

**REEVALUATION DES PARAMETRES DE LA RELATION LONGUEUR-POIDS DE L'ALBACORE
(*THUNNUS ALBACARES*) DANS L'ATLANTIQUE OUEST**

*Gaertner**, *D.*, *J. Marcano***, *H. Salazar***

* *ORSTOM, Apdo. 373, Cumaná, 6101 Sucre, Venezuela*

** *FONAIAP, Apdo. 236, Cumaná, 6101 Sucre, Venezuela*

SUMMARY

The weight-fork length (FL) relation has been analyzed on 918 yellowfin tuna (*Thunnus albacares*) caught by the Venezuela surface fishery in the western tropical Atlantic. The significant differences between the fit of the curves for fish less than 66 cm FL and those over 66 cm demonstrate the need to use two distinct allometric relations. The fact that this size of 66 cm corresponds to a modification of growth in length (change from the slow phase to a more rapid phase) indicates that the phenomena of density-dependence limits the growth of juveniles that live less offshore than the adults. The results of the over-sampling techniques used (classic bootstrap and equilibrium bootstrap), seem to indicate that the estimates obtained with the Reduced Major Axis as well their variances are not biased. After correction of the bias due to the logarithm transformation, the relations are as follows:

$$(1) FL < 65.9 \text{ cm}; W = (2.18373 \times 10^{-4}) \times FL^{2.4221}$$

$$(2) FL \geq 66 \text{ cm}; W = (0.38854 \times 10^{-4}) \times FL^{2.8421}$$

RESUME

La relation poids-longueur à la fourche (LF) est analysée sur 918 albacores (*Thunnus albacares*) capturés par la pêche de surface vénézuélienne dans l'Atlantique ouest tropical. Les différences significatives entre les droites d'ajustement des individus de moins de 66 cm de LF et ceux de plus de 66 cm, indiquent la nécessité d'utiliser deux relations d'allométrie distinctes. Le fait que cette taille de 66 cm corresponde au changement de croissance en longueur (passage de la phase lente à une phase plus rapide) laisse supposer que des phénomènes de densité dépendance limitent la croissance des juvéniles, moins hauturières que les adultes. Les résultats issus des techniques de suréchantillonnage utilisées (bootstrap classique et bootstrap équilibré), démontrent que les estimations des paramètres de l'Axe Majeur Réduit et de leur écart-type sont sans biais. Après correction du biais lié à la transformation logarithmique, les relations sont les suivantes:

$$(1) LF < 65,9 \text{ cm}; W = (2,18373 \cdot 10^{-4}) \cdot LF^{2,4221}$$

$$(2) LF \geq 66 \text{ cm}; W = (0,38854 \cdot 10^{-4}) \cdot LF^{2,8421}$$

RESUMEN

La relación peso-longitud a la horquilla (LH) ha sido analizada sobre 918 atunes aleta amarilla (*Thunnus albacares*), capturados por la pesca de superficie de Venezuela en el Atlántico oeste tropical. Las diferencias significativas entre las rectas de ajustamiento para los peces inferiores y superiores a los 66 cm, demuestran la necesidad de utilizar 2 relaciones de alometría distintas. El hecho de que esta talla de 66 cm corresponde a una modificación de crecimiento en longitud (cambio de una fase lenta a una más rápida), hace suponer que algunos mecanismos de tipo densidad-dependencia limitan el crecimiento de los juveniles, que viven menos lejos de la costa que los adultos. Los resultados de las técnicas de sobremuestreos empleadas ("bootstrap" clásico y "bootstrap" equilibrado), parecen indicar que las estimaciones obtenidas con el Eje Mayor Reducido, así como sus varianzas, no están sesgadas. Después de corregir el sesgo debido a la transformación logarítmica, las relaciones son las siguientes:

$$(1) LH < 65,9 \text{ cm}; W = (2,18373 \cdot 10^{-4}) \cdot LF^{2,4221}$$

$$(2) LH \geq 66 \text{ cm}; W = (0,38854 \cdot 10^{-4}) \cdot LF^{2,8421}$$

Après avoir utilisé durant plusieurs années les paramètres de l'équation Poids (W) - Longueur à la fourche (LF) de l'albacore de l'Atlantique Est (CAVERIVIERE, 1976), une relation d'allométrie pour l'Atlantique ouest a été présentée récemment par GAERTNER et al. (1992). Toutefois, cette première étude était basée essentiellement sur des poissons de taille inférieure à 115 cm, provenant des captures vénézuéliennes de la pêche de surface. La structure des tailles analysées et l'emploi unique de l'axe majeur réduit comme droite d'ajustement rendait difficile la comparaison de ces estimations avec celles obtenues par DAVIS (1991) sur des grands individus capturés dans le Golfe du Mexique et au large des côtes des Etats Unis d'Amérique. Le présent travail porte donc sur une plus grande gamme de tailles. Un autre des objectifs de ce travail sera de vérifier si le changement du taux de croissance linéaire, observé vers 66 cm de LF (GAERTNER et PAGAVINO, 1991), se traduit également par une modification des paramètres de la relation Longueur-Poids. Enfin, l'utilisation d'un facteur de correction du biais lié à la transformation logarithmique et l'emploi comparé de 2 techniques de "Bootstrap" pour calculer la variance des estimateurs, et déceler des biais éventuels, sont présentés.

MATERIEL ET METHODE

Nature des données.

Comme il a été expliqué dans GAERTNER et al. (op. cit.), les observations ont été réalisées dans une conserverie pour essayer de minimiser le problème de la déformation des poissons congelés. Le poids a été estimé avec une précision de 0.01 Kg et les tailles mesurées au demi centimètre inférieur. Aux 495 poissons échantillonnés lors de la première étude, ont été ajoutés 426 albacores, capturés également dans le premier trimestre de l'année. La structure démographique de la population échantillonnée s'étend, approximativement, entre 45 et 145 cm de LF (fig. 1). Après linéarisation de la fonction puissance par transformation logarithmique, un premier ajustement à l'aide d'une régression prédictive (voir ci dessous) a permis de déceler 3 points aberrants ("outliers") dont les résidus réduits ("studentized residuals", BOLLEN & JACKMAN, 1990) sont supérieurs à la valeur seuil $t(\alpha, n-p-1)$. Ces observations ont donc été retirées du jeu de données qui s'est limité à 918 individus (fig.2).

Choix de la méthode d'ajustement.

Le critère d'ajustement le plus ancien et le plus classique est connu sous le nom des moindres carrés ("Ordinary Least Squares", OLS) et consiste à minimiser la somme des carrés résiduels (SCR) selon l'axe des Y, d'où $SCR = \sum (Y - \hat{Y})^2$. La formulation de cette droite dite de régression prédictive de Y en X, peut être représentée ainsi:

$$Y - \bar{Y} = r \frac{S_y}{S_x} (X - \bar{X}), \text{ avec:}$$

\bar{Y} et \bar{X} = moyennes respectives des variables Y et X (le point de coordonnées \bar{X} , \bar{Y} , est le centre de gravité du nuage de points);
 S_y et S_x , écarts types des variables Y et X;
 r = coefficient de corrélation linéaire de BRAVAIS-PEARSON entre les 2 variables.

Cependant, quand les erreurs de mesures sont faibles, au regard de la variabilité biologique de chacune des 2 variables, et lorsque aucune des 2 variables ne peut être considérée comme indépendante, la méthode utilisée est celle qui consiste à rendre minimale la somme des surfaces des triangles d'ajustement, soit: $SCR = 0.5 * \sum (Y - \hat{Y}) * (X - \hat{X})$.

La formulation de cette équation, connue sous le nom de droite de TESSIER, ou d'Axe Majeur Réduit (AMR) est:

$$Y - \bar{Y} = (\text{Signe de } r) * \frac{S_y}{S_x} (X - \bar{X})$$

L'emploi de cette équation pour décrire les relations d'allométrie a été généralisé par MAYRAT (1965, 1967), puis a été préconisé en biologie marine, pour ce genre de situations, par LAWS & ARCHIE (1981), RICKER (1973) ou encore par SAILA, RECKSIEK & PRAGER (1988), sous le nom de "GM regression" ou de "Standard Major Axis". Outre sa plus grande simplicité de calcul et l'absence de contrainte de dépendance de Y sur X sans réciprocity, l'AMR s'avère un bon outil prédictif. En effet, comme l'indique MAYRAT (op. cit.), soit la dispersion des points autour des droites est faible (r voisin de 1) et on a donc des Y estimés par l'AMR très proches de ceux produits par la méthode des moindres carrés (l'écart entre les valeurs calculées par les 2 droites est inférieur à l'écart type résiduel), soit la dispersion est forte et l'aspect prédictif perd totalement de son intérêt. Il faut noter également comme le signalent MAYRAT (op. cit.) et RICKER (1973) que dans le cas de la régression prédictive, le même nuage de points homogène séparé en 2 parties (par exemple, grands et petits individus) conduira à des estimations de pentes différentes entre elles (et avec l'estimation obtenue sur le nuage de points initial). En conséquence et malgré l'avis de POPE & SHANKS (1982), l'emploi de l'AMR semble justifié.

Notons que l'utilisation de l'Axe Majeur Ordinaire ("Ordinary Major Axis") préconisé par JOLICOEUR & HEUSNER (1971), JOLICOEUR (1975) se heurte au problème d'échelle entre les unités de mesure des 2 variables (RICKER, 1975). A moins d'utiliser des variables centrées-réduites, comme dans le cas des ACP, l'estimation de la pente de cet axe (qui correspond au grand axe de l'ellipse de d'équiprobabilité du nuage de points; DAGET, 1979) sera très sensible aux choix des unités de mesures employées.

Comparaison entre les relations d'allométrie des 2 phases de croissance.

En dépit des réserves émises sur son utilisation (lors d'un partitionnement d'un nuage de points en 2 entités), la droite des moindres carrés (OLS) conduit à des tests statistiques plus faciles d'accès. En effet, considérons le modèle (1) pour l'ensemble des points:

$$(1) \text{ Log } W_j = A + b * \text{ Log } LF_j + \epsilon_j, \text{ avec}$$

Log W_j = Logarithme népérien du poids de l'individu j ;
 Log LF_j = " " " " de la LF " " " " ;
 A et b = respectivement abscisse et pente de la droite;
 ϵ_j = résidu non expliqué par le modèle.

A ce modèle simple, on peut ajouter un effet "Taille" i , tel que $i=1$ si $LF < 65,9$ cm et $i=2$ si $LF \geq 66$ cm. Soit:

$$(2) \text{ Log } W_{ij} = A_i + b_i * \text{ Log } LF_{ij} + \epsilon_{ij}$$

Le test permettant de savoir si la relation Log W - Log LF des petits albacores diffère de celle des individus ayant amorcés la phase de croissance rapide s'effectuera grâce à la statistique F, tel que:

$$F = \frac{(\text{SCR}_1 - \text{SCR}_2) / 2}{\text{SCR}_1 / (N-4)}$$

dans lequel F suit un F de FISHER pour (2, N-4) degrés de liberté (DRAPER & SMITH, 1966), avec:

$$\begin{aligned} \text{SCR}_1 &= \text{Somme des Carrés Résiduels du modèle 1;} \\ \text{SCR}_2 &= \text{" " " " " " " " " " 2.} \end{aligned}$$

Correction du biais lié à la transformation logarithmique.

L'utilisation de la transformation logarithmique introduit un biais systématique lorsque les paramètres de la droite d'ajustement sont retransformés dans leur unité originale par une simple exponentielle. Dans le cas des régressions prédictives, SPRUGEL (1983) indique comment procéder pour corriger ce biais. Des applications de cette méthode, dans le cas des ajustements par les moindres carrés des relations "Longueur-Poids", sont signalées par SAILA, RECSIECK & PRAGER (1988), et récemment par PRAGER, LEE & PRINCE (1992).

Le facteur de correction est égal à: $FC = e^{[SCR / (2*(N-2))]}$

d'où $Y^{corr} = Y^{ols} * FC$; soit $a = e^{(A)} * FC$.

Selon JENSEN (1986), la SCR obtenue dans le cas de l'axe majeur réduit (AMR) est supérieure à celle des moindres carrés: $SCR(\text{AMR}) = 2 * SS_y * [1 - |r|]$. On peut également obtenir cette SCR, directement après estimation des paramètres de l'Axe Majeur Réduit par $(\sum (\text{Log } W - \text{Log } W^a)^2)$.

Application des techniques de "Bootstrap".

Les techniques de Bootstrap (EFRON & TIBSHIRANI, 1986; STINE, 1990) se sont développées en même temps que les moyens de calcul. En effet, l'idée est de substituer le coût d'un échantillonnage répétitif d'une population par un rééchantillonnage "artificiel" d'un échantillon donné, avec remplacement des éléments. Cette simulation permet d'approcher les caractéristiques de cette population-cible. Dans le cas de la régression simple (c'est à

dire, en l'absence de structures sous-jacentes que l'on désirerait conserver, comme dans une ANOVA), la procédure est la suivante:

A) On construit B échantillons "bootstrappés" par tirage au sort (avec remplacement) des couples x, y de l'échantillon de départ: soit le vecteur $Y^*(b) = (Y_1^*(b), Y_2^*(b), \dots, Y_n^*(b))$, et d'une manière générale la matrice correspondante: $X^*(b) = (x_1^*(b), x_2^*(b), \dots, x_n^*(b))$.

B) Pour chacun de ces b échantillons ($b=1, 2, \dots, B$), on calcule les régresseurs B . Par exemple, pour un OLS:

$$B^*(b) = [X^*(b)' X^*(b)]^{-1} X^*(b) Y^*(b)$$

C) Les estimations des $B^*(1), B^*(2), \dots, B^*(B)$ sont à leur tour employées pour l'estimation de la matrice de variance-covariance des B :

$$\text{Var}^*(B^*) = \sum_{b=1}^B D^{b*} D^{b*'} / (B-1) \text{ avec}$$

le vecteur des écarts D^{b*} , tel que $D^{b*} = B^*(b) - \text{avg}(B^*(b))$, et D^{b*} sa transposée; d'après STINE (1990).

La procédure de calcul pour l'AMR étant identique, seules les estimations des B (A et b) diffèrent à l'étape B).

Sous sa forme classique, les couples x, y sont utilisés le même nombre de fois, seulement de façon approximative; ce qui peut occasionner des biais (bien que cela dépende des paramètres calculés et si B n'est pas trop grand). Une alternative est de forcer l'équiprobabilité de tirage au sort des n couples x, y lors des B bootstraps. C'est cette option que l'on qualifiera de bootstrap équilibré ("balanced bootstrap", DAIVSON, HINKLEY & SCHECHTMAN, 1986; GLEASON, 1988). Ces 2 approches seront comparées.

RESULTATS ET DISCUSSION

La valeur du F calculé (18,451; Tab. 1) conduit au rejet de l'hypothèse H_0 , d'absence de différence entre les 2 droites à un seuil d'au moins 1 %; $F(0.01; 2, 914) = 4,61$. Malgré le fait que les ajustements de 2 moitiés d'un nuage de points, par les moindres carrés, ne sont pas alignés (MAYRAT, 1965, 1967; RICKER, 1973), la différence est telle que l'on peut conclure à l'existence réelle d'un effet taille sur la relation Log W - Log LF de l'albacore.

Ce résultat ressort nettement de l'analyse de la table 2, ou sont reportées les estimations des paramètres des 2 types d'ajustement (AMR et OLS), lors des 2 stades de croissance de l'albacore. Les résultats des ANOVAS correspondantes apparaissent dans la table 3.

La comparaison entre les 2 méthodes de Bootstrap (normal et équilibré) a été faite sur la base de 500 "pseudo-échantillons", ajustés selon le critère de l'AMR. Les distributions des fréquences des paramètres A (abscisse) et b (pente), obtenues par "bootstrapping" pour les 2 phases de croissance, sont comparables (Fig. 3, 4, 5 et 6). Il est important de signaler que l'aspect unimodal des distributions de fréquences confirme l'homogénéité des observations (absence "d'outliers").

Le gain obtenu par le bootstrap équilibré ("balanced bootstrap") semble minime (lissage des distributions, normalité, etc). Il est vraisemblable que cette similitude de comportement soit causé par le nombre élevé de tirages (500). Nous conserverons, toutefois, les estimations provenant du bootstrap équilibré qui fournit des estimations des variances des paramètres A et b légèrement supérieures à celles du bootstrap normal (Tab. 4).

La similitude entre les estimations de A et de b, et de leur écart-types respectifs, obtenues par l'AMR initial et par le bootstrap indique l'absence de biais chez les premiers. En effet, FREEDMAN & PETERS (1984) utilisent un bootstrap sur un modèle linéaire dynamique pour tester l'existence de biais dans l'estimation de certains régresseurs et de sous-estimations dans celles de leurs écart-types. Dans le cas présent cela revient à tester les différences entre les β de l'AMR et les β^* de l'AMR*.

Soit:

$$(\beta - \beta^*) / [S_{\beta^*} / \sqrt{B}],$$

B de référant au nombre de bootstraps.

Les valeurs obtenues pour A et b (respectivement 1,3091 et 1,2927 pour les juvéniles, 0,6759 et 0,6037 pour ceux de plus de 66 cm, restent inférieures à $t(0,05, 499)$; ce qui revient à accepter l'absence de différence significative.

Les facteurs de correction du biais dus à la transformation Log. (FC de la table 3) sont très faibles (de l'ordre de 1,004, 1,005), ce qui n'est pas surprenant, au vu de l'ajustement et de la taille de l'échantillon, (SAILA, RECSIECK & PRAGER, 1988; PRAGER, LEE & PRINCE, 1992). Les équations "Longueur - Poids" (corrigées du biais) sont donc les suivantes:

Pour les albacores de moins de 65,9 cm de LF:

$$W = (2,18373 * 10^{-4}) * LF^{2,4221}$$

Pour les individus de plus de 66 cm:

$$W = (0,38854 * 10^{-4}) * LF^{2,8421}$$

CONCLUSION

Bien que l'on utilise généralement une seule relation "Longueur-Poids" chez les espèces de poissons, valable tout au

long de leur vie, l'albacore présente, pour sa part, 2 relations bien identifiables. L'une correspond aux juvéniles qui n'ont pas encore atteint 66 cm de longueur à la fourche, et l'autre, caractérise les individus qui ont dépassés cette taille. Dans l'Atlantique Ouest, cette taille de 66 cm (LF) correspond au passage de la phase de croissance lente, décrite par une relation linéaire, à une phase de croissance rapide, modélisable par l'équation de Von Bertalanffy (GAERTNER et PAGAVINO (1991)). Le parallélisme entre l'accroissement du paramètre b de la relation "Longueur-Poids" et celui du taux de croissance linéaire, laisse penser à des phénomènes de type "densité-dépendance" chez les juvéniles. Cette hypothèse apparaît comme plausible en raison du confinement des jeunes albacores dans un environnement relativement côtier, ou l'épuisement de la nourriture pourrait être un facteur limitant à leur développement. Les modifications morphométriques et l'acquisition des caractères des grands migrateurs qui paraissent survenir après cette taille critique, seraient donc une réponse des individus pour conquérir un environnement plus hauturier.

BIBLIOGRAPHIE

BOLLEN K. A. & JACKMAN R. W. 1990. Regression Diagnostics: An expository treatment of outliers and influential cases. In: Modern Methods of Data Analysis (Fox & Scott Long Eds.) Sage Publications, Newbury Park CA, 257-291.

CAVERIVIERE A. 1976. Longueur prédorsale, longueur à la fourche et poids des albacores (*Thunnus albacares*) de l'Atlantique. Cah. ORSTOM sér. Océanogr., 14(3): 201-208.

DAGET J. 1979. Les modèles mathématiques en écologie. In: Collection d'écologie, Vol. 8 Masson Paris, 172 p.

DAVIS K. S. 1991. Length-Weight relationships for western north Atlantic yellowfin tuna. In: Report of the Yellowfin Year Program. ICCAT, Coll. Vol. Sci. Pap., 36: 280-288.

DAVISON A. C., HINKLEY D. V. & SCHECHTMAN E. 1986. Efficient bootstrap simulation. Biometrika, 73: 555-566.

DRAPER N. R. & SMITH H. 1966. Applied regression analysis. John Wiley and Sons, Inc., New York, 407 p.

EFRON B. & TIBSHIRANI R. 1986. Bootstrap methods for standard errors, confidence intervals, and other measures of statistical accuracy. Statistical Science, 1: 54-75.

FREEDMAN D. A. & PETERS S. C. 1984. Bootstrapping a regression equation: Some empirical results. The American Statistician, 79 (385): 97-106.

GAERTNER D. & PAGAVINO M. 1991. Observations sur la croissance de l'albacore (*Thunnus albacares*) dans l'Atlantique ouest. In:

Report of the Yellowfin Year Program. ICCAT, Coll. Vol. Sci. Pap., 36: 479-505.

GAERTNER D., SALAZAR H., RODRIGUEZ O., ASTUDILLO L. y CASTILLO C. 1992. Relación Longitud-Peso para el atún aleta amarilla en el Atlántico oeste. ICCAT, Coll. Vol. Sci. Pap., 38: 262-265.

GLEASON J. R. 1988. Algorithms for balanced bootstrap simulations. *The American Statistician*, 42(4): 263-266.

JENSEN A. L. 1986. Functional regression and correlation analysis. *Can. J. Fish. Aquat. Sci.*, 43: 1742-1745.

JOLICOEUR P. 1975. Linear regressions in fishery research: some comments. *J. Fish. Res. Board Can.*, 32: 1491-1494.

JOLICOEUR P. & HEUSNER A. 1971. The allometry equation in the analysis of the standard oxygen consumption and body weight of the white rat. *Biometrics*, 27: 841-855.

LAWS L. A. & ARCHIE J. W. 1981. Appropriate use of regression analysis in marine biology. *Marine Biology*, 65: 13-16.

MAYRAT A. 1965. Calcul et comparaison des droites d'allométrie de croissance. *C. R. Soc. Biol.*, 159: 1239-1243.

MAYRAT A. 1967. Croissance et développement chez les crustacés. Leur étude biométrique (avec quelques remarques sur les insectes). *Mem. Inst. Fondam. Afr. Noire.*, 77: 499-648.

PRAGER M. H., LEE D. W. & PRINCE E. D. 1992. Bias-corrected length-weight relationships for Atlantic Blue Marlin, White Marlin and Sailfish. ICCAT, Coll. Vol. Sci. Pap., 39(3): 656-658.

POPE J. A. & SHANKS A. M. 1982. Fitting relationships in fishery research. ICES, Statistics Committee, D:9, 8 p, one appendix.

RICKER W. E. 1973. Linear regressions in fishery research. *J. Fish. Res. Board Can.*, 30: 409-434.

RICKER W. E. 1975. A note concerning Professor Jolicoeur's comments. *J. Fish. Res. Board Can.*, 32: 1494-1498.

SAILA S. B., RECKSIEK C. W. & PRAGER M. H. 1988. Basic Fishery Science Programs. A compendium of microcomputer programs & manual of operations. In: *Developments in Aquaculture & Fisheries Science, Vol 18, Elsevier Amsterdam*, 231 p.

SPRUGEL D. G. 1983. Correcting for bias in log-transformed allometric equations. *Ecology*, 64(1): 209-210.

STINE R. 1990. An introduction to bootstrap methods. Examples and ideas. In: *Modern Methods of Data Analysis (Fox & Scott Long Eds.)*, Sage Publications, Newbury Park CA, 325-373.

Tab. 1. Comparaison des ajustements (OLS) avec une seule droite (modèle 1) et avec 2 droites (modèle 2).

CRITERE	MODELE	S.C.R.	D.D.L.	F
< 65.9	1	8.787	916	18.451
≥ 66	2	8.446	914	

Tab. 2. Paramètres de la relation $\log W = A + b \log LF$ pour les 2 phases de croissance de l'albacore, selon les 2 méthodes d'ajustement utilisées: AMR = Axe Majeur Réduit; OLS = Moindres Carrés.

TAILLE	DROITE	PARAMETRE	ESTIMATION	ECART-TYPE	FC
< 65.9	AMR	A	-8.40931	0.30955	1.0035
		b	2.41629	0.07769	
	OLS	A	-7.84558	0.30955	1.0034
		b	-2.27476	0.07769	
≥ 66	AMR	A	-10.16304	0.07510	1.0048
		b	2.84264	0.01657	
	OLS	A	-9.98600	0.07510	1.0048
		b	2.80353	0.01657	

Tab. 3. Anovas de la relation $\log W = A + b \log LF$ pour les 2 phases de croissance de l'albacore.

TAILLE	SOURCE	S.C.E.	D.D.L.	r
< 65.9	Totale	6.587	111	0.9414
	Regression	5.838	1	
	Residuelle	0.749	110	
≥ 66	Totale	281.637	805	0.9862
	Regression	273.940	1	
	Residuelle	7.697	804	

Tab. 4. Estimations des paramètres de l'axe Majeur Réduit de la relation Log W - Log LF, chez les 2 stades de croissance de l'albacore selon les 2 techniques de bootstrap (normal et équilibré). Les limites supérieures (L. Sup.) et inférieures (L. Inf.) des paramètres ($\alpha=0.05$), supposent la normalité des distributions des fréquences observées (fig. 3,4,5 et 6).

TAILLE	< 65.9		≥ 66	
	b	A	b	A
BOOTSTRAP NORMAL				
Estim.	2.4157	-8.4075	2.8427	-10.1636
E. Type	0.0930	0.3720	0.0186	0.0832
C. V.	3.8488	4.4250	0.6528	0.8190
L. Sup.	2.598	-7.678	2.879	-10.000
L. Inf.	2.233	-9.137	2.806	-10.327
BOOTSTRAP EQUILIBRE				
Param.	2.4221	-8.4328	2.8421	-10.1605
E. Type	0.1005	0.4014	0.0200	0.0837
C. V.	4.1464	4.7590	0.6606	0.8257
L. Sup.	2.619	-7.646	2.879	-9.996
L. Inf.	2.225	-9.219	2.805	-10.325

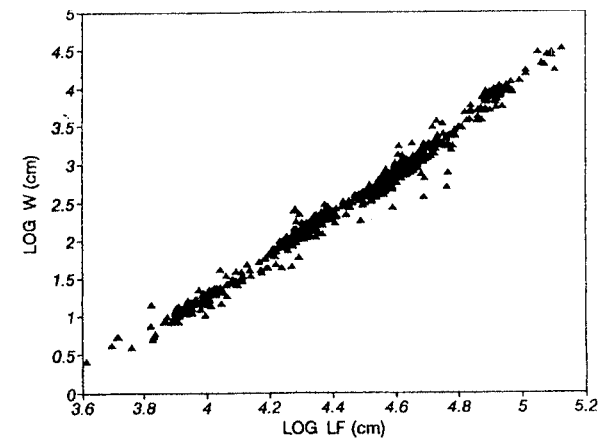


Figure 2.- Représentation graphique des observations utilisées pour la relation Log (Poids) - Log (LF) chez les albacores pêchés au Vénézuéla par la pêche de surface.

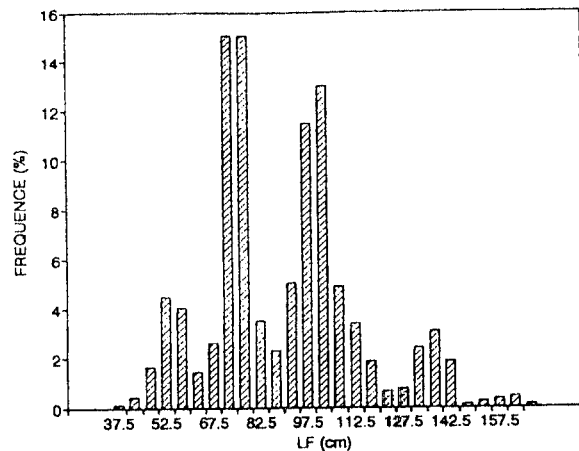


Figure 1.- Distribution des fréquences de tailles (LF en cm) des albacores analysés dans ce travail.

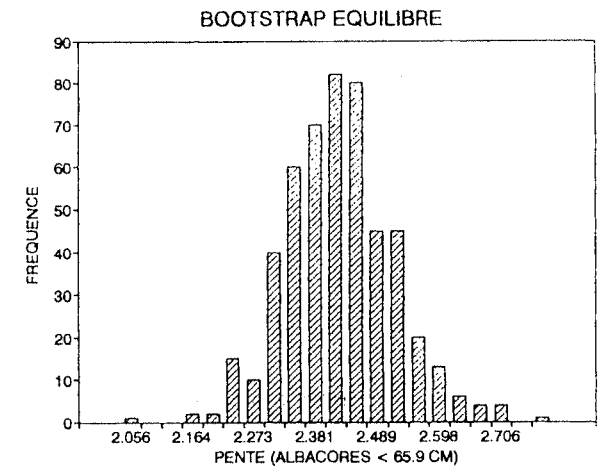
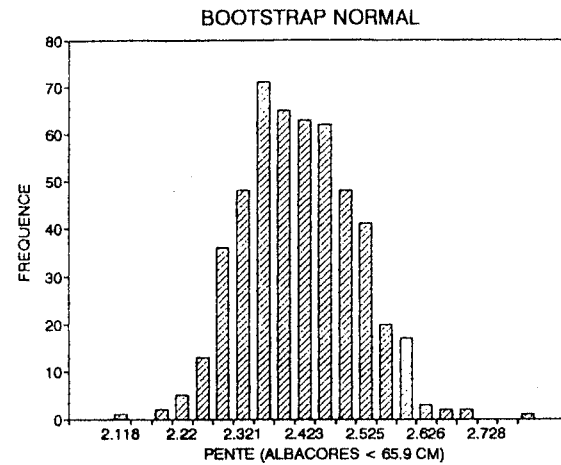


Figure 3.- Distribution des fréquences d'apparition des estimations de la pente (b) de l'axe Majeur Réduit pour les albacores de moins de 65,9 cm de LF: Bootstrap normal à gauche, Bootstrap équilibré à droite.

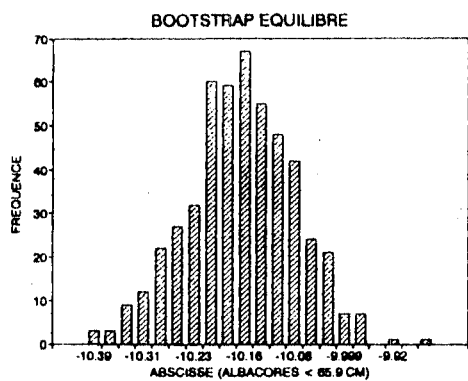
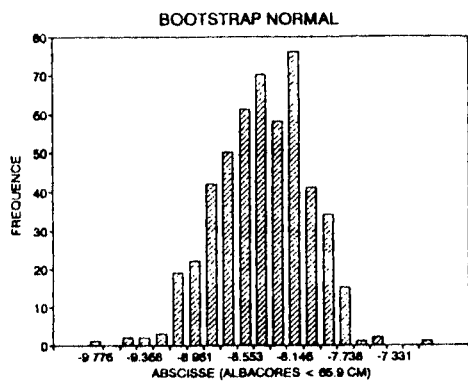


Figure 4.- Distribution des fréquences d'apparition des estimations de l'abscisse (A) de l'axe Majeur Réduit pour les albacores de moins de 65,9 cm de LF: Bootstrap normal en haut, Bootstrap équilibré en bas.

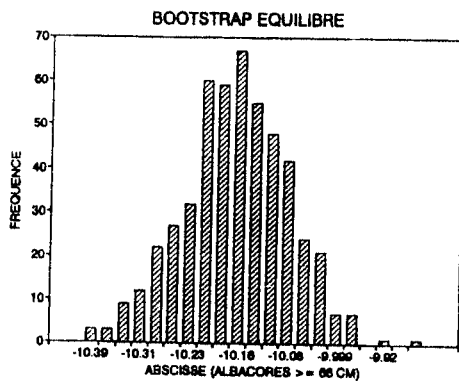
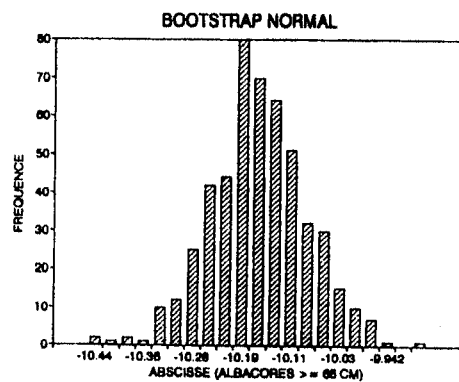


Figure 6.- Distribution des fréquences d'apparition des estimations de l'abscisse (A) de l'axe Majeur Réduit pour les albacores de plus de 66 cm de LF: Bootstrap normal en haut, Bootstrap équilibré en bas.

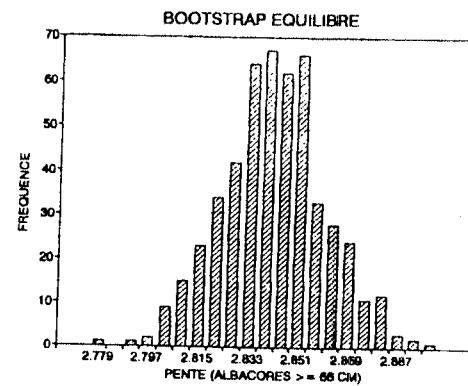
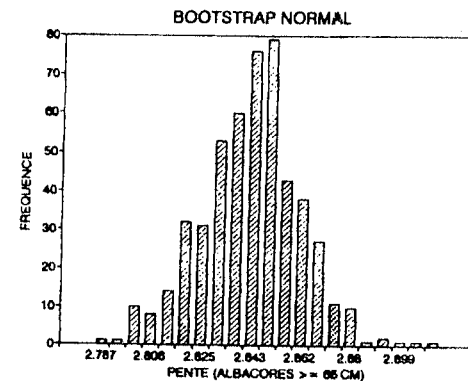


Figure 5.- Distribution des fréquences d'apparition des estimations de la pente (b) de l'axe Majeur Réduit pour les albacores de plus de 66 cm de LF: Bootstrap normal en haut, Bootstrap équilibré en bas.