comportent une composante saisonnière significative. Pour cela, on a procédé à des tests statistiques entre les trois trimestres de collecte des données, selon une démarche similaire à celle décrite précédemment. Pour tester l'homogénéité des variances résiduelles, on a effectué un test de BARTLETT. Les résultats sont présentés dans le tableau 2 et dans les figures 5 et 6.

Contrairement aux conclusions dégagées lors de la comparaison des deux espèces, les pentes ne sont en aucun cas significativement différentes, alors que les ordonnées à l'origine le sont. Tenant compte de la remarque de SNEDECOR et COCHRAN (1971) qui mettent l'accent sur le rôle de la pente pour ce test, nous utiliserons des relations communes sur les trois trimestres.

2.3. Choix de la variable explicative optimale (longueur ventrale ou dorsale).

La réalisation des tests statistiques entre espèces et trimestres garde un intérêt pratique uniquement si on est capable de choisir la variable explicative (longueur ventrale ou dorsale) qui contribue le mieux à la reconstitution de la variable expliquée (longueur totale).

A première vue, la réponse est délicate car les deux variables, L_v et L_d , expliquent un fort pourcentage de la variance totale de la variable L_t (environ 93 % après transformation log-log). La répartition du nuage des points autour de l'axe ajusté présente également dans les deux cas une allure similaire.

Pour départager les deux variables explicatives, on peut envisager plusieurs solutions :

(I) Tester sur les poissons étêtés si la relation entre les deux variables explicatives, L_v et L_d , diffère significativement de celle construite entre les mêmes variables sur les poissons éviscérés. Une différence serait attribuable à :

(I.1) Un biais plus fort induit à une des deux dimensions explicatives quand celles-ci étaient mesurées sur des poissons étêtés (p.ex. retraction de la peau de l'animal, etc.).

(I.2) Une part de subjectivité en raison d'un nombre d'échantillonneurs plus élevé pour les poissons étêtés qui provoquerait une augmentation de la dispersion du nuage des points (L_v , L_d).

(II) Tester, pour les poissons étêtés ou éviscérés, la distribution des résidus réduits de l'ensemble des ajustements (L_v/L_t , L_d/L_t , L_v/L_d).

(III) Tester la fiabilité des L_v ou L_d au moyen des différents coefficients de conversion de poids entre les types de présentation.

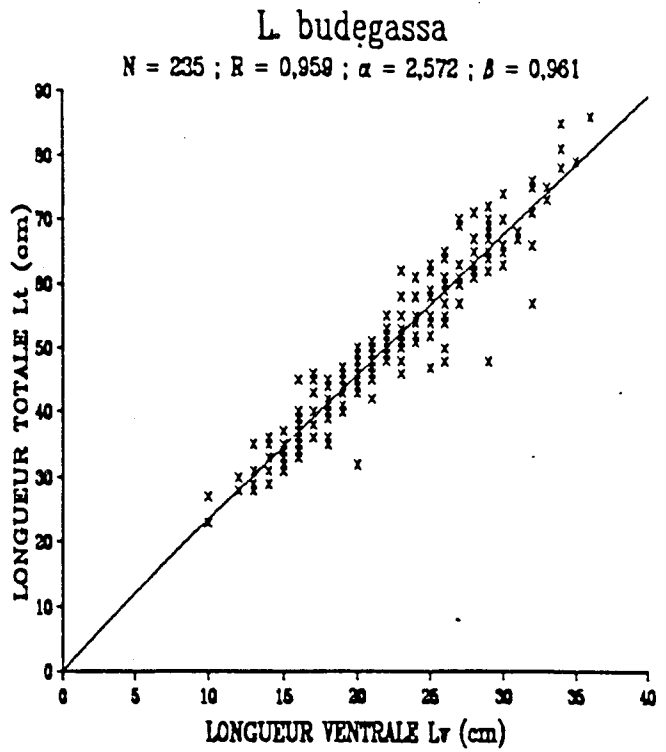
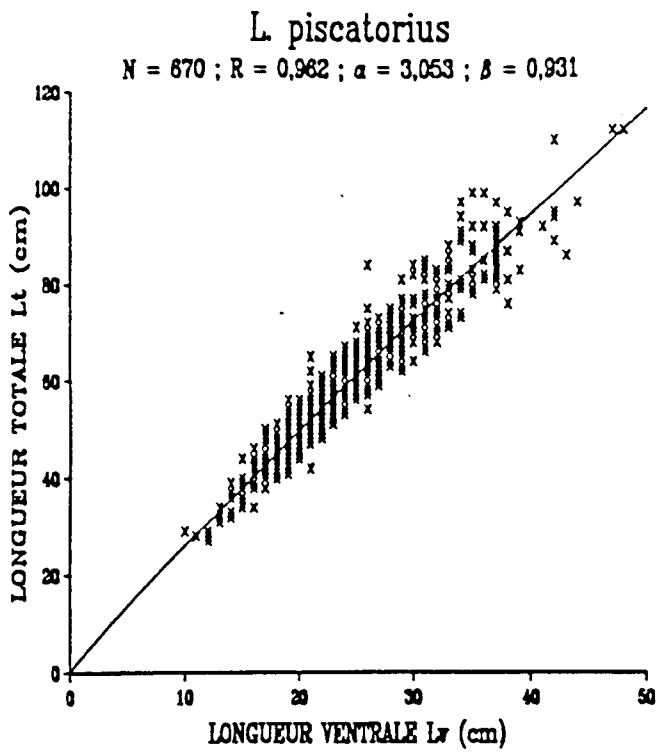


Figure 3. Ajustement entre les longueurs ventrale (L_v) et totale (L_t). $L_t = \alpha \cdot L_v^\beta$ (R = coefficient de corrélation). Comparaison des deux espèces.

Figure 3. Fitting of total length (L_t) against ventral length (L_v). $L_t = \alpha \cdot L_v^\beta$ (R = correlation coefficient). Comparison of the two species.

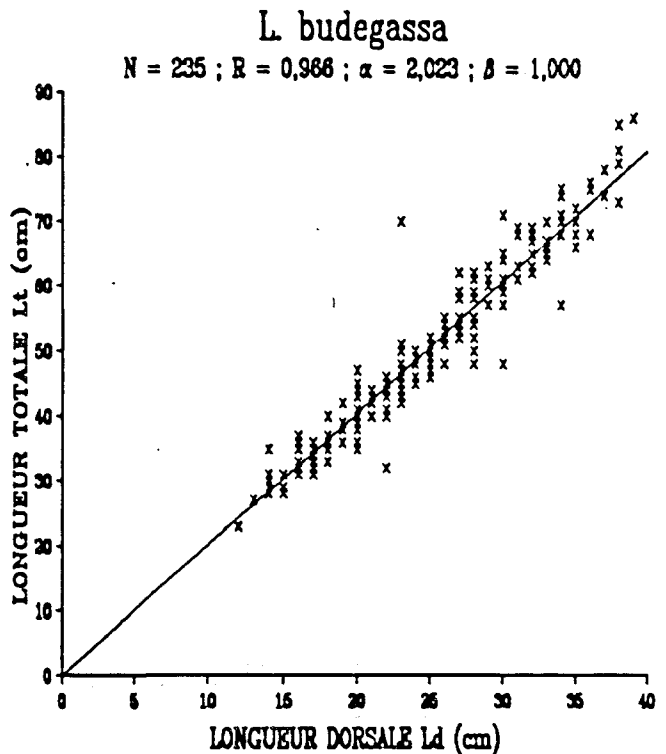
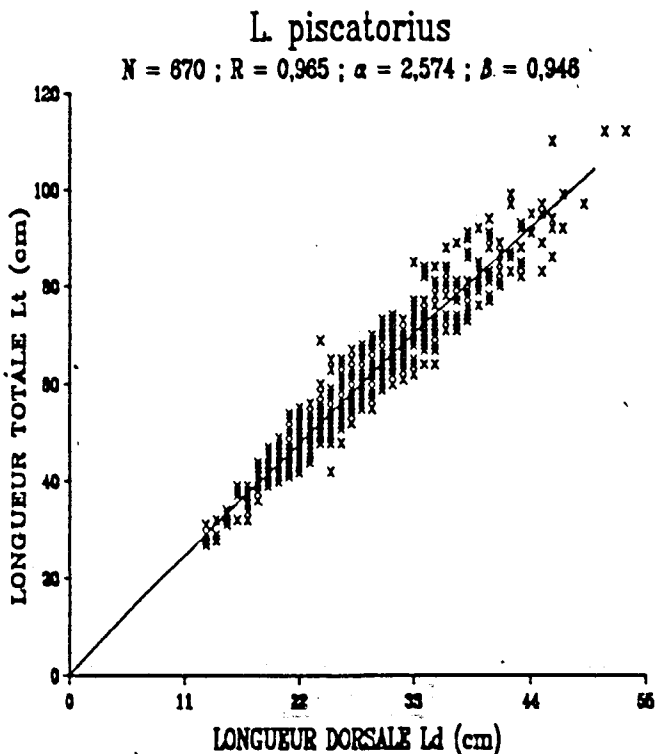


Figure 4. Ajustement entre les longueurs dorsale (L_d) et totale (L_t). $L_t = \alpha \cdot L_d^\beta$ (R = coefficient de corrélation). Comparaison des deux espèces.

Figure 4. Fitting of total length (L_t) against dorsal length (L_d). $L_t = \alpha \cdot L_d^\beta$ (R = correlation coefficient). Comparison of the two species.

TABLEAU 1							
COMPARAISON DES RELATIONS BIOMETRIQUES (baudroies blanche et noire) COMPARISON OF BIOMETRIC RELATIONSHIPS (<i>L. piscatorius</i> and <i>L. budegassa</i>)							
	RELATION L_v/L_t			RELATION L_d/L_t			
	BAUDROIE BLANCHE	BAUDROIE NOIRE		BAUDROIE BLANCHE	BAUDROIE NOIRE		
n	670	235		670	235		
$\sum X_i$	16402	5153		18664	5808		
$\sum Y_i$	40146	11774		40146	11774		
r	0,962	0,959		0,965	0,966		
β	0,931	0,961		0,946	1,000		
α	3,053	2,572		2,574	2,023		
ANALYSE DE COVARIANCE							
(I) RELATION L_v/L_t							
	D.D.L.	SCT(L_v)	SCT(L_t)	β	D.D.L.	SCI	VI
BLANCHE	669	43,628	40,836	0,931	668	3,027	0,0045
NOIRE	234	15,723	15,777	0,961	233	1,253	0,0054
SOMME SCI					901	4,280	0,0048
SOMME SCT	903	59,352	56,614	0,939	902	4,290	0,0048
					1	0,011	0,0105
INTER	1	2,121	5,760				
LOPHIUS	904	61,472	62,373		903	5,320	
					1	1,029	1,0294
TEST f							
homogénéité des VI : $f = 0,0054/0,0045 = 1,187 < f(1-\alpha; 233; 668)$ H_0 ACCEPTEE							
pentes (β) : $f = 0,0105/0,0048 = 2,218 < f(1-\alpha; 1; 901)$ H_0 ACCEPTEE							
ordonnées ($\ln(\alpha)$) : $f = 1,0294/0,0048 = 216,412 > f(1-\alpha; 1; 902)$ H_0 REJETEE							
(I) RELATION L_d/L_t							
	D.D.L.	SCT(L_d)	SCT(L_t)	β	D.D.L.	SCI	VI
BLANCHE	669	42,481	40,836	0,946	668	2,823	0,0042
NOIRE	234	14,714	15,777	1,000	233	1,070	0,0046
SOMME SCI					901	3,893	0,0043
SOMME SCT	903	57,194	56,614	0,960	902	3,924	0,0044
					1	0,032	0,0317
INTER	1	2,455	5,760				
LOPHIUS	904	59,649	62,373		903	4,694	
					1	0,770	0,7700
TEST f							
homogénéité des VI : $f = 0,0046/0,0042 = 1,087 < f(1-\alpha; 233; 668)$ H_0 ACCEPTEE							
pentes (β) : $f = 0,0317/0,0043 = 7,329 > f(1-\alpha; 1; 901)$ H_0 REJETEE							
ordonnées ($\ln(\alpha)$) : $f = 0,7700/0,0044 = 176,980 > f(1-\alpha; 1; 902)$ H_0 REJETEE							

avec : n = nombre des poissons mesurés ; $\sum X_i$ et $\sum Y_i$ = somme des valeurs de la variable explicative (L_v ou L_d) et expliquée (L_t) ; r = coefficient de corrélation ; D.D.L. = nombre de degrés de liberté (égal à n - 1 dans le cas de la variance totale, n - 2 pour la variance résiduelle) ; SCT(L_v), SCT(L_d), SCT(L_t) = somme des carrés des écarts totaux des variables explicatives (L_v et L_d) et expliquée (L_t) ; SCI = somme des carrés des écarts résiduels de la variable expliquée (L_t) ; VI = variance résiduelle de la variable expliquée (L_t).

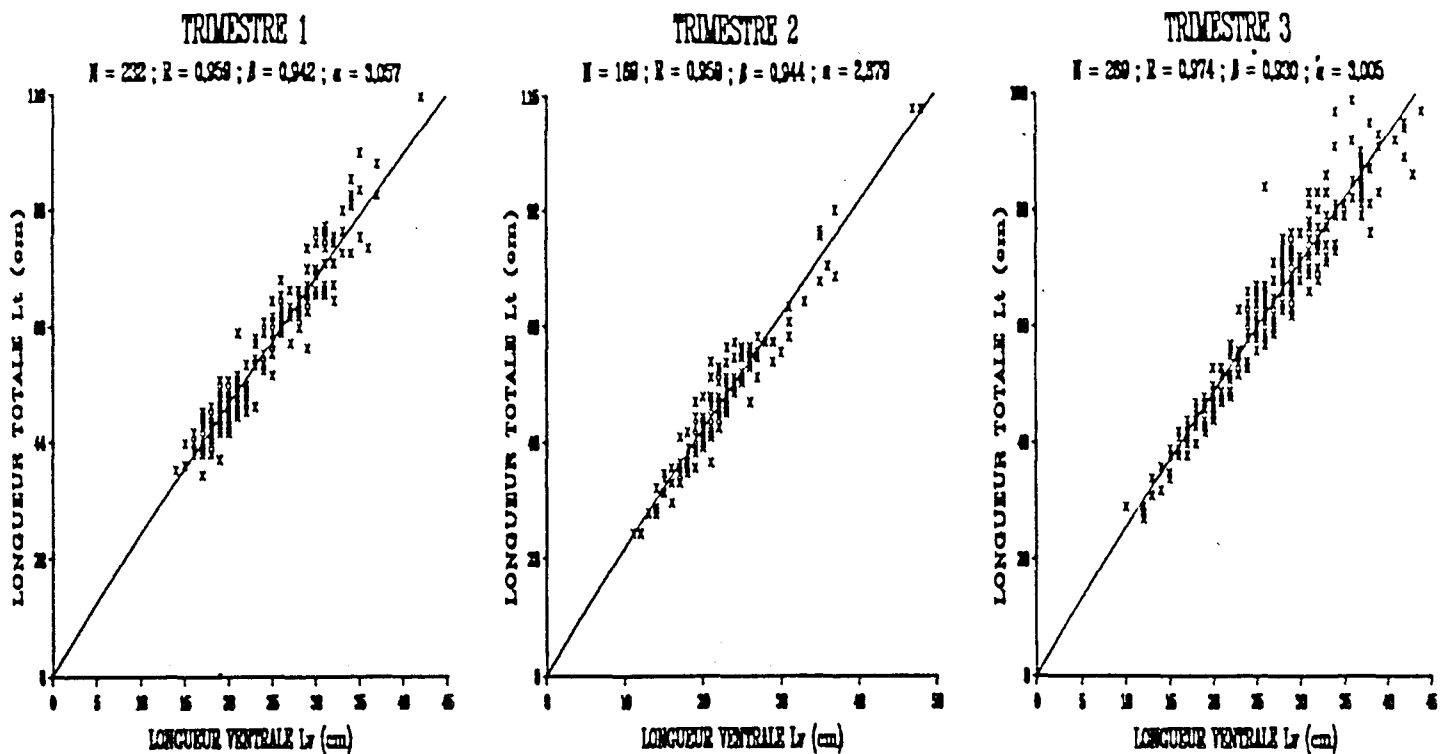


Figure 5. Ajustement entre les longueurs ventrale (L_v) et totale (L_t). $L_t = a \cdot L_v^\beta$ (R = coefficient de corrélation). Comparaison des trois trimestres.

Figure 5. Fitting of total length (L_t) against ventral length (L_v). $L_t = a \cdot L_v^\beta$ (R = correlation coefficient). Comparison of three year quarters.

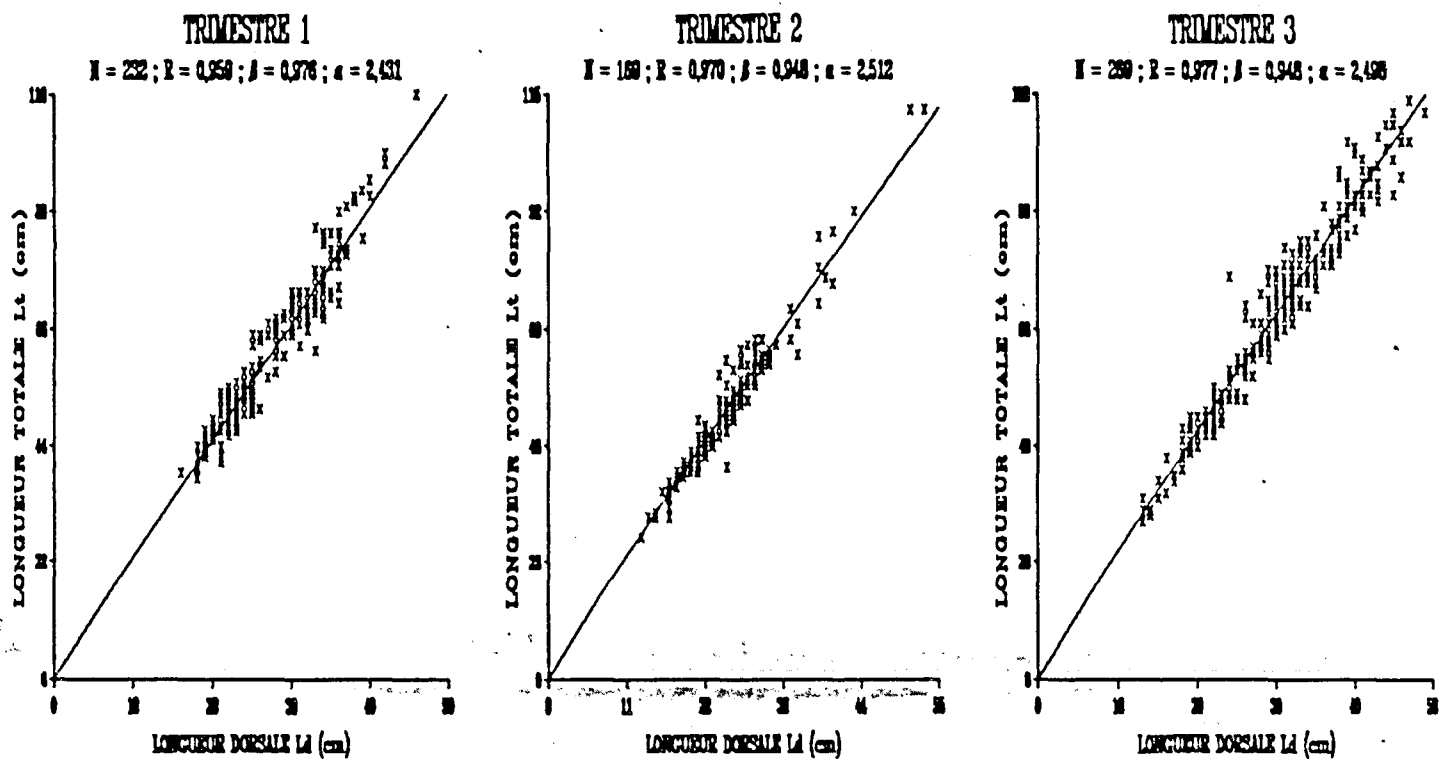


Figure 6. Ajustement entre les longueurs dorsale (L_d) et totale (L_t). $L_t = a \cdot L_d^\beta$ (R = coefficient de corrélation). Comparaison des trois trimestres.

Figure 6. Fitting of total length (L_t) against dorsal length (L_d). $L_t = a \cdot L_d^\beta$ (R = correlation coefficient). Comparison of three year quarters.

TABLEAU 2							
COMPARAISON DES RELATIONS BIOMETRIQUES (trois trimestres) COMPARISON OF BIOMETRIC RELATIONSHIPS (three year quarters)							
	RELATION L_v/L_t			RELATION L_d/L_t			
	TRIM1	TRIM2	TRIM3	TRIM1	TRIM2	TRIM3	
n	232	169	269	232	169	269	
$\sum X_i$	5555	3768	7079	6299	4288	8077	
$\sum Y_i$	14150	9116	16880	14150	9116	16880	
r	0,959	0,959	0,974	0,959	0,970	0,977	
β	0,942	0,944	0,930	0,976	0,948	0,948	
α	3,057	2,879	3,005	2,431	2,512	2,498	
ANALYSE DE COVARIANCE							
(I) RELATION L_v/L_t							
	D.D.L.	SCT(L_v)	SCT(L_t)	β	D.D.L.	SCI	VI
TRIM1	231	11,034	10,654	0,942	230	0,857	0,0037
TRIM2	168	8,659	8,394	0,944	167	0,679	0,0041
TRIM3	268	21,393	19,478	0,930	267	0,994	0,0037
SOMME SCI					664	2,530	0,0038
SOMME SCT	667	41,086	38,525	0,936	666	2,532	0,0038
					2	0,002	0,0009
INTER	2	2,542	2,311				
ANNEE	669	43,628	40,836		668	3,027	
					2	0,495	0,2474
TESTS							
homogénéité des VI: $B_c = 0,491 < X^2(\alpha;2)$				H_0 ACCEPTEE			
pentes (β) : $F = 0,0009/0,0038 = 0,245 < F(1-\alpha;2;664)$				H_0 ACCEPTEE			
ordonnées ($\ln(\alpha)$) : $F = 0,2474/0,0038 = 65,066 > F(1-\alpha;2;666)$				H_0 REJETEE			
(II) RELATION L_d/L_t							
	D.D.L.	SCT(L_d)	SCT(L_t)	β	D.D.L.	SCI	VI
TRIM1	231	10,289	10,654	0,976	230	0,861	0,0037
TRIM2	168	8,784	8,394	0,948	167	0,495	0,0030
TRIM3	268	20,712	19,478	0,948	267	0,879	0,0033
SOMME SCI					664	2,235	0,0034
SOMME SCT	667	39,785	38,525	0,955	666	2,241	0,0034
					2	0,006	0,0029
INTER	2	2,696	2,311				
ANNEE	669	42,481	40,836		668	2,823	
					2	0,582	0,2910
TESTS							
homogénéité des VI: $B_c = 2,717 < X^2(\alpha;2)$				H_0 ACCEPTEE			
pentes (β) : $F = 0,0029/0,0034 = 0,872 < F(1-\alpha;2;664)$				H_0 ACCEPTEE			
ordonnées ($\ln(\alpha)$) : $F = 0,2910/0,0034 = 86,474 > F(1-\alpha;2;666)$				H_0 REJETEE			

Les notations empruntées sont identiques à celles du tableau 1.

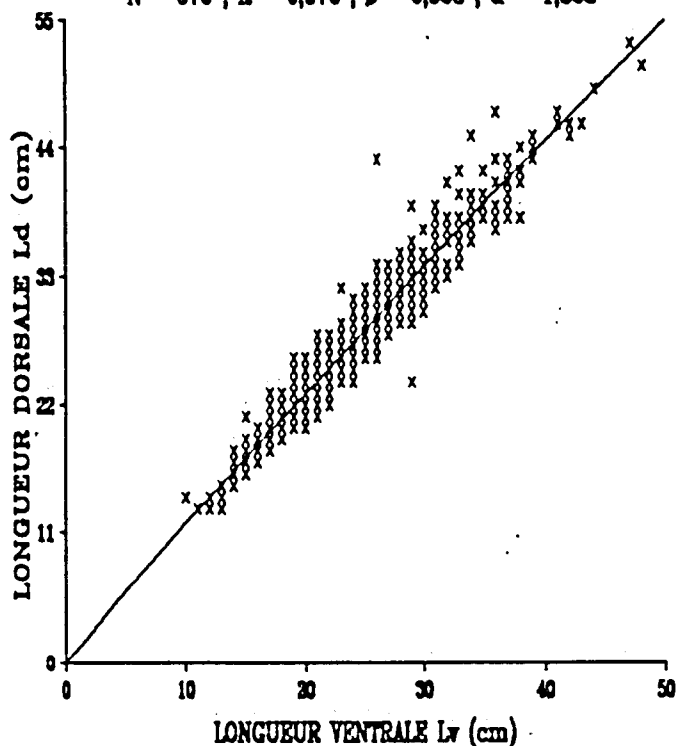
2.3.1. La corrélation entre longueurs ventrale et dorsale.

Au cours des trois premiers trimestres de l'année 1991, 1662 baudroies blanches étêtées ont été mesurées. Deux mesures ont été retenues (longueur ventrale et dorsale) ; la fonction ajustée entre elles doit être comparée, à l'aide d'une analyse de covariance, avec celle obtenue à partir des 670 poissons éviscérés. Les deux relations sont présentées dans le tableau 3 et la figure 7. Pour être autorisé à procéder à l'analyse de covariance, un test F d'homogénéité des variances résiduelles est tout d'abord réalisé.

TABLEAU 3							
COMPARAISON DES POISSONS EVISCERES ET ETETES (relation L_v/L_d) COMPARISON BETWEEN GUTTED FISHES AND TAILS (relationship L_v/L_d)							
PRESENTATION	n	$\sum X_i$	$\sum Y_i$	r	β	α	VI
EVISCERES	670	16402	18664	0,970	0,958	1,303	0,0037
ETETES	1662	49850	59124	0,922	0,964	1,340	0,0056
TEST D'HOMOGENEITE DES VARIANCES RESIDUELLES VI F = 1,513 > F(1- α ;1660;668) DECISION : IMPOSSIBLE DE CONTINUER AVEC UNE ANALYSE DE COVARIANCE							

POISSONS EVISCERES

N = 670 ; R = 0,970 ; $\beta = 0,958$; $\alpha = 1,303$



BAUDROIES ETETES

N = 1662 ; R = 0,922 ; $\beta = 0,964$; $\alpha = 1,340$

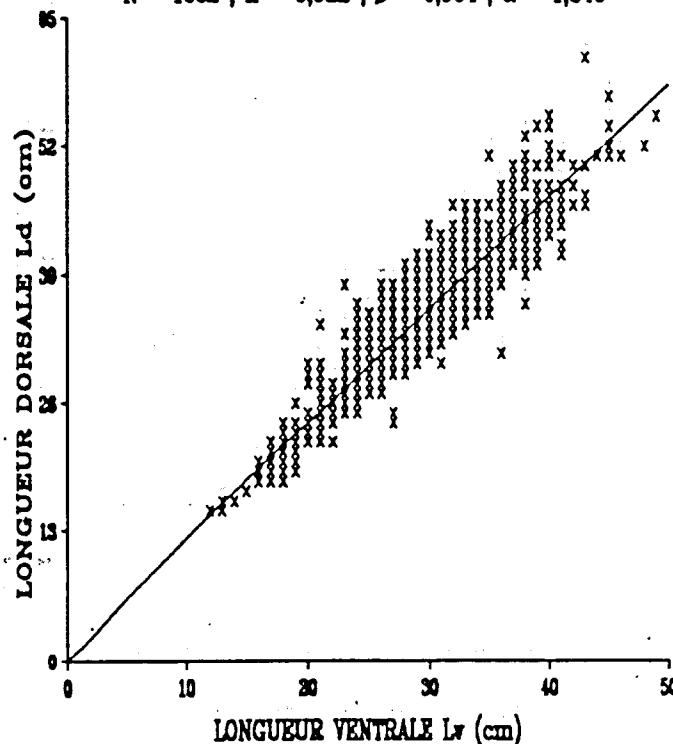


Figure 7. Ajustement de la relation entre longueurs ventrale et dorsale. $L_d = \alpha \cdot L_v^\beta$ (R = coefficient de corrélation).
Comparaison des deux types de présentation.

Figure 7. Fitting of relationship between ventral length and dorsal one. $L_d = \alpha \cdot L_v^\beta$ (R = coefficient de corrélation).
Comparison of the two presentations when sold.

Etant donné la forte dispersion des couples des valeurs (L_v , L_d) dans le cas des baudroies étêtées, la conclusion d'hétérogénéité des variances résiduelles n'est pas surprenante. On doit se contenter de signaler que pentes et ordonnées à l'origine sont proches sans appui statistique.

Notre attention a été portée sur le fait que, pour les individus étêtés, pente et ordonnée à l'origine sont plus fortes que pour les animaux éviscérés alors que ces deux paramètres sont toujours anti-corrélés. Dans ce cas, une longueur ventrale donne en moyen une longueur dorsale systématiquement plus forte que lorsqu'il s'agit des poissons éviscérés. On ne peut donc négliger une source de biais qui pourrait provenir :

(I) *Des poissons éviscérés* : Le biais, dans ce cas, serait imputable au nombre limité de personnes ayant mesuré des baudroies sous cette présentation. On aurait pu avoir :

(I.1) Sous-estimation de la longueur dorsale.

(I.2) Surestimation de la longueur ventrale.

(II) *Des poissons étêtés* : Le biais, dans ce deuxième cas, serait dû à la présentation même des individus (p.ex. retraction de la peau du côté ventral). Deux cas sont envisageables :

(II.1) Surestimation de la longueur dorsale.

(II.2) Sous-estimation de la longueur ventrale.

2.3.2. Analyse des résidus réduits.

Dans le but de conclure quelle variable explicative induit le biais le plus fort, nous procédons à une analyse des distributions des résidus réduits des relations ajustées après lissage par moyennes mobiles afin d'éliminer les pics parasites. Le résultat est donné par la figure 8.

Eu égard aux erreurs éventuelles évoquées précédemment (§ 2.3.1), on peut signaler que :

(1) Si ce sont les mesures sur poissons éviscérés qui sont le plus entachées de biais, la dissymétrie serait à droite (cf. (I.1) et (I.2) dans § 2.3.1) : une sous-estimation de L_d pour une valeur donnée de L_v signifierait un plus grand nombre d'observations à résidus positifs.

(2) Dans le sens contraire, si le biais provient plutôt des animaux étêtés, la dissymétrie serait à gauche.

La dissymétrie vers la gauche constitue la règle générale de la figure 8. Ceci signifie que l'échantillon de baudroies éviscérées est vraisemblablement hors cause. Pour confirmer cette observation, nous avons effectué un test des signes sur l'ensemble des distributions des résidus réduits des relations biométriques. Les résultats sont présentés dans le tableau 4.

Dans ce tableau, on constate que les mesures sur les poissons éviscérés ne sont pas exemptes d'erreur : la relation L_d/L_v donne un résultat significatif. Toutefois, la dissymétrie y est à gauche ce qui exclut que l'on est en présence d'un biais systématique. Les erreurs seraient, dans ce cas, dues au nombre limité d'échantillonneurs produisant une plus grande irrégularité des mesures (cf. fig. 8: pics non éliminés malgré le lissage).

TABLEAU 4							
CARACTERISTIQUES DES DISTRIBUTIONS DES RESIDUS REDUITS CHARACTERISTICS OF RESIDUAL DISTRIBUTIONS RESULTATS DU TEST DES SIGNES RESULTS OF A SIGN TEST							
PRESENTATION	RELATION	EFFECTIF TOTAL	CAS NEGATIFS	CAS POSITIFS	VALEUR DU TEST	α_3	α_4
éviscérés	L_v/L_t	670	350	320	0,131	0,283	3,210
éviscérés	L_d/L_t	670	374	296	0,002*	0,387	3,273
éviscérés	L_v/L_d	670	333	337	0,425	0,453	5,916
étêtés	L_v/L_d	1662	901	761	0,000*	0,318	3,275

α_3 = coefficient de dissymétrie ("skewness") ; α_4 = coefficient d'aplatissement ("kurtosis") ; * = résultat significatif au seuil de confiance de $1-\alpha = 0,95$.

Une réponse sur la question du biais est donnée par comparaison du résultat du test sur les relations entre longueurs ventrale et dorsale pour les deux types de présentation. En fait, la décision statistique diffère selon le cas : ce sont les poissons étêtés qui sont le plus marqués par une dissymétrie à gauche (malgré une régularité des mesures qui se manifeste par une distribution détachée des pics parasites).

En résumé, les mesures sur les poissons étêtés sont vraisemblablement plus biaisées en raison d'une surestimation de L_d ou d'une sous-estimation de L_v .

2.3.3. Recherche de la variable explicative la moins biaisée.

2.3.3.1. Clé taille/poids éviscéré.

MTIMET (1992 ; sous presse) a testé sur l'ensemble des poissons éviscérés échantillonnés en 1991, différentes relations allométriques entre longueur totale et poids éviscéré, proposées par GUILLOU et NJOCK (1978), TSIMENIDIS et ONDRI (1980), OLASO et PEREDA (1983), GAERTNER (1985). Parmi ces clés, celle due à OLASO et PEREDA (1983) semble la mieux adaptée aux observations (écart relatif entre poids observés et théoriques de 1 %) :

$$W_e = 0,016 \cdot L_t^{2,917} \quad L. \text{ piscatorius} \quad (3)$$

$$W_e = 0,016 \cdot L_t^{2,930} \quad L. \text{ budegassa} \quad (4)$$

avec : W_e = poids éviscéré (en g).

L'adéquation satisfaisante de cette clé nous autorise à l'employer par la suite pour reconstituer les poids théoriques éviscérés des poissons étêtés, selon trois étapes :

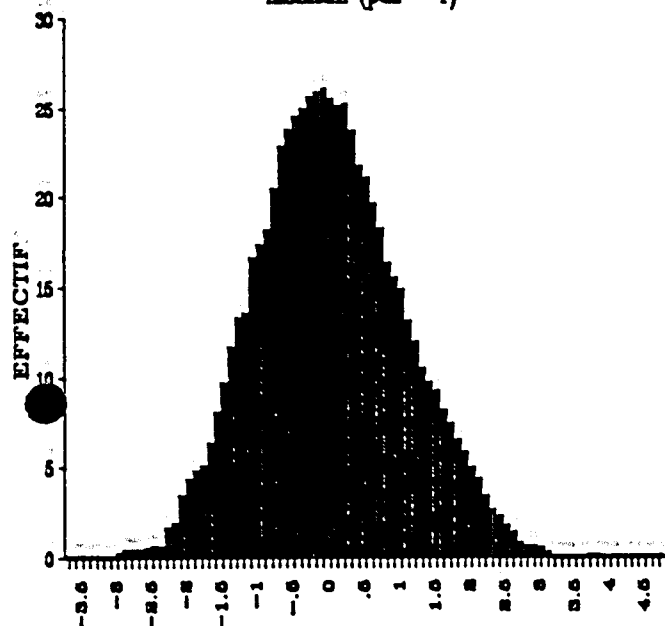
(I) Calcul des L_t ajustées à partir des L_v ou L_d .

(II) Application des relations (3) et (4) (la deuxième étant représentée par quelques individus uniquement).

(III) Connaissant les poids des poissons étetés au débarquement, les deux premières étapes permettent d'évaluer deux coefficients de conversion étêté/éviscéré, un par variable explicative, et de les comparer avec le coefficient retenu pour les conversions officielles dans les statistiques de pêche.

POISSONS EVISCERES - RELATION L_v/L_t

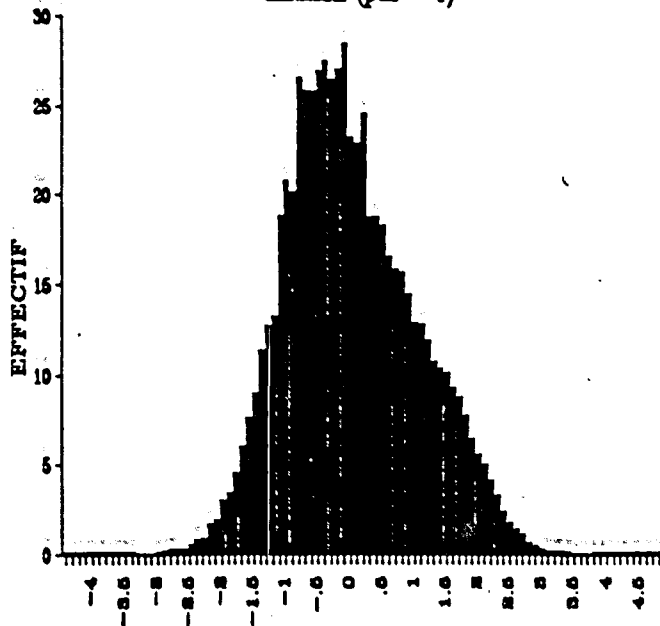
LISSAGE (pas = 1)



RESIDU REDUIT

POISSONS EVISCERES - RELATION L_d/L_t

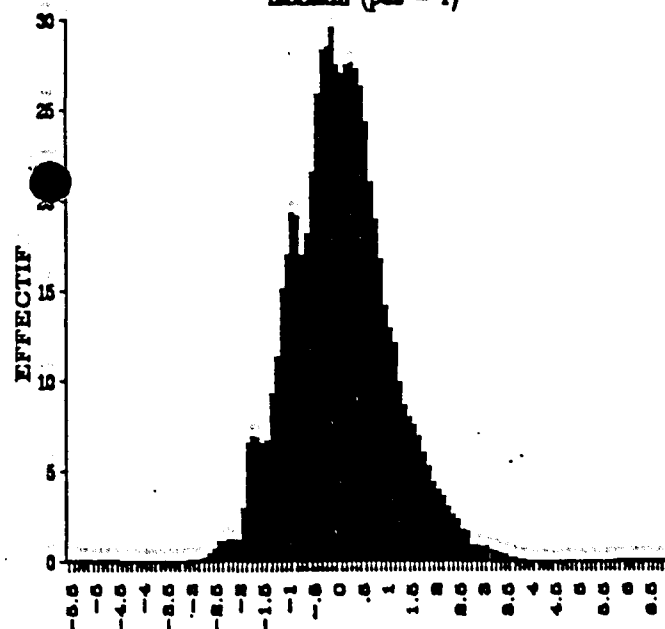
LISSAGE (pas = 1)



RESIDU REDUIT

RELATION L_v/L_d (poissons éviscérés)

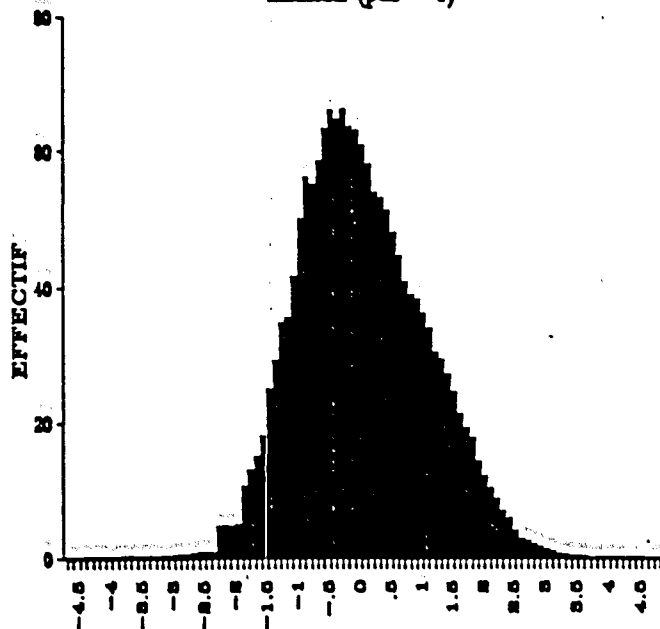
LISSAGE (pas = 1)



RESIDU REDUIT

POISSONS ETETES - RELATION L_v/L_d

LISSAGE (pas = 1)



RESIDU REDUIT

Figure 8. Distributions des résidus réduits pour l'ensemble des relations biométriques.
Figure 8. Residual distributions for all biometric relationships.

2.3.3.2. Coefficient de conversion des poids étêté/éviscéré.

Dans les statistiques de pêche françaises, le coefficient de conversion entre poids étêté et vif est considéré égal à 3,25 (3,07 en Angleterre), celui entre poids éviscéré et vif étant fixé à 1,20. On pourrait ainsi retenir comme coefficient officiel de conversion du poids étêté en éviscéré la valeur de $3,25/1,20 = 2,7$.

Plusieurs éléments (observations personnelles ; témoignages des professionnels et des mareyeurs) suggèrent que la valeur de 2,7 est plutôt surestimée : d'après ces sources, elle devrait fluctuer aux alentours de 1,9 à 2,1. Pour intégrer ces informations, on peut considérer que la variable explicative (L_v ou L_d) la plus fiable est celle dont le coefficient de conversion s'approche le plus de la valeur 2.

L'analyse effectuée par MTIMET (1992 ; sous presse), délivre les valeurs suivantes aux coefficients calculés par application des étapes décrites dans le § 2.3.3.1 :

(I) Quand on emploie la longueur ventrale comme variable explicative, coefficient est égal à 1,61.

(II) Quand on retient la longueur dorsale, sa valeur est de 1,84 ; l'intervalle de confiance construit autour de cette valeur contient la valeur 2.

On doit donc admettre que la longueur dorsale induit un biais moins fort sur les poissons étêtés. Les relations biométriques retenues sont finalement :

$$L_t = 2,574 \cdot L_d^{0,946} \quad L. \text{ piscatorius} \quad (5)$$

$$L_t = 2,023 \cdot L_d^{1,000} \quad L. \text{ budegassa} \quad (6)$$

3. CONCLUSION.

Cette tentative de mise au point des relations entre la longueur totale des baudroies et différentes mesures linéaires de leur corps n'est pas la première. DUPOUY et DILLEMAN-PAULE (1984) ont utilisé quatre dimensions de la tête de l'animal (largeurs maximale, interorbitaire, maxillaire interne et externe) comme variables explicatives de la longueur totale. Les ajustements présentés par ces auteurs sont très satisfaisants (97 à 99 % d'explication de la longueur totale). Le présent travail propose des relations pouvant servir dans les halles d'étalage du produit destiné à la vente, présenté sous forme étêté. Les équations développées à partir des échantillons éviscérés expliquent 93 % environ de la variance de la variable expliquée $\ln(L_t)$.

S'agissant du choix de la variable explicative avec une bonne précision et un biais minéré, nous avons également intégré dans les tests l'ensemble des animaux étêtés. Il semble que la prise des mesures des longueurs ventrales sur les poissons étêtés est caractérisée par une plus forte dispersion et par un biais systématique qui est provoqué par une sous-estimation des mesures.

La longueur dorsale génère un biais minéré sur les animaux étêtés et elle a été retenue comme variable explicative.

BIBLIOGRAPHIE.

- CHARUAU A., BISEAU A., 1989. Etude d'une gestion optimale des pêcheries de langoustines et de poissons démersaux en Mer Celtique. *IFREMER, Rapp. Int. DRV-89.010-RH/Lorient, Tome 2* : p. 59-78.
- DUPOUY H., DILLEMANN-PAULE C., 1984. Relation entre la longueur totale et quelques mesures caractéristiques de la tête de la Baudroie (Lophius piscatorius). *C.I.E.M., C.M. 1984/G:12, Comité des poissons démersaux* : 6 p. + annexes.
- GAERTNER D., 1985. Etude de la biologie et de l'exploitation des baudroies, Lophius piscatorius, Linné, et L. budegassa, Spinola, dans la Mer Celtique. *Thèse 3^e cycle, U.B.O., Brest* : 267 p.
- GUILLOU A., NJOCK J.C., 1978. Analyse des structures de la pêche dans les ports de la côte atlantique française de 1961 à 1975 et des incidences du chalutage sur les stocks des principales espèces concernées par cette activité dans les mers adjacentes. *Revue des Travaux ISTPM, Tome XLII, Fasc. 1-2* : p. 17-170.
- MTIMET M., 1992 (sous presse). Analyse de la pêcherie de baudroies blanches (Lophius piscatorius, L.) en Manche Ouest. Etude préliminaire des ressources associées : le turbot (Psetta maxima, L.) et la barbue (Scophthalmus rhombus, L.). *Mémoire 2^e année ISPA, ENSA, Rennes* : 80 p. + annexes.
- OLASO I., PEREDA P., 1983. The Angler-Fish (Lophius piscatorius L. and L. budegassa, Spinola) in the European North Atlantic coast. *I.C.E.S., C.M. 1983/G:51, Demersal Fish Committee* : 6 p. + figures.
- SCHERRER B., 1983. Biostatistique. *Gaëtan Morin ed.* : 850 p.
- SNEDECOR G.W., COCHRAN W.G., 1957. Statistical Methods. *Iowa States Univ. Press, USA* : 649 p.
- TSIMENIDIS N.CH., ONDRIAS J.CH., 1980. Growth studies on the angler-fishes Lophius piscatorius, L. 1758, and Lophius budegassa, Spinola 1807; in Greek waters. *Thalassographica*. 2(1980), 3 : p. 63-94.