

RELATION POIDS - LONGUEUR DU LISTAO  
(KATSUWONUS PELAMIS) DE L'OCÉAN ATLANTIQUE

par

P. CAYRE<sup>(1)</sup> et F. LALOE<sup>(1)</sup>

RESUME

Les paramètres de la relation allométrique poids-longueur à la fourche sont calculés par la méthode des moindres carrés sur un échantillon de 14140 listaos (*katsuwonus pelamis*) capturés de 1977 à 1983 dans différentes zones de l'Atlantique est et ouest. Outre la relation générale, des relations taille-poids sont calculées en tenant compte du sexe (mâle, femelle ou immature) et de la zone de capture. Les comparaisons des paramètres *a* et *b* de ces relations sont faites par la méthode de Scheffe ; elles mettent en évidence certaines différences inter zones et montrent que la relation **taille-poids** des **listao** immatures diffère de celles des mâles et des femelles qui sont similaires.

ABSTRACT

Parameters of the allometric total weight-fork length relation was calculated by the least squares method for a sample of 14140 skipjacks (*katsuwonus pelamis*) caught from different areas of the Western and Eastern Atlantic between 1977 and 1983.

In addition to the general relation, length-weight relations are calculated separately for each sex (males, females and sexless young fishes) and for different areas of capture. Comparisons of the *a* and *b* parameters are done using the Scheffe method ; some differences between areas are showed and it appears that the length-weight relations for **males** and **females** are not significantly different but they both differ from sexless young skipjacks'one.

---

(1) Océanographe Biologiste de l'ORSTOM, affecté au Centre de Recherches Océanographiques de Dakar - Thiaroye, B.P. 2241 Dakar (Sénégal).

## 1 , I N T R O D U C T I O N

Au cours du Programme International de Recherches sur le listao (*Katsuwonus pelamis*) de l'océan Atlantique, de nombreux échantillons de cette espèce ont été recueillis en différents ports de débarquements des côtes africaine et sud américaines ; à partir de l'importante quantité des données recueillies il nous a semblé intéressant de calculer la relation mathématique liant le poids à la longueur, cette relation étant utilisée dans la plupart des calculs de dynamique des populations. Nous comparerons les relations calculées à partir d'échantillons provenant de différentes zones de pêche, pour chacun des sexes (mâles, femelles) ainsi que pour les immatures. Nous comparerons enfin la relation générale proposée avec celles utilisées jusqu'à présent (PIANET, 1974 ; LENARZ, 1974).

## 2 . L E S D O N N E E S

Des mesures conjointes de la longueur à la fourche (LE', au centimètre près par défaut) et du poids (P, à 100 g près par défaut) ont été faites sur 14140 individus. La distribution de fréquence de taille de l'ensemble de cet échantillon est mentionnée au tableau 1.

La majorité de ces 14140 individus (n = 14059 provient des zones 1 à 5 (tableau 2), telles qu'elles sont définies sur la figure 1. Les 81 individus restant ayant été pêchés à l'extérieur de ces zones que nous voulons comparer.

## 3 . M E T H O D E

Nous avons comparé différents modèles du type :

$$\text{Log } (P_{ijk}) = b_{ij} \text{Log } (L_{ijk}) + c_{ij} + E_{ijk} \quad (\text{avec } c_{ij} = \text{Log } a_{ij})$$

avec:  $P_{ijk}$  et  $L_{ijk}$  = poids et longueur du  $k^{\text{ième}}$  poisson de sexe  $i$  pêché dans la zone  $j$ , ( $i = 1...3, j = 1...5$ ).

$b_{ij}$  et  $a_{ij}$  = pente et ordonnée à l'origine de la relation concernant les poissons de sexe  $i$  pêchés dans la zone  $j$ .

Des ajustements par les moindres carrés ont été faits pour différents modèles (1) .

Les 81 poissons pêchés en dehors des 5 zones proviennent du sud de la zone 3 et sont considérés comme appartenant à une sixième zone dont l'étude spécifique ne sera pas abordée dans ce travail.

---

(1) Tous les calculs ont été effectués à l'aide du programme GENSTAT sur IBM 4331 (DOS/VSE) au CRODT.

Dans le premier modèle (modèle 1), nous avons calculé une droite de régression pour chaque combinaison sexe-zone.

Dans le second modèle (modèle 2), nous avons supposé que chaque ordonnée à l'origine  $a_{ij}$  et chaque pente  $b_{ij}$  peut s'exprimer par addition d'un effet sexe et d'un effet zone, sans interaction:

$$b_{ij} = b_i^s + b_j^z$$

$$c_{ij} = c + c_i^s + c_j^z$$

avec: -  $c_i^s$  et  $b_i^s$  = effets du sexe i

-  $c_j^z$  et  $b_j^z$  = effets de la zone j

Des contraintes doivent être imposées sur ces coefficients pour permettre une solution unique, par exemple :

$$c_3^s = c_5^z = b_5^z = 0$$

Dans le troisième modèle (modèle 3), nous n'avons fait jouer que les effets sexe, sans tenir compte des zones (tous les  $c_j^z$  égaux et tous les  $b_j^z$  égaux).

Dans le quatrième modèle (modèle 4) nous n'avons fait jouer que les effets zone sans tenir compte des sexes (tous les  $c_i^s$  égaux et tous les  $b_i^s$  égaux).

Les quatre modèles, de complexité décroissante ont été comparés à l'aide de tests de Fisher. On trouvera au tableau 3 les résultats des analyses de variances de chacun des modèles en ce qui concerne leurs résiduelles.

## 4 . R E S U L T A T S

### 4.1. COMPARAISONS DES DIFFERENTS MODELES

#### - Comparaison des modèles 1 et 2

Sous l'hypothèse que les  $(\epsilon_{ijk})$  du modèle 1 sont répartis selon des lois normales  $N(0, \sigma^2)$  indépendantes, un test de nullité des interactions donne une valeur  $F = 1.20$  à comparer à une loi de Fisher à 14 et 14110 degré de liberté. Cette comparaison ne permet pas de rejeter l'hypothèse d'additivité. Nous garderons donc comme référence le modèle 2. Les paramètres issus de ce modèle pour les différentes combinaisons sexe-zone figurent au tableau 4.

#### - Comparaison des modèles 2 et 3

Sous l'hypothèse que les résidus du modèle 2 sont répartis selon des lois normales indépendantes  $N(0, \sigma^2)$ , la valeur  $F = 20.49$  est à comparer à un  $F$  à 10 et 14124 degrés de liberté, ce qui permet de rejeter l'hypothèse d'absence d'effet zone (1) (seuil à 1 % = 2.33).

---

(1) Nous effectuons plusieurs tests (3) qui ne sont pas indépendants entre eux, ce qui provoque une modification des niveaux réels de rejets. Les valeurs élevées des résultats permettent néanmoins de négliger ce problème.

#### - Comparaison des modèles 2 et 4

Sous les mêmes hypothèses qu'au paragraphe précédents, la valeur  $F = 8.52$  est à comparer à un  $F$  à 4 et 14124 degrés de liberté ce qui permet également de rejeter l'hypothèse d'absence d'effet sexe<sup>(1)</sup> (seuil. à 1 % = 3.33).

## 4.2. DISCUSSION

### - Validité des hypothèses et conséquences quant à l'interprétation des résultats

Les hypothèses d'indépendance des résidus et d'égalité de variance énoncés plus haut peuvent ne pas être réunies. La prise en compte d'un effet zone équivaut à discrétiser des éventuels effets spatiaux temporels (les saisons de pêche ne sont pas identiques d'une zone à l'autre). Les résidus correspondant à des poissons pêchés à la même époque et/ou au même endroit peuvent être positivement corrélés. L'existence de variations plus ou moins importantes (à l'intérieur des zones); des phénomènes qui conditionnent les paramètres des relations taille-poids peut également provoquer des inégalités de variances résiduelles entre les zones.

Ces problèmes peuvent conduire à une diminution de la puissance des tests et ne pas permettre la mise en évidence d'effets spatiaux temporels existants, s'ils ne sont pas bien pris en compte par notre découpage en zones.

Il faut donc également insister sur le fait que, si l'observation d'un effet zone met en évidence l'existence d'effets spatiaux temporels, les véritables conditions (biologiques, hydrologiques...) qui conduisent à une relation donnée dans une zone peuvent changer. Les effets zones sont donc eux-mêmes susceptibles d'évoluer.

### - Comparaison des différents effets

L'existence de différences entre sexes et entre zones conduit à rechercher quels sont les sexes qui diffèrent et quelles sont des zones qui diffèrent. Il s'agit d'un problème de comparaisons multiples et nous avons utilisé la méthode de Scheffé (Scheffé, 1953) pour effectuer ces comparaisons.

Nous voulons tester la nullité de l'ensemble des différences de deux éléments dans chacun des quatre groupes constitués par les  $c_1^S$ , les  $b_1^S$ , les  $c_j^Z$  et les  $b_j^Z$ . Dans chacun des deux premiers groupes il y a 3 éléments et dans chacun des deux derniers il y en a 5. Dans un groupe constitué de  $p$  éléments il y a  $P(P-1)/2$  comparaisons possibles qui sont contenues dans un espace de  $(P-1)$  dimensions.

Par exemple pour le groupe constitué par  $c_1^S$ ,  $c_2^S$  et  $c_3^S$  la 3ème différence peut s'exprimer par la différence des deux premières :

$$c_2^S - c_3^S = (c_1^S - c_3^S) - (c_1^S - c_2^S)$$

Nous effectuerons donc  $3+3+10+10 = 26$  comparaisons contenues dans un espace de  $2+2+4+4+ = 12$  dimensions.

Le test de nullité d'une différence  $d$  au niveau  $\alpha$  s'obtient en comparant la valeur absolue de  $d$  à  $sd \sqrt{1/2} \times F_{\alpha} 12, 14124$  où  $sd$  est la racine carrée de l'estimation de la variance de l'estimateur de  $d$ . On trouvera une description complète de la méthode dans COURSOLO (1980).

Pour les effets sexe, les paramètres des mâles et des femelles ne sont pas significativement différents ; par contre les paramètres (pente et ordonnée à l'origine) des immatures différent des paramètres des mâles et des femelles (niveau 5 %) (fig. 2A)

Pour le facteur zone, les comparaisons conduisent au rejet des égalités des pentes et ordonnées à l'origine entre les zones 1 et 4 (niveau 5 %) ; la différence des pentes entre les zones 1 et 3 est presque significative au niveau 5 % (valeur observée = 0.0944, seuil = 0.0946).

La figure 2 représente les valeurs  $c_{i5}$  et  $b_{i5}$  pour  $i = 1...3$  (fig. 2A) et les valeurs  $c_{3j}$  et  $b_{3j}$  pour  $j = 1...5$  (fig. 2B).

Si la méthode a permis ici de désigner certaines différences, il est possible que certaines autres différences existantes ne soient pas décelées du fait que nous **considérons** séparément les ordonnées à l'origine et les pentes. La comparaison **male femelle** étant particulièrement intéressante d'un point de vue biologique, nous avons testé la nullité du couple  $(c_1^s - c_2^s, b_1^s - b_2^s)$  le produit  $(c_1^s - c_2^s, b_1^s - b_2^s) \cdot V^{-1} \cdot \begin{bmatrix} c_1^s - c_2^s \\ b_1^s - b_2^s \end{bmatrix}$  étant égal à 0.82 ( $V$  est la matrice de covariance de  $(c_1^s - c_2^s, b_1^s - b_2^s)$ ), nous pouvons garder l'hypothèse d'égalité des relations concernant les mâles et les femelles dans une zone donnée.

## 5 . DISCUSSION

### - Effet additif sexe-zone

La signification biologique de l'additivité de ces effets est pour le moins délicate à formuler, nous nous bornerons à la constater. On aurait pu s'attendre à ce que, comme pour de nombreuses espèces, l'existence de zones de reproduction bien définies puissent provoquer des variations importantes dans les relations taille poids des femelles prélevées en période de fraie, dans ces zones hypothétiques. L'absence d'interaction tend à infirmer l'existence de telles zones dans les zones échantillonnées. Ceci peut être un nouvel argument en faveur du mode de reproduction "**opportuniste**" du **listao** qui pondrait sans considération de strates spatio-temporelles bien précises, même si certaines zones peuvent être plus favorables que d'autres à sa reproduction, en terme de probabilité (CAYRE, 1981).

### • Effet sexe :

Le fait que les relations taille-poids des **mâles** et des femelles ne diffèrent pas, est la seule conclusion intéressante à retenir. Il n'est pas surprenant qu'une telle relation calculée sur des immatures dont la distribution de fréquence des tailles est limitée (LF = 32-45 cm) à la partie inférieure de celle de la population totale étudiée ici (32-78 cm), diffère de celles calculées pour les **mâles** et les femelles. N'oublions pas que ces immatures seront forcément un jour **mâles** ou femelles, avec une chance de 50 % dans chaque cas !!

### - Effet zone :

Les différences statistiques mises en évidence entre les zones 1 et 4 et dans une moindre mesure entre les zones 1 et 3 doivent être considérées avec prudence. Rappelons que les tailles moyennes des poissons pêchés dans

ces zones sont assez différentes (51,1 cm en zone 1, 45,0 cm en zone 3 et 57,2 cm en zone 4). Les différences de tailles n'expliquent cependant pas tout puisque les zones 3 et 4 dont les relations taille-poids sont très semblables, ont des tailles moyennes très différentes. L'effet zone pourrait en fait être une conséquence d'un effet "saison de pêche" que nous n'abordons pas ici, en raison des trop fortes différences existants d'une zone à l'autre.

#### - Modèle général

Vues les limites "raisonnables" que l'on doit imposer ici aux raffinements sans fin des modèles utilisés qui peuvent lorsque les échantillons sont très importants, permettre de discerner des variations peu interprétables biologiquement, nous donnerons, pour terminer la relation poids-longueur (fig. 3) calculée sur l'ensemble de notre échantillon sans considération de sexe ni de zone :

$$P = 7.480 \cdot 10^{-6} \cdot LF^{3.2526} \quad (\text{Pen kg, LF en cm})$$

L'intervalle de confiance à 95 % de la pente est de  $3.2416 \leq b \leq 3.2636$ .

Les poids calculés à l'aide de cette relation par classe de taille figurent au tableau I.

Nous signalerons de plus pour justifier l'emploi de cette relation, que le pourcentage de la variance du poids expliqué par cette relation ( $cv = 95.9\%$ ) n'est que très légèrement inférieur à celui donné par le modèle 2 précédemment décrit ( $96.2\%$ ).

Il est important de rappeler que les relations ont été calculées avec des longueurs mesurées au cm près par défaut et le poids à 100,00 près par défaut. Nous avons à titre d'exemple calculé les paramètres du modèle général en ajoutant un demi centimètre à chaque longueur et cinquante grammes à chaque poids. La relation taille-poids est alors :

$$P = 8.407 \cdot 10^{-6} \cdot LF^{3.2201}$$

La pente est donc alors en dehors de l'intervalle de confiance donné plus haut.

#### - Comparaison avec études antérieures

La comparaison de cette relation avec celle proposée par PIANET (1974), (fig. 3) à partir d'un échantillon plus petit ( $n = 520$ ), dans lequel les classes de tailles dépassant 60 cm étaient peu représentées (24 individus) et provenant d'une zone plus limitée, fait apparaître des différences dans les poids calculés pour les individus dépassant 60 cm. Par ailleurs les intervalles de confiance des pentes de notre relation et de celle de PIANET ne se recouvrent pas :

- Relation P-LF (PIANET, 1974) (fig. 3)

$$P = 3.419 \cdot 10^{-6} \cdot LF^{3.456}$$

intervalle de confiance sur pente  $3.409 \leq b \leq 3.505$ .

La comparaison graphique (fig. 3) de la relation que nous proposons, avec celle établie par LENARZ (1974), à partir de 2554 individus (LF de 36 à 64 cm) pêchés dans l'est de l'Atlantique.

$$P = 5.611 \cdot 10^{-6} \cdot LF^{3.31497}$$

avec  $n = 2554$

intervalle de confiance sur la pente :

On remarquera que l'intervalle de confiance de la pente de cette relation inclut celui de la relation que nous proposons plus haut.

## CONCLUSION

Les points intéressants de ce travail sont d'avoir :

- montré qu'il n'y avait pas de différence significative dans Les relations taille-poids entre les poissons provenant de l'atlantique est et ouest, Les différences observées entre zones (fig. 1) de l'atlantique pouvant provenir d'un effet "saison de pêche" non pris en considération ici, mais à étudier ultérieurement ;
- montré qu'il n'y a pas de différence entre les relations taille-poids des males et des femelles ;
- affiné et précisé la relation taille poids de l'espèce ;
- apporté une petite confirmation supplémentaire au mode de type "opportuniste" de la reproduction du listao.

## BIBLIOGRAPHIE

- CAYRE (P.), 1981.- Maturité sexuelle, fécondité et sex ratio du listao (*Katsuwonus pelamis*) des côtes d'Afrique de l'ouest (0°N-20°N) étudiées à partir des débarquements thoniers (1977 à 1979) au port de Dakar. ICCAT, Col. Vol. Sci. Pap., XV (1) : 135-149.
- COURSOL (J.), 1980.- Technique statistique des modèles linéaires. 1 aspects théoriques - CIMPA, 1 av. Edith Carvell 06000 France.
- GENSTAT - A General statistical program. Rothmsted experimental station. Harpenden, Herforshire (England).
- LENARZ (W.), 1974.- Length weight relations for five eastern tropical Atlantic scombrids. Fish. Bull., VS. 72 : 848-851.
- PIANET (R.), 1974.- Relation poids longueur des listao (*Katsuwonus pelamis*) pêchés dans le secteur de Pointe-Noire. ICCAT, Col., Vol. of Sci. Pap. vol. II : 126-133.
- SCHEFFE (H.), 1953.- A method of judging all contrasts in the analysis of variance. Ann. Math. Stat., 40, 87.

Tableau 1.- : Distribution de fréquence de taille (longueur à la fourche = LF, mesurée du centimètre inférieur près) de l'échantillon ayant servi au calcul de la relation taille-Poids (P) ; poids moyens observés et calculés, à l'aide de cette relation, correspondant à chaque classe de taille.

LF		P	
Classe (cm)	Effectif	Poids moyens observés (kg)	Poids calculés (kg) (relation générale)
32	1	0.65	0.59
33	3	0.72	0.65
34	4	0.69	0.72
35	8	0.84	0.79
36	28	0.87	0.86
37	59	0.96	0.94
38	121	1.03	1.03
39	192	1.15	1.12
40	261	1.25	1.22
41	312	1.34	1.32
42	389	1.45	1.43
43	601	1.54	1.54
44	613	1.66	1.66
45	740	1.78	1.78
46	743	1.93	1.92
47	743	2.05	2.05
48	691	2.21	2.20
49	708	2.35	2.35
50	750	2.50	2.51
51	686	2.68	1.68
52	692	2.85	2.85
53	776	3.04	3.04
54	627	3.21	3.23
55	618	3.41	3.42
56	605	3.61	3.63
57	545	3.85	3.85
58	436	4.05	4.07
59	361	4.36	4.30
60	319	4.63	4.54
61	268	4.94	4.80
62	268	5.19	5.06
63	175	5.50	5.33
64	156	5.83	5.61
65	148	6.06	5.90
66	123	6.36	6.20
67	79	6.62	6.51
68	64	6.91	6.83
69	56	7.11	7.16
70	50	7.18	7.50
71	29	7.76	7.86
72	33	7.97	8.22
73	21	8.30	8.60
74	11	8.49	8.99
75	12	8.75	9.39
76	11	9.21	9.80
77	2	9.95	10.23
78	3	8.72	10.67

$N_T = 14\ 140$

Tableau 2.- : Répartition par sexe des échantillons  
recueillis dans les différentes zones.

ZONES	1	2	3	4	5 Extérieure	TOTAL	
Males	3 660	68	884	1 437	699	40	6 788
Femelles	3 823	47	958	1 306	1 028	41	7 203
Immatures	140	0	3	0	6	0	149
<b>TOTAL</b>	<b>7 623</b>	<b>115</b>	<b>1 845</b>	<b>2 743</b>	<b>1 733</b>	<b>81</b>	<b>14 140</b>

Tableau 3.- : Analyses de variances des différents  
modèles d'ajustement. testés

Risiduelle : d.d.l.	S.C	C.M
Modèle 1 14 110	111,82	$7.925.10^{-3}$
Modèle 2 14 124	111.95	$7.926.10^{-3}$
Modèle 3 14 134	121.50	$8.596.10^{-3}$
Modèle 4 14 128	112.22	$7.943.10^{-3}$

Tableau 4.- : Estimations des paramètres des relations **taille** poids,  
fournis par le modèle d'ajustement n° 2 (voir texte) avec effet addi-  
tif du sexe et de la zone de capture sur les paramètres.  
(----) Nombre de données insuffisant

	Males	Femelles	Immatures
Zone 1	$a = 8.467.10^{-6}$ $b = 3.215$	$a = 9.802.10^{-6}$ $b = 3.205$	$a = 50.306.10^{-6}$ $b = 2.733$
Zone 2	$a = 6.879.10^{-6}$ $b = 3.292$	$a = 7.151.10^{-6}$ $b = 3.282$	(----)
Zone 3	$a = 6.096.10^{-6}$ $b = 3.310$	$a = 6.337.10^{-6}$ $b = 3.300$	$a = 36.218.10^{-6}$ $b = 2.827$
Zone 4	$a = 6.023.10^{-6}$ $b = 3.313$	$a = 6.261.10^{-6}$ $b = 3.303$	(----)
Zone 5	$a = 6.871.10^{-6}$ $b = 3.283$	$a = 7.138.10^{-6}$ $b = 3.273$	$a = 40.794.10^{-6}$ $b = 2.801$

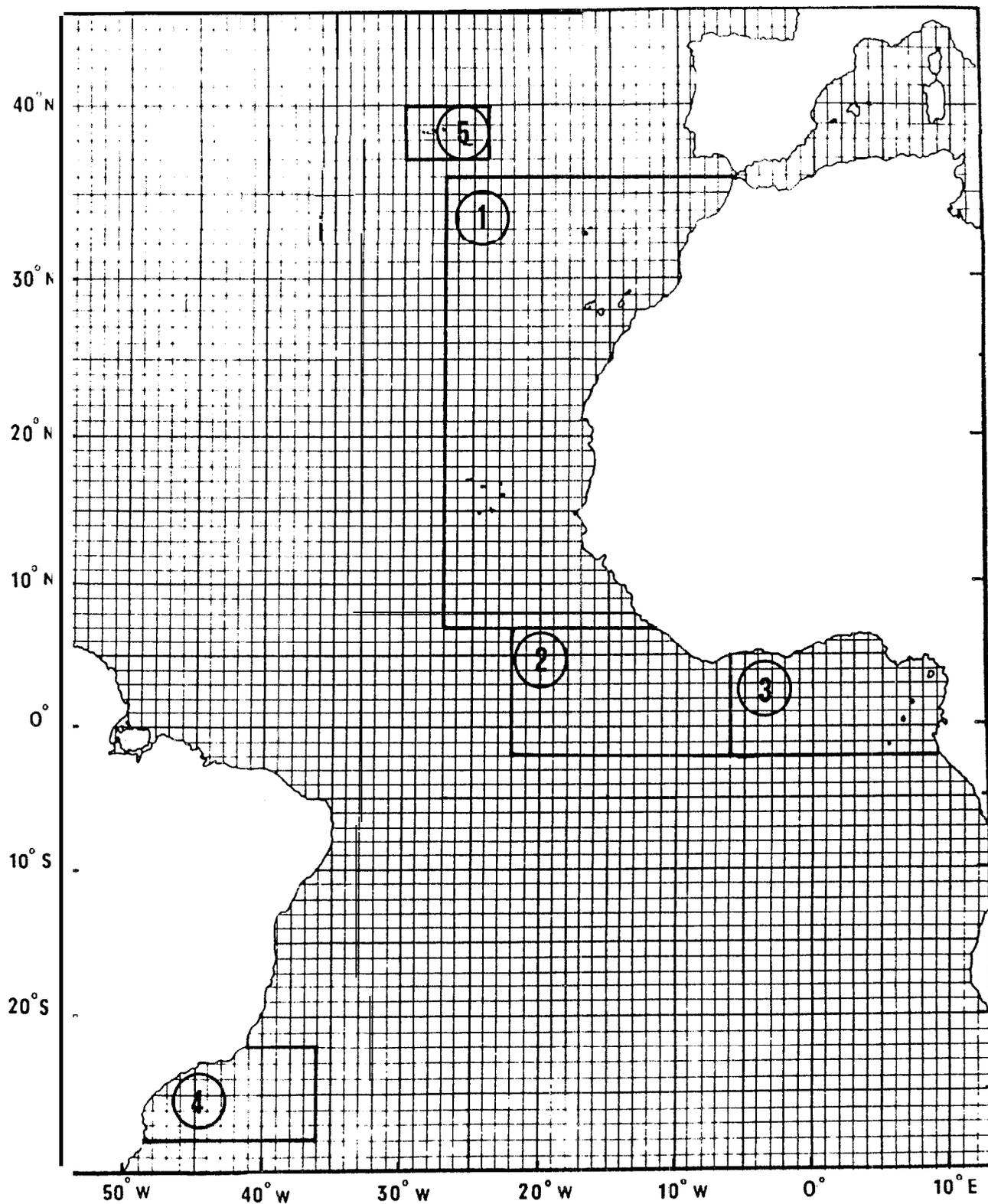


Fig. 1.- Zones retenues pour l'étude de la relation poids- longueur du listao.

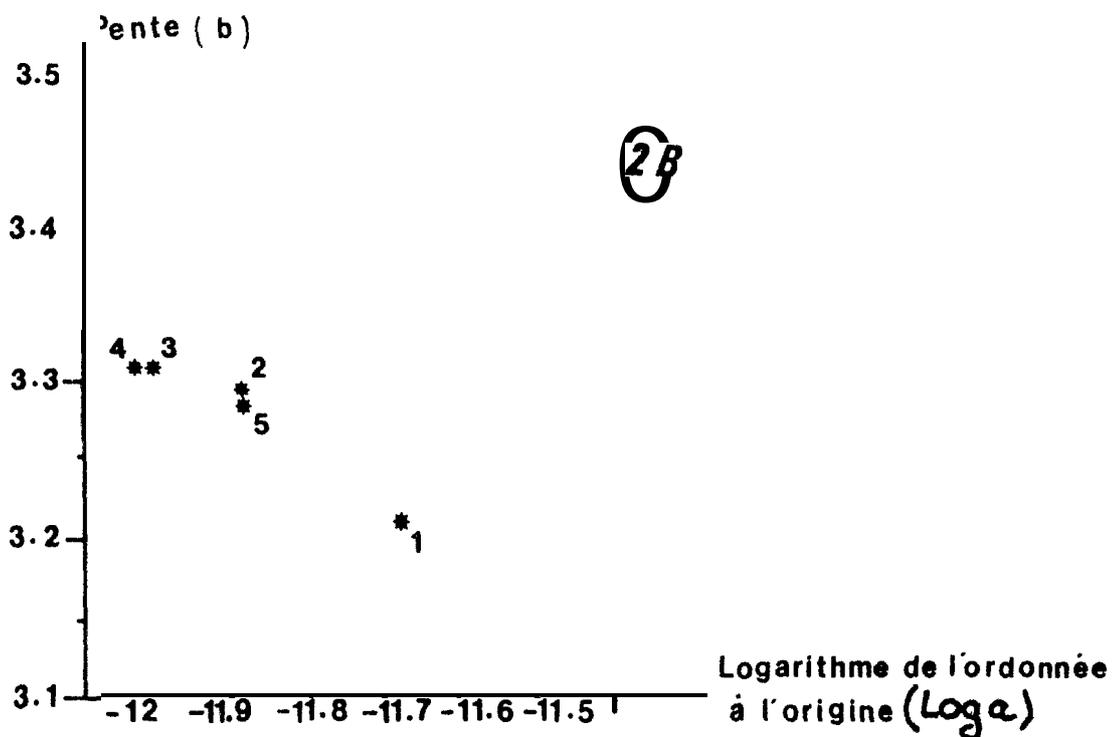
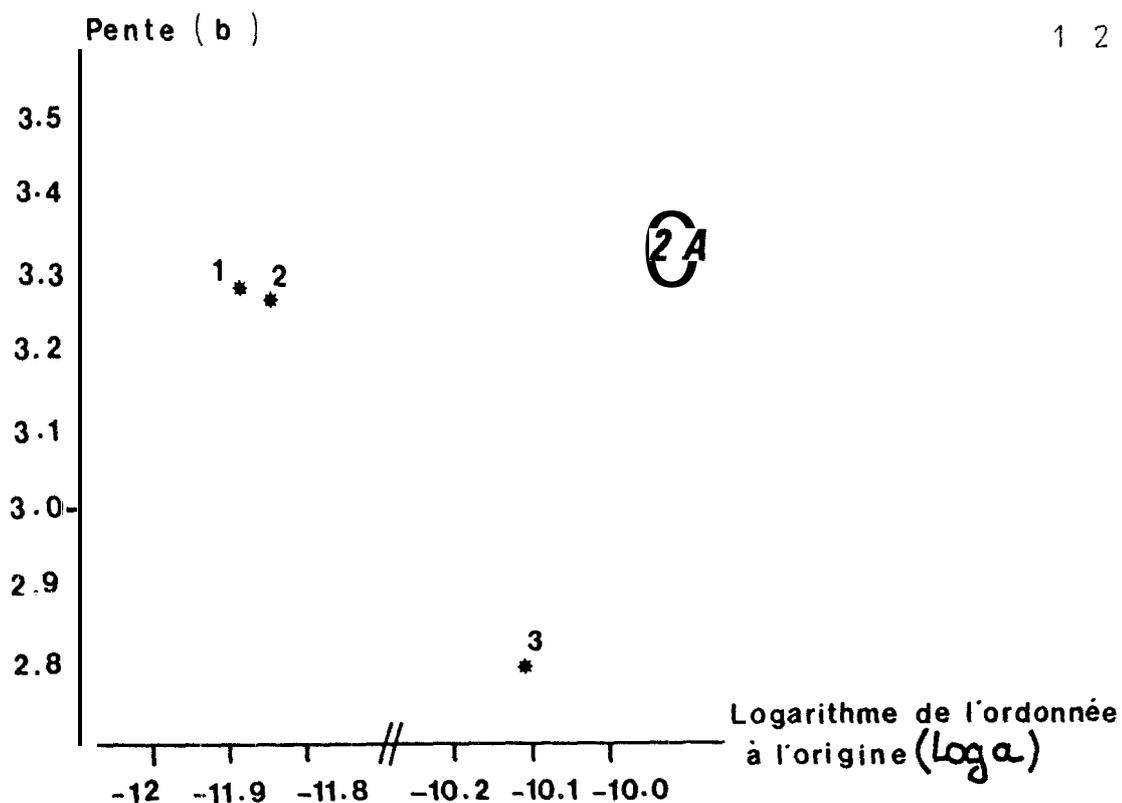
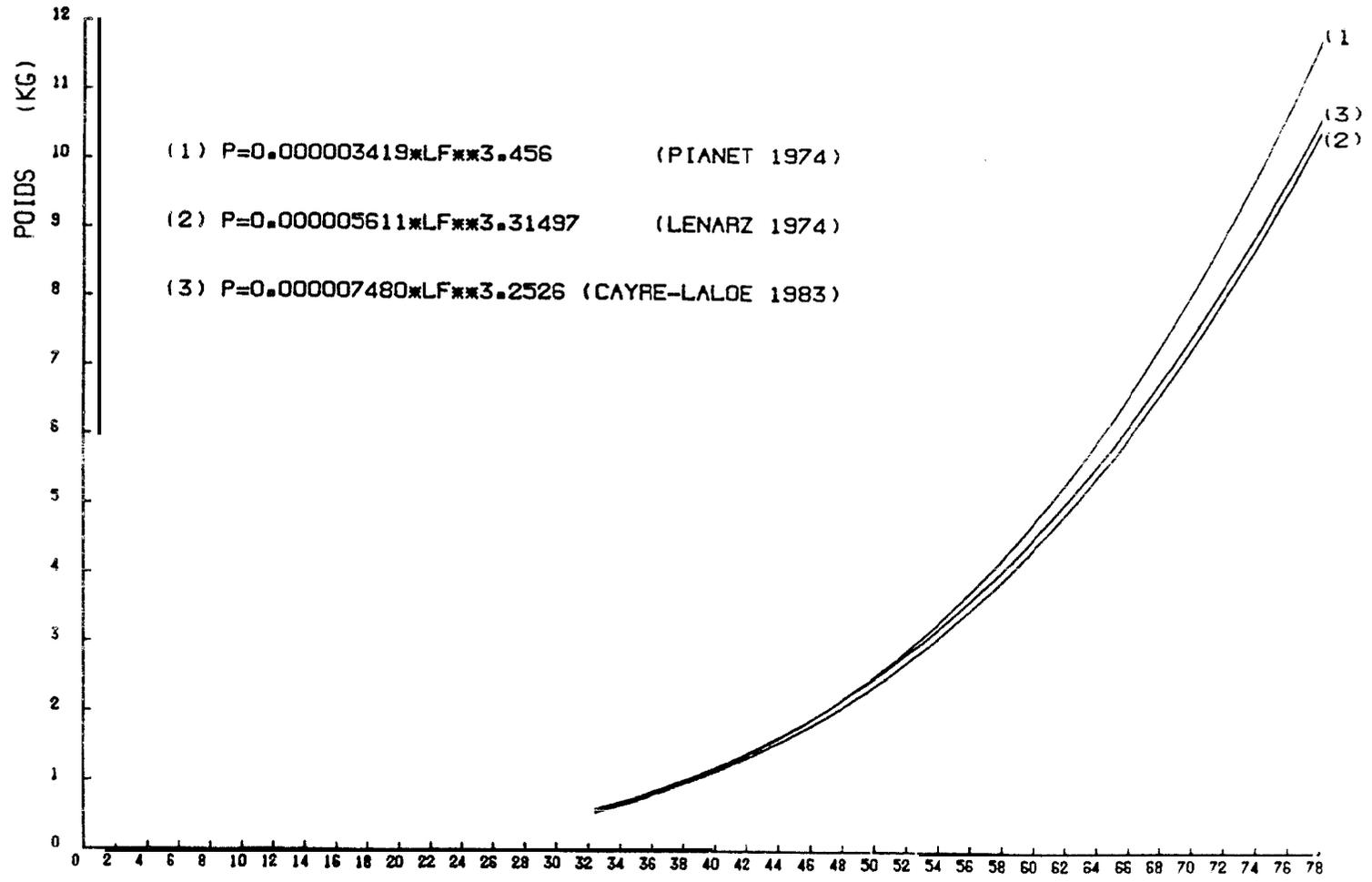


Fig. 2A.- : Paramètres des relations taille-poids correspondant à chaque sexe (males = 1, femelles = 2, immatures = 3) pour la zone 5.

Fig. 2B.- : Paramètres des relations taille-poids des mâles, correspondant à chacune des zones retenues (5 zones numérotées de 1 à 5).

N.B. : Pour ces deux figures, en raison de l'additivité des effets zone (fig. 2A) et sexe (fig. 2B), les paramètres des relations taille-poids correspondant aux zones 1 à 4 (fig. 2A) ou aux sexes femelles et immatures (fig. 2B) correspondraient à une simple translation des ensembles de points représentés sur ces figures.



FIG(3) RELATIONS POIDS(KG) LONGUEURS(CM) POUR LE LISTAO

LONGUEUR (CM)