

OBSERVATIONS SUR LA CROISSANCE DE L'ALBACORE (THUNNUS ALBACARES) DANS L'ATLANTIQUE OUEST

par

Daniel Gaertner¹ et Mauricio Pagavino²

RESUME

L'étude de la croissance de l'albacore (Thunnus albacares) dans l'Atlantique Ouest a été faite à l'aide des fréquences de tailles de la pêche de surface du Vénézuéla et des palangriers brésiliens. Les données du Vénézuéla permettent de confirmer l'existence d'une phase de croissance linéaire chez les jeunes albacores, suivie par une accélération décrite par le modèle de Von Bertalanffy. La détermination du point de rupture de pente entre les deux modèles a été faite par itérations de telle manière qu'il corresponde au minimum de la somme des carrés résiduels totaux des 2 sous-modèles. Le modèle de croissance général peut s'écrire ainsi:

$$L_{1.} = 35,323 + 19,505 * A_i \quad \text{pour } L_{1.} \leq 65,88 \text{ cm}$$

$$L_{1.} = 155,069 * (1 - \exp(-0,884(A_i - 0,957))) \\ \text{pour } L_{1.} > 65,88 \text{ cm}$$

Notons cependant que la faible proportion d'individus de grande taille dans les captures vénézuéliennes pourrait conduire à une estimation biaisée de L_{∞} (et par conséquent de K). Ainsi les résultats de l'ajustement de l'équation de Von Bertalanffy sur des albacores pêchés au Brésil,

$$L_{1.} = 184,120 * (1 - \exp(-0,430(A_i + 0,079))),$$

sont plus conformes aux valeurs trouvées dans l'Atlantique est. Malgré les quelques différences observées dans l'estimation des paramètres K et L_{∞} (liées en partie aux méthodologies utilisées et aux intervalles de tailles considérés), on peut penser que l'albacore suit un schéma de

¹ORSTOM, 213, rue Lafayette 75480, Paris cedex, 10 France, et ORSTOM, Apdo. 373, Cumaná 6101, Venezuela.

²Instituto Oceanográfico, UDO, Apdo. 245, Cumaná 6101, Venezuela.

6 JUIL. 1992

ORSTOM Fonds Documentaire

N° : 35596, ex 1

479

Cote :

B

M

P 5

IX

croissance relativement homogène dans l'Atlantique. Cette hypothèse semble se vérifier si on compare les estimations d'un paramètre synthétisant les fluctuations opposées des 2 premiers. La forte variabilité interannuelle de la croissance et l'existence d'un deuxième point de rupture de pente (confirmée par l'analyse d'un jeu de données des côtes d'Afrique) sont également des facteurs à considérer dans ce type d'étude comparative. Le décalage observé entre les courbes de croissance des albacores capturés au Venezuela et au Brésil permet de supposer qu'ils proviennent de 2 zones de ponte différentes. La localisation spatio-temporelle de ces dernières est discutée à la lumière des travaux réalisés sur la reproduction de cette espèce. Enfin l'hypothèse d'une 3^{ème} composante du stock ouest-atlantique, ayant pour centre le sud du Golfe du Mexique et la marge occidentale de la mer des Caraïbes, est avancée.

SUMMARY

The study of the growth of yellowfin tuna (*Thunnus albacares*) in the west Atlantic was done by the means of size frequencies of the Venezuelan surface fishery and Brazilian longline fisheries. The Venezuelan data confirmed the existence of a linear growth phase for young yellowfin, followed by an accelerated growth represented by the Von Bertalanffy model. The determination of the breaking point of the slope between the two models was done by iterations that minimize the sum of squares of the total residuals of the two sub-models. The general growth model can be written as follows:

$$L_t = 35.323 + 19.505 \cdot A_t \quad \text{for } L_t \leq 65.88 \text{ cm}$$

$$L_t = 155.069 \cdot (1 - \exp(-0.884(A_t - 0.957))) \quad \text{for } L_t > 65.88 \text{ cm}$$

We note that the low proportion of large-sized fish in the Venezuelan catches could lead to a biased estimation of L_∞ (and consequently of K). Likewise, the results of fitting the Von Bertalanffy equation to yellowfin caught in Brazil:

$$L_t = 184.120 \cdot (1 - \exp(0.430(A_t + 0.079))),$$

conform better to the values found in the east Atlantic. Despite some differences observed in the estimation of parameters K and L_∞ (related in part to the methodologies used and to the size ranges used), it can be considered that yellowfin follow a relatively homogeneous growth pattern in the Atlantic. This hypothesis seems to be verified if you compare the estimation of a parameter synthesizing the fluctuations opposite the first two. The strong between-year variability of growth and the existence of a second breaking point (confirmed by the analy-

sis of a set of data from the African coasts) are also factors to consider in this type of comparative study. The discrepancy observed between the growth curves for yellowfin caught in Venezuela and in Brazil lead to the supposition that they come from two different spawning areas. The time-area of these two spawnings is discussed in light of work done on the spawning of this species. Finally, the hypothesis is proposed of a third component of the west Atlantic stock, having as a center the south of the Gulf of Mexico and as a western margin the Caribbean Sea.

RESUMEN

Se estudió el crecimiento del atún aleta amarilla (*Thunnus albacares*) en el Atlántico Oeste, por medio de las frecuencias de tallas de la pesca de superficie de Venezuela y de los palangreros brasileños. Los datos de Venezuela permiten confirmar la existencia de un período de crecimiento lineal para los juveniles, seguido por una aceleración descrita por el modelo de Von Bertalanffy. La determinación del punto de cambio de la pendiente se hizo por iteraciones, de tal manera que corresponda al valor mínimo de la suma de los cuadrados residuales de los dos sub-modelos. El modelo de crecimiento general puede formularse así:

$$L_{1.} = 35,323 + 19,505 * A_i \quad \text{para } L_{1.} \leq 65,88 \text{ cm}$$

$$L_{1.} = 155,069 * (1 - \exp(-0,884(A_i - 0,957))) \\ \text{para } L_{1.} > 65,88 \text{ cm}$$

No obstante, la pequeña proporción de individuos de gran tamaño en las capturas de Venezuela podría conducir a una estimación sesgada de L_{∞} (y por consiguiente de K). Así, los resultados del ajuste de la ecuación de Von Bertalanffy sobre los datos procedentes de la pesca palangrera brasileña,

$$L_{1.} = 184,120 * (1 - \exp(-0,430(A_i + 0,079))),$$

están más conformes con los valores encontrados en el Atlántico Este. A pesar de algunas diferencias en la estimación de los parámetros K y L_{∞} (debidas en parte a los métodos utilizados y a los intervalos de tamaño considerados), se puede pensar que el atún aleta amarilla sigue un esquema de crecimiento relativamente homogéneo en el Atlántico. Esta hipótesis parece verificarse al hacer la comparación de un parámetro que sintetiza las fluctuaciones opuestas de los 2 primeros. La fuerte variabilidad interanual del crecimiento y la existencia de un segundo punto de cambio de la pendiente (confirmado por el análisis de un grupo de datos de las costas africanas) son también factores a considerar en éste tipo de análisis comparativo. La super-

posición de las curvas de crecimiento de los atunes capturados en Venezuela y en Brasil permite suponer que proceden de zonas de desove distintas. Se analiza la localización en espacio y en tiempo de estas últimas, con respecto a los estudios hechos sobre el tema. Finalmente, se discute la hipótesis de una tercera componente Oeste-Atlántico, teniendo por centro el Sur del Golfo de México y la parte occidental del Mar Caribe.

INTRODUCTION

Ce travail a pour cadre l'étude de la croissance de l'albacore (*Thunnus albacares*) à partir de l'analyse des fréquences de tailles provenant du Venezuela, du Brésil et des côtes d'Afrique. En effet, initialement orienté à l'Atlantique ouest, cette étude a été amplifiée à la zone orientale de cet océan et tient compte des travaux les plus récents sur ce sujet présentés lors de la réunion finale du programme international sur l'albacore de la Commission Internationale pour la Conservation du Thon Atlantique (CICATA).

MATERIEL ET METHODES

Origine des données

L'échantillonnage des fréquences de tailles des débarquements vénézuéliens de la pêche de surface a été réalisé au port de Cumaná entre septembre 1987 et juillet 1989. Cette série a pu être complétée aux mois de juillet et d'août 1987, grâce à des données recueillies par le FONAIAP et l'IATTC et transmises au Secrétariat de la CICATA.

Les mesures, effectuées en longueur prédorsale (LD_1), ont été converties en longueur à la fourche (LF) au moyen d'une relation établie sur 501 individus par Pagavino *et al.* (1989):

$$\log_{10} LF = 1,1649 * \log_{10} LD_1 + 0,2948 \text{ (axe majeur réduit)}$$

Les distributions des fréquences de tailles mensuelles sont obtenues, pour chaque classe de taille, par addition des fréquences pondérées de chaque échantillon; le facteur de pondération étant égal au poids de la cuve divisé par celui de l'échantillon. En l'absence de cette information (mois de juillet et d'août de 1987), les fréquences mensuelles ont été simplement additionnées.

Compte tenu des faibles effectifs de certains mois (tableau 1), et des problèmes rencontrés lors de la décomposition des histogrammes en classes modales au cours de l'étude préliminaire (Pagavino *et al.*, *op. cit.*), les données ont été lissées par une moyenne mobile d'un pas de trois.

Le deuxième jeu de données analysé concerne les fréquences de tailles de la pêche palangrière brésilienne recueillies par l'Instituto de Pesca do Brasil (Data Record N.10 de la CICATA) entre 1968 et 1974. Un essai de regroupement de ces

données en une année type s'est avéré peu concluant et ne sera pas présenté. En effet, probablement en raison de la forte variabilité interannuelle dans les progressions modales, ce regroupement "général" une cohorte supplémentaire qui n'apparaissait pas dans les histogrammes mensuels originaux.

Enfin dans le but de comparer les résultats obtenus sur la croissance de l'albacore des deux côtés de l'Atlantique, des données de la pêche de surface de la flotte FIS ont également été étudiées. Ces fréquences de tailles, rassemblées en une année type par Fonteneau (1981, tableau 13), sont exprimées en longueur prédorsale et couvrent la période 1969-1977 dans la région de Pointe Noire (Rep. Pop. du Congo).

Determination des tailles moyennes

L'estimation des tailles moyennes de chaque cohorte a été faite au moyen de la méthode de Bhattacharya. Pour des questions techniques ces calculs ont été réalisés à l'aide du logiciel LFSA (Sparre 1987) pour les données provenant de l'Atlantique ouest et avec le logiciel ELEFAN (Gayanilo *et. al.*, 1988) pour celles issues de la flotte franco-ivoiro-sénégalaise (FIS). Dans ce dernier cas les tailles moyennes obtenues en LD₁ sont converties en LF à partir de la relation:

$$LF = 1.901 * LD_1^{1.177} \text{ (Caverivière 1976)}$$

Ne connaissant pas l'âge absolu de chaque cohorte, un âge arbitraire A₁ a été calculé, tel que:

$$A_1 = y + \frac{k + 0,5}{12} ; \text{ avec } y = \text{classe d'âge arbitraire;} \\ k = \text{mois (0,1,2,...,11);}$$

ceci en considérant que la date moyenne à laquelle ont été mesurés tous les échantillons d'un mois donné, correspond au 15 de ce mois (à l'exception des données vénézuéliennes du mois de décembre ou le septième jour a été retenu pour des problèmes liés aux dates de débarquements).

Choix du modèle de croissance

Le choix d'un modèle descriptif de la croissance de *Thunnus albacares* pose quelques difficultés. On sait en effet, depuis Fonteneau (1980), que la croissance de l'albacore se caractérise (du moins dans l'Atlantique) par une phase lente jusqu'aux alentours de 70 cm, suivie d'une accélération à partir de laquelle le modèle de Von Bertalanffy peut s'appliquer.

En s'appuyant sur ces observations Bard (1984a) propose l'utilisation d'un modèle de croissance composite subdivisé en une partie linéaire jusqu'à 65 cm, puis en une partie décrite par le modèle de Von Bertalanffy par la suite.

Soit le modèle de croissance général (MCG):

$$L_{1j} = a \cdot A_1 + b = f_1(A_1) \quad \text{pour } L_{1j} \leq \text{PR}$$

$$L_{1j} = L_{\infty} \cdot (1 - \exp(-K(A_1 - A_0))) = f_2(A_1) \quad \text{pour } L_{1j} > \text{PR}$$

avec L_{1j} = longueur de la j^{me} cohorte à l'âge arbitraire A_1 ;
 PR = point de rupture de pente entre les 2 sous-modèles.

L'ajustement des 2 équations se fait de manière séparée selon le critère des moindres carrés:

$$\text{S.C.R.}_1 = \sum \sum (L_{1j} - f_1(A_1))^2$$

$$\text{S.C.R.}_2 = \sum \sum (L_{1j} - f_2(A_1))^2$$

Les ajustements au sens des moindres carrés impliquent que les hypothèses de Gauss-Markov sur les résidus soient respectées: à savoir qu'ils aient une moyenne nulle, une variance identique et enfin qu'ils ne soient pas corrélés 2 à 2. Sous ce corps d'hypothèses, Kimura (1980) fait remarquer que pour diminuer les temps de calcul de l'équation de Von Bertalanffy on peut remplacer les L_{1j} par leurs moyennes respectives L_1 , sans que la perte d'information soit appréciable. Appliqué également à la régression linéaire, la minimisation par les moindres carrés sera pondérée par le nombre de classes d'âges identifiées n_1 . Soit,

$$\text{S.C.R.}_1 = \sum n_1 \cdot (L_1 - f_1(A_1))^2$$

$$\text{S.C.R.}_2 = \sum n_1 \cdot (L_1 - f_2(A_1))^2$$

En raison du théorème de la valeur centrale, cette formulation diminue les risques d'éventuels écarts à la normalité de la loi des résidus (Santarelli et Gros 1985).

Dans ce travail, nous proposons une évaluation du point de rupture de pente (PR) entre les deux équations, de telle façon qu'il corresponde au minimum de la Somme des Carrés Résiduels Totaux (S.C.R.T.) des 2 sous-modèles; soit $\text{S.C.R.T.} = \text{S.C.R.}_1 + \text{S.C.R.}_2$. La recherche d'une Somme des Carrés Résiduels Totaux minimale se fait par itérations successives pour toute une gamme de A_1 au voisinage du point de rupture de pente.

Dans la pratique, ne disposant pas d'un logiciel permettant l'ajustement d'un modèle composite unique, la régression linéaire est faite pour l'ensemble des points d'abscisse inférieure, ou égale, à A_1 et la courbe de Von Bertalanffy à partir des points d'abscisse supérieure, ou égale, à A_{1+1} . Le point critique (pour lequel la S.C.R.T. est minimale) sera fixé arbitrairement au centre de cet intervalle, soit $A_{1+\frac{1}{2}}$, en faisant l'hypothèse que la droite de régression et l'équation de Von Bertalanffy sont interpolables dans cet intervalle. La longueur correspondant au PR sera définie comme la moyenne des estimations fournies sur ce demi-intervalle par les 2 sous-modèles.

Il est important de noter à ce point de l'étude qu'aucun test statistique n'est effectué et qu'il s'agit avant tout d'une méthode graphique.

Alors que les résidus de la droite de régression sont minimisés par une régression prédictive, l'équation de Von Bertalanffy a été ajustée par un système non linéaire (méthode de Newton, *in* Sparre 1987). En effet, Vaughan et Kanciruk (1982) montrent que les équations linéaires traditionnelles conduisent à des estimations biaisées des paramètres de cette équation.

Enfin des essais de modélisation de la croissance de *Thunnus albacares* par une seule équation seront réalisés. Comme Bard (1984b) nous retiendrons le modèle logistique et celui de Gompertz auquel nous avons adjoint une fonction de Weibull. Les paramètres de ces modèles ont été calculés par régression non linéaire à l'aide du logiciel STAT-ITCF (édité par l'Institut Technique des Céréales et des Fourrages, Paris). Ces équations sont les suivantes:

$$\text{Modèle logistique: } L_{1.} = L_{\infty} * (1 + B * \exp(-C * A_1))^{-1};$$

$$\text{Modèle de Gompertz: } L_{1.} = L_{\infty} * \exp(-(B/C) * \exp(-C * A_1));$$

$$\text{Fonction de Weibull: } L_{1.} = L_{\infty} * (1 - \exp((-B * A_1)^c)).$$

RESULTATS

Les tailles moyennes ($L_{1.}$) des cohortes d'albacore pêchés au Venezuela ont été reportées dans la figure 1 pour l'établissement des progressions modales. La première cohorte passe de 51 cm à la mi-octobre à 68 cm à la mi-juillet. Durant cette phase de leur vie, les albacores ont un taux de croissance relativement faible. Par la suite la croissance s'accélère, devenant plus conforme au modèle de Von Bertalanffy, généralement utilisé pour la décrire.

Bien que les jeunes albacores recrutés en 1988 apparaissent à la même période qu'en 1987 et à des longueurs identiques, il semble toutefois qu'il existe une certaine variabilité interannuelle dans la croissance. En effet, les tailles moyennes prises par la cohorte recrutée en 1988, au moment de l'accélération de croissance, sont toutes inférieures à celles observées pour les individus de 1987 (entre octobre et janvier, cette différence se maintient entre 5 et 10 cm).

La recherche du point de rupture de pente (S.C.R.T. minimale) entre le modèle linéaire et celui de Von Bertalanffy a été faite par itérations successives sur l'axe des âges relatifs entre le mois de janvier ($L_{1.} \approx 55$ cm) et celui de juillet ($L_{1.} \approx 115$ cm, soit 19 mois après). A titre d'exemple dans le cas de la première itération (S.C.R.T. = 1552), la régression linéaire a porté sur les 3 points d'abscisse situés entre octobre et décembre (ce qui correspond à 5 observations, en considérant la pondération n_1) alors que l'ajustement du modèle de Von Bertalanffy a été effectué sur les 28 points (et 50 observations) situés après janvier (58 cm). L'itération suivante (S.C.R.T. = 1159) ajoute un mois supplémentaire pour le calcul des paramètres de la droite (soit, 4 mois ou 7 observations, d'octobre à janvier) et le retranche de celui du modèle de Von Bertalanffy (ajusté sur 27 mois pondérés, ou 48 observations), etc.

Le graphique de la relation S.C.R.T. = f (A₁) est donné dans la figure 2. La décroissance de la Somme des Carrés Résiduels Totaux pour toute une gamme de valeurs intermédiaires de l'âge relatif A₁ y apparaît nettement. On note la présence de 2 minima: le premier apparaît vers le 1^{er} août, le second aux alentours du 28 décembre (date "moyenne" entre le 07/12 et le 15/01; cf. partie "matériel et méthode"). Les résultats correspondants à ces 2 points, appelés hypothèse A et hypothèse B, sont présentés respectivement dans les tableaux 2 à 4 et 5 à 7. En nous basant sur le critère de la S.C.R.T. minimale, nous retiendrons l'hypothèse A qui donne la valeur 65,88 cm comme estimation du PR.

Le modèle de croissance général peut donc s'écrire de la manière suivante:

$$L_{1.} = 35,323 + 19,505 * A_1 \quad \text{pour } L_{1.} \leq 65,88 \text{ cm}$$

M.C.G.

$$L_{1.} = 155,069 * (1 - \exp(-0,884(A_1 - 0,957))) \\ \text{pour } L_{1.} > 65,88 \text{ cm}$$

Les calculs menés parallèlement sur les modèles logistique, de Gompertz et sur la fonction de Weibull conduisent aux estimations suivantes:

$$L_{1.} = 165,340 * (1 + 4,150 * \exp(-0,783 * A_1))^{-1}, \quad \text{S.C.R.} = 1220,424;$$

$$L_{1.} = 165,340 * \exp(-0,015/0,661 * \exp(-0,661 * A_1)), \quad \text{S.C.R.} = 1622,816;$$

$$L_{1.} = 165,340 * (1 - \exp((-0,477 * A_1)^{1,079})), \quad \text{S.C.R.} = 2044,109.$$

Il est assez difficile de comparer l'efficacité de ces équations entre elles ou avec celle de Von Bertalanffy, ce qui nécessiterait une reparamétrisation du type de celles proposées par Schnute (1981). Même si ces modèles ont l'avantage de paraître plus réalistes que le modèle composite, puisque à la différence de ce dernier ils ne comportent pas de discontinuité, d'un point de vue purement statistique ils sont fortement critiquables. En effet, si on s'intéresse à la distribution de leurs résidus (figure 3) on constate que les hypothèses de Gauss-Markov sont loin d'être remplies. En premier lieu les histogrammes des valeurs absolues des écarts résiduels (|e|) indiquent (sauf dans le cas du modèle composite) que leurs distributions s'écartent de la normalité. De même si l'absence d'hétéro-scédasticité peut être admise (au vue de l'aspect général de la distribution des résidus en fonction de t=A₁), par contre la présence d'une autocorrélation paraît quasi certaine. Pour le démontrer, et en tenant compte que ces résidus ne sont que des valeurs approchées (les estimations des paramètres des systèmes non-linéaires étant des valeurs asymptotiques, les résidus le seront également), nous utiliserons la statistique de Durbin-Watson, uniquement comme indicateur d'une tendance. Rappelons que:

$$d = 2 - 2 * ((\sum e_i * e_{i-1}) / \sum e_i^2) \text{ in Tranchefort (1974).}$$

A défaut donc de tester cette valeur, les résultats obtenus (respectivement 0,37; 0,29; 0,24) permettent de soupçonner l'existence d'une très forte corrélation positive entre les résidus. L'intérêt de ces modèles apparaît ainsi très limité.

En ce qui concerne les données des palangriers brésiliens, seul le modèle de Von Bertalanffy a été analysé, étant donné que la première cohorte qui apparaît dans les captures possède une taille moyenne de 65,6 cm (figure 4). Cette observation ne sera pas prise en compte dans l'ajustement en raison des résultats obtenus précédemment. On note, comme dans le cas des données de la pêche de surface du Venezuela, une forte variabilité interannuelle. Les estimations des paramètres L_{∞} , K et A_0 , donnent: 184,120; 0,430 et - 0,079 (tableau 8); les matrices de variance-covariance et de corrélation sont données dans le tableau 9. Les progressions modales des *Thunnus albacares* des côtes d'Afrique sont visualisées dans la figure 5 où les 2 phases, croissance lente et croissance rapide, sont très nettes. Comme dans l'exemple des données de la mer des Caraïbes, 2 minima (à la différence qu'ici 1 minimum est nettement plus prononcé que le second) caractérisent le graphe des résidus en fonction de l'âge arbitraire (figure 6). Bien qu'ici l'hypothèse B aboutisse à une meilleure minimisation, l'hypothèse A (plus conforme aux résultats obtenus dans des travaux antérieurs et à nos propres observations au Venezuela) sera retenue. Ce choix se justifie dans la mesure où des erreurs dans la détermination des tailles moyennes en LD_1 , suivie d'une amplification lors de la conversion en LF ne sont pas à exclure. Les estimations des paramètres selon les hypothèses A ou B sont contenues dans les tableaux 10 à 15. Compte tenu de ces éventuelles sources de biais, les longueurs auxquelles se produisent ces 2 minima (63,07 et 81,38 cm) sont comparables à celles trouvées dans la première partie de ce travail (65,88 et 90,47 cm). Le modèle de croissance général pour les données F.I.S. (Hypothèse A) est:

$$L_{1.} = 36,037 + 13,891 \cdot A_1 \quad \text{pour } L_{1.} \leq 63,07 \text{ cm}$$

$$L_{1.} = 189,040 \cdot (1 - \exp(-0,566(A_1 - 1,193))) \quad \text{pour } L_{1.} > 63,07 \text{ cm}$$

DISCUSSION ET CONCLUSION

L'établissement d'un modèle de croissance composite, défini par Bard (1984a) pour les albacores de l'Atlantique est, peut être étendu au stock de l'Atlantique ouest.

L'originalité de ce modèle consiste en l'établissement d'une phase de croissance lente qui précède celle décrite par l'équation de Von Bertalanffy. Ce phénomène a d'abord été observé dans l'Atlantique est par Fonteneau (1980) qui, par la méthode des progression modales, signale cette étape d'accroissement lent pour les individus de longueur à la fourche comprise entre 40 et 70 cm (1,56 cm/mois). Cette observation, qui n'aurait pu traduire qu'un simple recrutement échelonné dans le temps, a été confirmée par la suite par des études de marquages (1,48 cm/mois), réalisées par Bard (1984a et b) et Miyabe (1984).

Ces résultats semblent légèrement inférieurs aux observations faites dans l'Atlantique ouest (1,62 cm/mois). Toutefois, l'estimation du point de rupture de pente (bien qu'elle soit particulièrement robuste dans le cas de l'hypothèse A) conditionne l'estimation de ce taux mensuel de croissance. Pour prendre un exemple,

dans le cas de l'hypothèse B des données FIS, cet indice est de 1,61 cm/mois, mais le PR est alors de 81,4 cm. Cette phase lente dans la croissance de *Thunnus albacares* semble également avoir été observée dans le Pacifique occidental par Brouard, *et al.* (1984). En contrepartie, le seul modèle retenu dans le Pacifique oriental est le modèle linéaire unique. En effet, les études basées sur l'otolimétrie (Wild 1986), comme celles s'appuyant sur les marquages (Bayliff 1988), rejettent l'emploi d'un modèle composite, et en particulier celui d'un ajustement curvilinéaire.

Il est intéressant de noter que ces deux auteurs démontrent l'existence d'un dimorphisme sexuel et d'une variabilité interannuelle (Wild 1986), ainsi que des différences en fonction de l'aire de capture (Bayliff 1988). La présente étude confirme la forte variabilité interannuelle dans la croissance de l'albacore et rejoint les observations de Bard *et al.* (ce volume) à ce sujet. Ce dernier travail montre que les estimations du taux de croissance peuvent varier d'un facteur 4 en fonction des années, sans que l'origine (effet du recrutement ou de l'effort de pêche, sur la densité) soit clairement établie. Il faut rappeler que des effets similaires ont été observés chez d'autres espèces de thons, notamment chez le listao (*Katsuwonus pelamis*) pour lequel une variabilité en fonction de la zone géographique et de l'époque de l'année a été mise en évidence (Cayré *et al.*, 1988).

Toutes ces observations nous amènent déjà à supposer que les légères différences rencontrées entre les estimations de L_{∞} et de K provenant de la pêche de surface du Venezuela et celles obtenues dans l'Atlantique est (tableau 16) par Le Guen et Sakagawa (1972), Fonteneau (1980), Bard (1984a), Miyabe (1984) ou encore Draganik et Pelczarski (1984) ont pour origine une base spatio-temporelle dont les conséquences sur les modèles de production par recrues sont à étudier.

Malgré ces considérations, la faible valeur de la taille asymptotique trouvée dans le jeu de données du Venezuela semble avant tout liée au manque d'observation sur les cohortes d'albacores de plus de 140 cm. Les répercussions d'une sous-estimation de L_{∞} sur une sur-estimation de K sont évidentes, compte tenu de la très forte dépendance négative entre ces 2 paramètres (*cf.* tableaux correspondants). On peut faire la même hypothèse au sujet de l'estimation de la longueur asymptotique fournie par Bard *et al.* (ce volume) pour l'Atlantique ouest qui est proche de nos estimations dans le sud de la mer des Caraïbes (152.6 cm contre 155.1 ou 161 cm selon le point de rupture de pente retenu). En contrepartie, lorsque l'intervalle des tailles analysées est comparable, les estimations obtenues des 2 côtés de l'Atlantique sont comparables (ex. celles de la pêcherie brésilienne avec celles obtenues dans l'Atlantique est). D'autre part, il est important d'insister sur le fait que les variations, non seulement dans les intervalles de tailles considérés, mais aussi dans les méthodologies employées par les différents auteurs (progression modale, marquage, lecture de pièces osseuses) sont autant de facteurs exogènes qui rendent difficile ce type d'analyse comparative.

En ce qui concerne l'adéquation entre les résultats des données de longueur par rapport à l'âge avec ceux obtenus sur les marquages, Francis (1988) démontre que la première approche estime le taux de croissance pour un âge donné, alors que la seconde concerne le taux de croissance pour une taille donnée; ce qui n'est pas tout à fait la même chose. Cet auteur précise que dans le premier cas L_{∞} traduira une longueur asymptotique moyenne, tandis que dans la seconde alternative L_{∞} marquera une taille maximum, d'où la nécessité de reparamétriser les

équations classiques avant toute comparaison. Cela pourrait être une réponse aux constatations de Bayliff (1988) qui remarque que les valeurs de L_{∞} évaluées par lecture des pièces dures du listao sont supérieures (et donc inversement pour K) à celles résultantes des opérations de marquages dans les trois principaux secteurs du Pacifique.

Tout cela montre bien les limitations qui existent en vue d'une éventuelle comparaison statistique avec les travaux réalisés dans d'autres secteurs.

Du fait de la très forte corrélation existant entre L_{∞} et K , Gallucci et Quinn (1979) proposent de comparer les courbes de croissance par le produit de ces 2 valeurs. Kingsley (1980) fait toutefois remarquer que des courbes différant largement sur K et L_{∞} peuvent apparaître semblables pour ce nouveau paramètre. Dans ce contexte, l'approche tentée par Munro et Pauly (1983) mérite d'être signalée. Ces auteurs partent du fait qu'il existe une relation empirique de forme linéaire, de pente égale à $2/3$, entre le logarithme de K et celui du poids asymptotique (W_{∞}):

$$\log_{10} K = \Theta - 0.67 \cdot \log_{10} W_{\infty}, \text{ d'où } \Theta = \log_{10} K + 0.67 \cdot \log_{10} W_{\infty} ;$$

Le fait que la pente soit une constante entraîne comme conclusion que l'abscisse à l'origine (Θ) peut être assimilée à un indice de performance de croissance qui varie selon l'espèce considérée. Utilisant la relation longueur-poids ($W_{\infty} = a \cdot L_{\infty}^3$), Pauly et Munro (1984) transforment l'équation précédente en:

$$\Theta = \log_{10} K + 0.67 \cdot \log_{10} a + 2 \cdot \log_{10} L_{\infty}.$$

Si on pose $\Theta' = \log_{10} K + 2 \cdot \log_{10} L_{\infty}$, on relie Θ et Θ' par:

$$\Theta' = \Theta - 0.67 \cdot \log_{10} a$$

Le calcul de ce coefficient à partir des différentes estimations de K et de L_{∞} (tableau 16) confirme leur bonne concordance. La valeur moyenne de Θ' est de $4,23 \pm 0,05$, ce qui permet de soupçonner certains biais pour les couples K et L_{∞} dont les valeurs de Θ' résultantes s'éloignent de ce point. Ainsi les doutes de Bard Yáñez, et al. (ce volume) au sujet de leur propre estimation des paramètres de croissance dans l'Atlantique ouest paraissent confirmés (pour la valeur de L_{∞} trouvée, K paraît trop faible).

La signification que l'on peut donner aux 2 phases d'accélération de la croissance (la présence de 2 minima) est à rechercher dans la biologie de cette espèce de thon. En effet, les études biométriques réalisées par Rossignol (1968), Baudin-Laurencin et Marchal (1968), Faure et Bablet (1982) montrent que les albacores subissent une série de modifications morphométriques entre 70 et 100 cm. Ces auteurs relient ces dernières à des changements physiologiques qui accompagnent l'acquisition de la maturité sexuelle qui apparaît vers 90 cm (Albaret, 1977); soit un peu après le deuxième minima. Il est toutefois difficile de concevoir que la croissance s'accélère brusquement au moment où se développe la fonction de reproduction, considérée généralement comme antagoniste de la première (Deniel, 1984). L'autre hypothèse qui pourrait également expliquer la première accélération

serait de considérer que ces modifications prédisposent progressivement les albacores à des migrations vers le large. Cette remarque est appuyée en effet par l'allongement de certaines nageoires (comme la 2^{ème} dorsale et l'anale) ainsi que de la partie postérieure du corps vers 80 cm (Baudin-Laurencin et Marchal, *op. cit.*). Or une des hypothèses fournie par Fonteneau (1981) pour expliquer le taux relativement lent de la croissance des juvéniles est justement leur confinement dans des zones côtières, qui d'une part ne seraient peut-être pas optimales d'un point de vue thermique, et d'autre part où la compétition trophique avec les autres espèces de thons pourrait être un facteur limitant. La libération de cette contrainte vers une niche écologique plus vaste pourrait se traduire par un accroissement du taux de croissance.

Plus intéressante que la simple comparaison des paramètres de l'équation de Von Bertalanffy, est la superposition des courbes de croissance du Venezuela, du Brésil et des côtes d'Afrique, afin de voir s'il existe des décalages dans l'apparition et l'évolution des cohortes. Cette opération est réalisée dans la figure 7, où l'on peut voir un très net décalage entre ces jeux de données. Malgré la différence entre les 2 types de pêche (surface et palangre), il est peu probable que l'écart dans la date d'apparition de la phase recrutée (environ 5 mois), entre le sud-est de la mer des Caraïbes et au Brésil, soit dû uniquement à une différence de sélectivité. On peut par contre penser qu'il s'agit de 2 composantes distinctes du stock Atlantique ouest, issues de pontes différentes. Cette hypothèse est d'autant plus réaliste que l'évolution mensuelle des indices gonado-somatiques des albacores pêchés à la palangre dans l'Atlantique ouest montre 2 pics bien séparés; le premier en février-avril, le second en août-octobre (Yáñez, 1980). Bien qu'une analyse récente du même fichier de données remette fortement en question l'existence de la première manifestation dans la partie occidentale de cet océan, ce schéma reste valable pour l'Atlantique central (Bard et Capisano, ce volume). Cependant la présence de larves dans le nord du Brésil au 1^{er} et au 4^{ème} trimestre (Kikawa et Nishikawa 1980) ne permet pas de connaître avec précision la période de reproduction. En conséquence, nous nous intéresserons plutôt aux décalages observés entre les différentes courbes de croissance (figure 7). Par exemple le fait que la courbe de croissance des albacores pêchés au Brésil suit de 1 à 2 mois celle des côtes d'Afrique semble indiquer que ces thons proviennent d'une ponte printanière. Etant donné que les individus capturés à la palangre dans le sud du Brésil sont toujours en état de repos sexuel (Zavala-Camín et Von Seckendorff 1984), leur origine serait donc à rechercher dans l'Atlantique central. En contrepartie, les 3 ou 4 mois de décalage entre les albacores pêchés au large du Venezuela et ceux de la flotte FIS, localiseraient leur naissance en automne dans l'Atlantique ouest (au large des Guyanes?). Il faut, toutefois, garder à l'esprit que toutes ces hypothèses pourraient être faussées par une mauvaise estimation des courbes de croissance, qui elles-mêmes dépendent en partie du choix du point de rupture de pente.

La découverte, au cours de ces dernières années dans l'Atlantique ouest, d'autres zones de concentration des géniteurs complique ce type d'analyse. En effet, les récentes observations faites sur des individus capturés par la pêche palangrière opérant dans le Golfe du Mexique montrent un état de maturation avancée durant la saison estivale (Compeán, 1987; Grande *et al.*, 1988). La présence de larves en été dans la zone sud-orientale de ce golfe et à l'est de la péninsule du Yucatan

(Olvera Lima *et al.*, 1988), ainsi qu'en automne au débouché du Mississippi (Browder *et al.*, ce volume), confirme que cette aire géographique est bien une zone de reproduction. Cette dernière peut probablement être étendue à la partie sud-occidentale de la mer des Caraïbes (entre la Colombie et l'isthme centro-américain) où les larves semblent plus abondantes au 3^{ème} trimestre que durant le reste de l'année (Cayré *et al.*, 1988).

On peut objecter que la localisation d'une nouvelle zone de ponte n'est pas un critère suffisant pour l'identification d'un nouveau stock. Ainsi, dans l'Atlantique est, la mise en évidence par Vieira (ce volume) d'une ponte aux îles du Cap Vert (phénomène supposé par Cayré *et al.*, *op. cit.*) ne semble pas remettre en question l'unicité du stock est-atlantique au vue de l'homogénéité de ses structures de tailles (Capisano et Fonteneau, ce volume). Cependant, dans le cas présent, on remarquera que les progressions modales des albacores capturés par la flotte palangrière des Etats-Unis d'Amérique dans le nord du Golfe du Mexique (Browder *op. cit.*) semblent évoluer plus comme celles du Brésil que comme celles du Venezuela (figure 7). Or si on admet l'absence de maturation des gonades le long des côtes atlantiques nord-américaines (au moins d'août à février, Goldberg et Herring-Dyal 1981), l'origine de ces individus ne peut être que le Golfe du Mexique lui-même. Rappelons d'autre part qu'à ce jour, aucune récupération de poisson marqué au Venezuela n'a été enregistrée dans le Golfe du Mexique (ou dans l'ouest de la mer des Caraïbes) et que les seules grandes migrations issues des opérations de marquages réalisées par les pêcheurs sportifs nord-américains ont été transatlantiques (Bard et Scott, ce volume). Tout ceci indiquerait que les échanges entre ces deux zones de l'Atlantique ouest seraient réduits, voire inexistants, et que faute d'information supplémentaire (que l'on pourrait obtenir à l'aide de campagnes de marquages), on peut considérer que cette population du Golfe du Mexique et des zones voisines constitue une 3^{ème} composante ouest-atlantique.

REMERCIEMENTS

Ce travail a été réalisé dans le cadre d'un accord de coopération entre l'Instituto Oceanográfico de Venezuela de la Universidad de Oriente (UDO) et l'Institut Français de Recherche Scientifique pour le Développement en Coopération (ORSTOM); convention ORSTOM-CONICIT.

BIBLIOGRAPHIE

- Albaret, J. J., 1977. La reproduction de l'albacore (*Thunnus albacares*) dans le Golfe de Guinée. Cah. ORSTOM, ser. Océanogr., 15 (4):389-419.
- Bard, F. X., 1984a. Croissance de l'albacore (*Thunnus albacares*) Atlantique, d'après les données des marquages. ICCAT Rec. Doc. Sci. XX(1):104-116.
- Bard, F. X., 1984b. Aspects de la croissance de l'albacore est-atlantique (*Thunnus albacares*) à partir des marquages. ICCAT Rec. Doc. Sci. XXI(2):108-114.
- Bard, F. X. et C. Capisano, 1991. Actualisation des connaissances sur la reproduction de l'albacore (*Thunnus albacares*) en Océan Atlantique. Ce volume.
- Bard, F. X., C. Chabanet, N. Caouder, 1991. Croissance du thon albacore (*Thunnus albacares*) en Océan Atlantique estimées par marquages. Ce volume.
- Bard, F. X. et E. L. Scott, 1991. Sept traversées transatlantiques d'albacores marqués. Thons migrateurs ou sédentaires. Ce volume.
- Baudin-Laurencin, F. et E. Marchal, 1968. Contribution à l'étude biométrique de l'albacore *Thunnus albacares* du Golfe de Guinée. Doc. Sci. (Prov.) C.R.O. Abidjan, N.024 22 p. +unpag.
- Bayliff, W. H., 1988. Growth of Skipjack, *Katsuwonus pelamis*, and Yellowfin, *Thunnus albacares*, Tunas in the Eastern Pacific Ocean, as Estimated from Tagging Data. Inter-Amer. Trop. Tuna Comm., Bull., 19 (4):311-385.
- Brouard, F., R. Grandperrin et E. Cillauren, 1984. Croissance des jeunes thons jaunes (*Thunnus albacares*) et des bonites (*Katsuwonus pelamis*) dans le Pacifique tropical occidental. Notes et Doc. Océanogr., ORSTOM, Port Vila, 10:23 p.
- Browder, J. A., B. E. Brown and M. L. Parrack, 1991. The U.S. Longline Fishery for Yellowfin Tuna in Perspective. Ce volume.
- Caverivière, A., 1976. Longueur prédorsale, longueur à la fourche et poids des albacores (*Thunnus albacares*) de l'Atlantique. Cah. ORSTOM ser. Océanogr., 14 (3):201-208.
- Capisano, C. et A. Fonteneau, 1991. Analyse des fréquences de longueur, du sex-ratio et des zones de reproduction de l'albacore, *Thunnus albacares*, de l'Atlantique. Ce volume.

- Cayré, P., J. B. Amon Kothias, J. M. Stretta et T. Diouf, 1988. Biologie des thons; in Ressources, pêche et biologie des thonidés tropicaux de l'Atlantique centre-est. A. Fonteneau et J. Marcille (Eds.) FAO Doc. Tech. Pêches, 292:157-268.
- Compeán, G. A., 1987. Análisis preliminar de la pesca palangrera en el Golfo de México. 1981-1986. Rec. Doc. Sci. ICCAT, 26 (1):42-49.
- Deniel, C., 1984. Relation entre l'activité reproductrice et la croissance chez les poissons plats. *Cybium* 3^{ème} ser., 8 (1):83-93.
- Draganik, B. and W. Pelczarski, 1984. Growth and Age of Bigeye and Yellowfin Tuna in the Central Atlantic as per Data Gathered by R/V "WIECZNO". ICCAT Rec. Doc. Sci. XX(1):96-103.
- Faure, E. et J. P. Bablet, 1982. Contribution à l'étude des caractères biométriques du thon à nageoires jaunes du Pacifique, *Thunnus albacares* (Bonnaterre, 1788). *Cybium* 3e ser., 6 (4):31-55.
- Fonteneau, A., 1980. Croissance de l'albacore (*Thunnus albacares*) de l'Atlantique est. Rec. Doc. Sci. ICCAT, 9 (1):152-168.
- Fonteneau, A., 1981. Dynamique de la population d'albacore (*Thunnus albacares*, Bonnaterre 1788) de l'Océan Atlantique. Thèse de Doct. d'Etat. Univ. P. et M. Curie Paris, 324 p.
- Francis, R.I.C.C., 1988. Are Growth Parameters Estimated from Tagging and Age-Length Data Comparable? *Can. J. Fish. Aquat. Sci.*, 45 (6):936-942.
- Gaertner, D., et M. Pagavino, 1991. Observations sur la croissance de l'albacore (*Thunnus albacares*) dans l'Atlantique ouest. Ce volume.
- Gallucci, V. F. and T J. Quinn II, 1979. Reparameterizing, Fitting and Testing a Simple Growth Model. *Trans. Am. Fish. Soc.*, 108:14-25.
- Gayanilo, F. C., M. Soriano and D. Pauly, 1988. A Draft Guide to the Complete ELEFAN. ICLARM Software 2. Intern. Cent. Liv. Aquat. Res. Manag., Manila, 65 p.
- Goldberg, S. R. and H. Herring-Dyal, 1981. Histological Gonad Analyses of Late Summer-Early Winter Collections of Bigeye Tuna, *Thunnus obesus*, and Yellowfin Tuna, *Thunnus albacares*, from the Northwest Atlantic and Gulf of Mexico. NOAA Tech. Mem. NMFS SWFC, 14: 9 p.
- Grande V., J. M., C. A. Ceverino H., y A. J. Valdez G., 1988. Evaluación tecnológica de las posibilidades de explotación comercial de atún en el Golfo de Mexico. *Cien. Pesq.*, 6:103-118.

- Kikawa, S. and Y. Nishikawa, 1980. Distribution of Larvae of Yellowfin Tuna and Skipjack in the Atlantic Ocean (Preliminary). ICCAT Rec. Doc. Sci. IX(1): 138-142.
- Kimura, D. K., 1980. Likelihood Methods for the Von Bertalanffy Growth Curve. Fish. Bull., 77 (4):765-775.
- Kingsley, M. C. S., 1980. Von Bertalanffy Growth Parameters. Trans. Am. Fish. Soc., 109:252-253.
- Le Guen, J. C. and G. T. Sakagawa, 1972. Apparent Growth of Yellowfin Tuna from the Eastern Atlantic Ocean. Fish. Bull. U.S., 71 (1):175-187.
- Miyabe, N., 1984. On the Growth of Yellowfin and Bigeye Tuna Estimated from the Tagging Results. ICCAT Rec. Doc. Sci. XX(1):117-122.
- Munro, J. L. and D. Pauly, 1983. A Simple Method for Comparing the Growth of Fishes and Invertebrates. Fishbyte, 1 (1):5-6.
- Olvera Limas, R. M., J. L. Cerecedo y G. A. Compeán, 1988. Distribución de larvas de túnidos en el Golfo de México y Mar Caribe: Abundancia y biomasa de tres especies en la zona económica exclusiva. Cien. Pesq., 6:119-140.
- Pagavino, M., D. Gaertner y C. Castillo, 1989. Resultados preliminares sobre el crecimiento de *Thunnus albacares* en el mar Caribe. ICCAT Rec. Doc. Sci. XXX(1):159-163.
- Pauly, D. and J. L. Munro, 1984. Once More on the Comparison of Growth in Fish and Invertebrates. Fishbyte, 2(1):21.
- Rosignol, M., 1968. Le thon à nageoires jaunes de l'Atlantique, *Thunnus (Neothunnus) albacares* (Bonnatere) 1788. Mem. ORSTOM Paris, 25:1-117.
- Santarelli, L. et Ph. Gros, 1985. Détermination de l'âge et de la croissance de *Buccinum undatum* L. (Gasteropoda: Prosobranchia) à l'aide des isotopes stables de la coquille et de l'ornementation operculaire. Oceanol. Acta, 8 (2): 221-229.
- Schnute, J., 1981. A Versatile Growth Model with Statistically Stable Parameters. Can. J. Fish. Aquat. Sci., 38:1128-1140.
- Sparre, P., 1987. Computer Program for Fish Stock Assessment. Length-Based Fish Stock Assessment for Apple II Computers. FAO Fish. Tech. Pap., 101 suppl. 2: 218 p.
- Tranchefort, J., 1974. La régression. Application à l'agronomie. Publication du Bureau d'Etudes Statistiques de l'I.T.C.F., I.T.C.F. Paris, 178 p.

- Vaughan, D. S. and P. Kanciruk, 1982. An Empirical Comparison of Estimation Procedures for the Von Bertalanffy Growth Equation. *J. Cons. Int. Explor. Mer*, 40:211-219.
- Vieira, M. H. Santa Rita, 1991. Saison de ponte et sex-ratio des albacores capturées au Cap Vert. Ce volume.
- Wild, A., 1986. Growth of yellowfin tuna, *Thunnus albacares*, in the eastern Pacific Ocean based on otolith increments. *Inter- Amer. Trop. Tuna Comm., Bull.*, 18 (6):421-482.
- Yáñez, E., 1980. Etude comparée des pêcheries palangrières (1956 à 1977) et de surface (1969 à 1978) de l'Albacore (*Thunnus albacares*, Bonnaterre 1788) de l'Océan Atlantique. Thèse Doct. 3^{ème} cycle U.B.O. Brest, 150 p. + unpag.
- Zavala-Camín, L. A. and R. W. Von Seckendorff, 1984. Índice gonadal da albacora-de-lage (*Thunnus albacares*) no sudeste e sul do Brasil. *B. Inst. Pesca Sao Paulo*, 11:93-99.

Tableau 1. Nombre d'albacores échantillonnés entre juillet 1987 et août 1989 au port de Cumaná.

Table 1. Number of yellowfin sampled between July 1987 and August 1989 in the port of Cumaná.

AN	J	F	M	A	M	J	J	A	S	O	N	D
87							306	850	350	300	406	353
88	363	340	277	496	587	424	305	372	567	437	441	440
89	529	276	202	396	259	257						

Tableau 2. Analyse de la variance de la relation prédictrice décrivant la croissance des albacores du Venezuela de $Lt < PR$ (Hypothèse A: $PR = 65,88$ cm).

Table 2. Analysis of the variance of the predicted relationship describing the growth of yellowfin in Venezuela of $Lt < PR$ (Hypothesis A: $PR = 65,88$ cm).

SOURCE	S.C.R.	D.D.L.	Car. Moy	Correl.
REGRES.	406,095	1	406,095	
RESIDU.	46,973	17	2,763	0,9467
TOTALE	453,068	18		

Tableau 3. Estimations des paramètres de l'équation de Von Bertalanffy pour les albacores du Venezuela de $Lt > PR$, (Hypothèse A: $PR = 65,88$ cm).

Table 3. Estimates of the parameters of the Von Bertalanffy equation for yellowfin in Venezuela of $Lt > PR$, (Hypothesis A: $PR = 65.88$ cm).

PARAMET.	ESTIMAT.	ECART-T.	LIM. INF	LIM. SUP
L_{∞}	155,069	2,424	150,123	160,015
k	0,884	0,056	0,769	1,000
A_0	0,957	0,044	0,865	1,048

Tableau 4. Valeurs approchées des matrices de variance - covariance (partie inférieure), et de corrélation (partie supérieure), des paramètres de l'équation de Von Bertalanffy pour les albacores du Venezuela de $L_t > PR$ ($N=36$; $S.C.R._2 = 315,709$).

Table 4. Approximate values of variance-covariance matrices (lower part), and of correlation (upper part) of the parameters used in the Von Bertalanffy equation for Venezuela yellowfin: $L_t > PR$ ($N=36$; $S.C.R._2 = 315.709$) yellowfin.

PARAMETRES	L_∞	K	A_0
L_∞	5,87776	- 0,87555	- 0,64352
K	- 0,12017	0,00320	0,91275
A_0	- 0,06998	0,00231	0,00201

Tableau 5. Analyse de la variance de la relation prédictrice décrivant la croissance des albacores du Venezuela de $L_t < PR$ (Hypothèse B: $PR = 90,47$ cm).

Table 5. Analysis of the variance of the predicted relationship describing the growth of yellowfin in Venezuela of $L_t < PR$ (Hypothesis B: $PR = 90.47$ cm).

SOURCE	S.C.R.	D.D.L.	Car. Moy	Correl.
REGRES.	3195,556	1	3195,556	
RESIDU.	232,652	27	8,617	0,9655
TOTALE	3428,208	28		

Tableau 6. Estimations des paramètres de l'équation de Von Bertalanffy pour les albacores du Venezuela de $L_t > PR$, (Hypothèse B: $PR = 90,47$ cm).

Table 6. Estimates of the parameters for the Von Bertalanffy equation for yellowfin in Venezuela of $L_t > PR$, (Hypothesis B: $PR = 90.47$ cm).

PARAMET.	ESTIMAT.	ECART-T.	LIM. INF	LIM. SUP
L_∞	160,953	3,289	154,143	167,762
k	0,643	0,071	0,496	0,790
A_0	0,532	0,141	0,240	0,825

Tableau 7. Valeurs approchées des matrices de variance - covariance (partie inférieure), et de corrélation (partie supérieure), des paramètres de l'équation de Von Bertalanffy pour les albacores du Venezuela de Lt > PR (N=26; S.C.R.₂ = 141,074).

Table 7. Approximate values of variance-covariance matrices (lower part) and of correlation (upper part), of the parameters used in the Von Bertalanffy equations for Venezuelan yellowfin: Lt > PR (N=26; S.C.R.₂ = 141.074).

PARAMETRES	L_{∞}	K	A_0
L_{∞}	10,82175	- 0,90637	- 0,77491
K	- 0,21170	0,00504	0,96429
A_0	- 0,36001	0,00967	0,01994

Tableau 8. Estimations des paramètres de l'équation de Von Bertalanffy pour les albacores capturés par les palangriers brésiliens.

Table 8. Estimates of parameters of the Von Bertalanffy equations for yellowfin caught by Brazilian longliners.

PARAMET.	ESTIMAT.	ECART-T.	LIM. INF	LIM. SUP
L_{∞}	184.121	7.333	169.528	198.714
K	0.430 0.046	0.338	0.522	
A_0	- 0.080 0.091	- 0.260	0.100	

Tableau 9. Valeurs approchées des matrices de variance - covariance (partie inférieure), et de corrélation (partie supérieure), des paramètres de l'équation de Von Bertalanffy pour les albacores du Brésil (N=88; S.C.R.=1148,425).

Table 9. Approximate values of variance-covariance matrices (lower part) and of correlation (upper part), of the parameters used in the Von Bertalanffy equations for Brazilian yellowfin: Lt > PR (N=88; S.C.R. = 1148.425).

PARAMETRES	L_{∞}	K	A_0
L_{∞}	53.77557	- 0,97880	- 0,86487
K	- 0.33359	0,00216	0,94546
A_0	- 0.57415	0,00397	0,00819

Tableau 10. Analyse de la variance de la relation prédictive décrivant la croissance des albacores des côtes africaines de $L_t < PR$ (Hypothèse A: $PR = 63,07$ cm).

Table 10. Analysis of the variance of the predicted relationship describing the growth of yellowfin from the African coasts of $L_t < PR$ (Hypothesis A: $PR = 63.07$ cm).

SOURCE	S.C.R.	D.D.L.	Car. Moy	Correl.
REGRES.	191,134	1	191,134	
RESIDU.	8,540	10	0,854	0,9784
TOTALE	199,674	11		

Tableau 11. Estimations des paramètres de l'équation de Von Bertalanffy pour les albacores du Venezuela de $L_t > PR$, (Hypothèse A: $PR = 63,07$ cm).

Table 11. Estimates of the parameters of the Von Bertalanffy equations for Venezuelan yellowfin of $L_t > PR$, (Hypothesis A: $PR = 63.07$ cm).

PARAMET.	ESTIMAT.	ECART-T.	LIM. INF	LIM. SUP
L_{∞}	189,040	3,446	182,010	196,071
k	0,566	0,039	0,486	0,646
A_0	1,193	0,061	1,067	1,318

Tableau 12. Valeurs approchées des matrices de variance - covariance (partie inférieure), et de corrélation (partie supérieure), des paramètres de l'équation de Von Bertalanffy pour les albacores du Venezuela de $L_t > PR$ ($N=41$; $S.C.R._2 = 592,470$).

Table 12. Approximate values of variance-covariance matrices (lower part), and of correlation (upper part) of the parameters used in the Von Bertalanffy equations for Venezuelan yellowfin of $L_t > PR$ ($N=41$; $S.C.R._2 = 592.470$).

PARAMETRES	L_{∞}	K	A_0
L_{∞}	11,87581	- 0,93767	- 0,75358
K	- 0,12691	0,00154	0,91238
A_0	- 0,15958	0,00220	0,00377

Tableau 13. Analyse de la variance de la relation prédictive décrivant la croissance des albacores des côtes africaines de $L_t < PR$ (Hypothèse B: $PR = 81,38$ cm).

Table 13. Analysis of the variance of the predicted relationship describing the growth of yellowfin from the African coasts of $L_t < PR$ (Hypothesis B: $PR = 81.38$ cm).

SOURCE	S.C.R.	D.D.L.	Car. Moy	Correl.
REGRES.	881,780	1	881,780	
RESIDU.	67,038	14	4,788	0,9640
TOTALE	948,818	15		

Tableau 14. Estimations des paramètres de l'équation de Von Bertalanffy pour les albacores des côtes africaines de $L_t > PR$, (Hypothèse B: $PR = 81,38$ cm).

Table 14. Estimates of the parameters of the Von Bertalanffy equations for yellowfin from the African coasts of $L_t > PR$, (Hypothesis B: $PR = 81.38$ cm).

PARAMET.	ESTIMAT.	ECART-T.	LIM. INF	LIM. SUP
L_{∞}	197,423	5,140	186,938	207,909
k	0,455	0,045	0,362	0,549
A_0	0,900	0,121	0,653	1,147

Tableau 15. Valeurs approchées des matrices de variance - covariance (partie inférieure), et de corrélation (partie supérieure), des paramètres de l'équation de Von Bertalanffy pour les albacores des côtes africaines de $L_t > PR$ ($N=37$; $S.C.R._2 = 408,709$).

Table 15. Approximate values of variance-covariance matrices (lower part), and of correlation (upper part), of the parameters used in the Von Bertalanffy equations for yellowfin of the African coasts of $L_t > PR$ ($N=37$; $S.C.R._2 = 408.709$).

PARAMETRES	L_{∞}	K	A_0
L_{∞}	26,42003	- 0,96421	- 0,85352
K	- 0,22691	0,00209	0,95340
A_0	- 0,53189	0,00529	0,01469

Tableau 16. Estimations des paramètres Θ et Θ' (voir texte) à partir des estimations de K et de L_{∞} fournies par différents auteurs (Méthode: F = Fréquences de tailles, M = Marquages, O = Lecture de pièces dures).

Table 16. Estimates of the parameters Θ and Θ' (see text) from estimates of K and of L_{∞} provided by different authors (Method F = size frequencies, M = tagging, O = reading of hard parts).

REFERENCES		Mth	LIEU	L_{∞} (cm)	K	Θ	Θ'
LE GUEN, SAKAGAWA	1972	F	G. Gui.	194,80	0,420	1,06	4,202
FONTENEAU	1981	F	G. Gui.	166,40	0,720	1,16	4,300
FONTENEAU	1981	F	Dakar	189,00	0,500	1,11	4,252
BARD	1984	M	G. Gui.	196,55	0,474	1,12	4,263
MIYABE	1984	M	G. Gui.	183,90	0,560	1,38	4,277
DRAGANIK, PELCZAR.	1984	O	Dakar	192,40	0,370	1,00	4,137
BARD, DIOUF	1989	M	Atl.	198,08	0,411	1,07	4,208
BARD, DIOUF	1989	M	Atl. O.	152,59	0,485	0,91	4,050
VENEZUELA (Hyp. A)	1989	F	S. Car.	155,07	0,884	1,19	4,328
VENEZUELA (Hyp. B)	1989	F	S. Car.	160,95	0,643	1,08	4,222
BRESIL	1989	F	Bresil	184,12	0,430	1,02	4,164
FIS (Hyp. A)	1989	F	G. Gui.	189,04	0,566	1,17	4,306
FIS (Hyp. B)	1989	F	G. Gui.	197,42	0,455	1,10	4,249

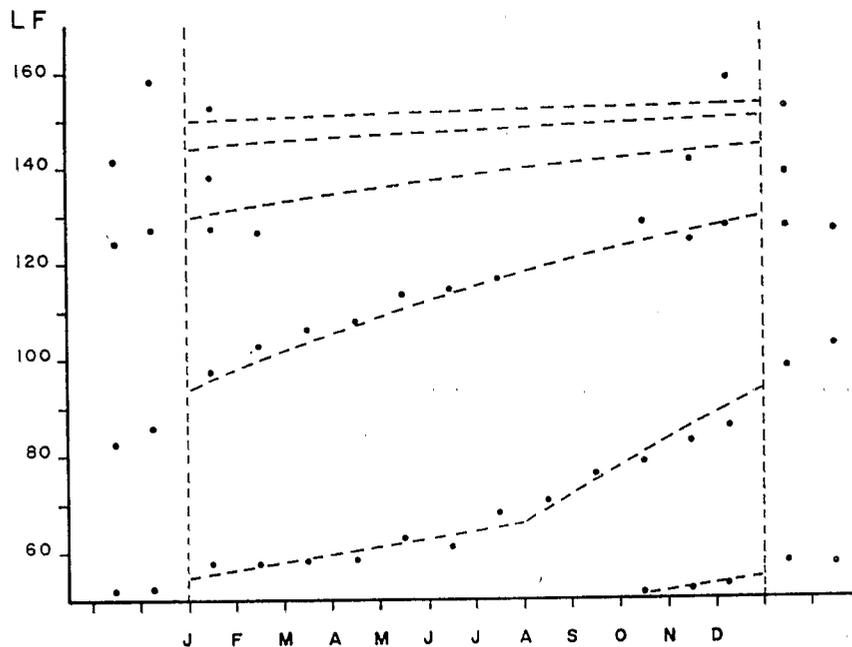


Fig. 1. Progression des tailles moyennes des albacores capturés dans les Caraïbes par les navires vénézuéliens; (●) Tailles Moyennes utilisées dans les ajustements; (○) non utilisées.

Fig. 1. Progression of average sizes of yellowfin caught in the Caribbean by Venezuelan vessels; (●) Average sizes used in the fittings; (○) not used.

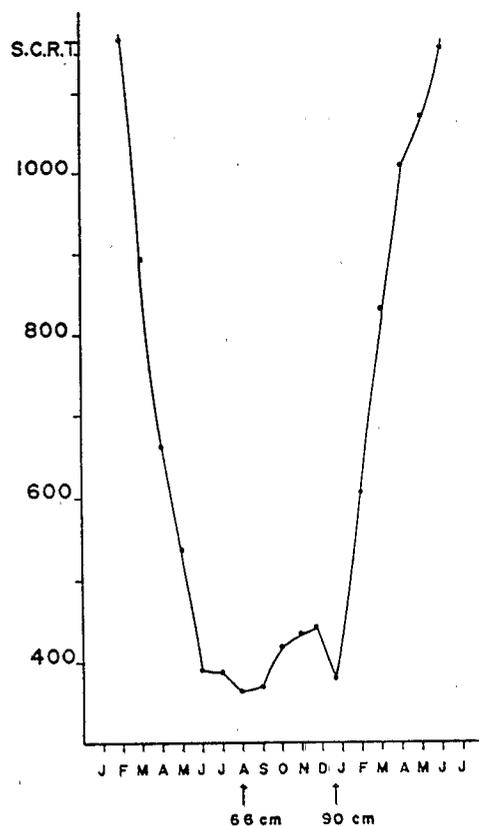


Fig. 2. Evolution de la Somme des Carrés Résiduels Totale (S.C.R.T.) en fonction du point de rupture de pente entre le modèle linéaire et celui de Von Bertalanffy (Venezuela).

Fig. 2. Development of the Sum of Total Residual Squares (S.C.R.T.) according to breaking point of slope between the linear model and that of Von Bertalanffy (Venezuela).

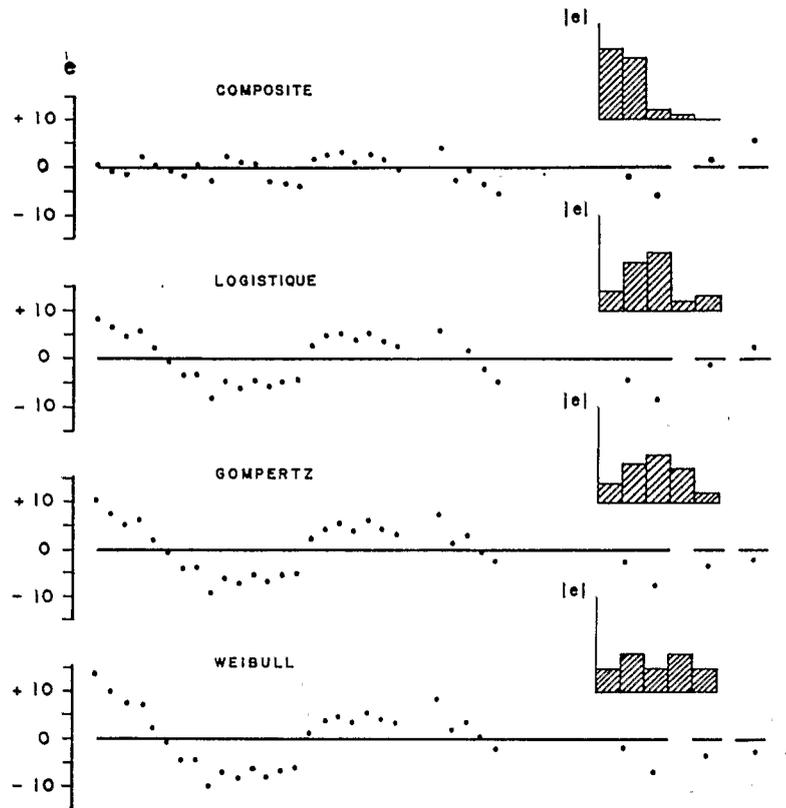


Fig. 3. Evolution des résidus en fonction de l'âge arbitraire pour les différents modèles de croissance et distributions de leurs valeurs absolues (histogrammes).

Fig. 3. Development of the residuals according to the arbitrary age for the different growth models and distributions of their absolute values (histograms).

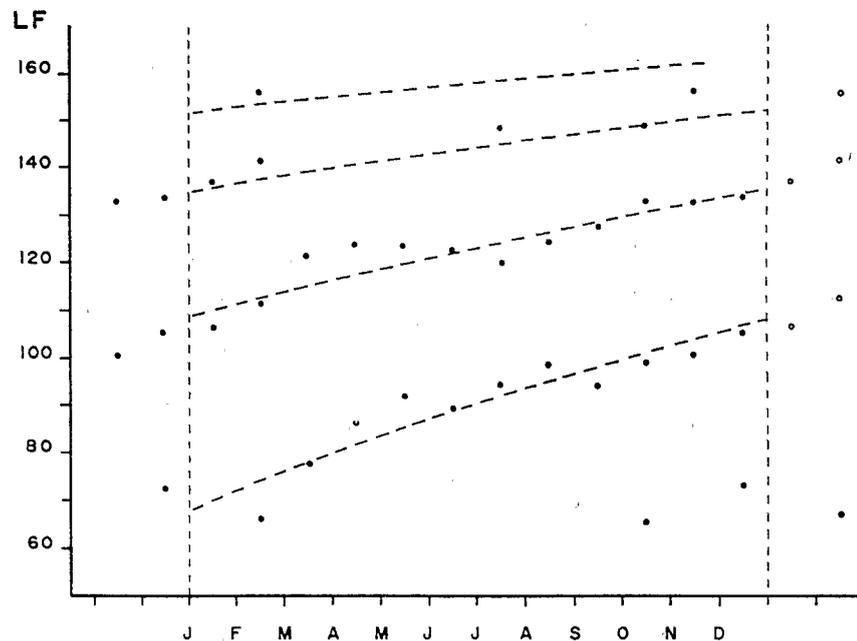


Fig. 4. Progression des tailles moyennes des albacores capturés par les palangriers brésiliens; (●) Tailles moyennes utilisées dans les ajustements; (○) non utilisées.

Fig. 4. Progression of average sizes of yellowfin caught by Brazilian longliners; (●) Average sizes used in fittings; (○) not used.

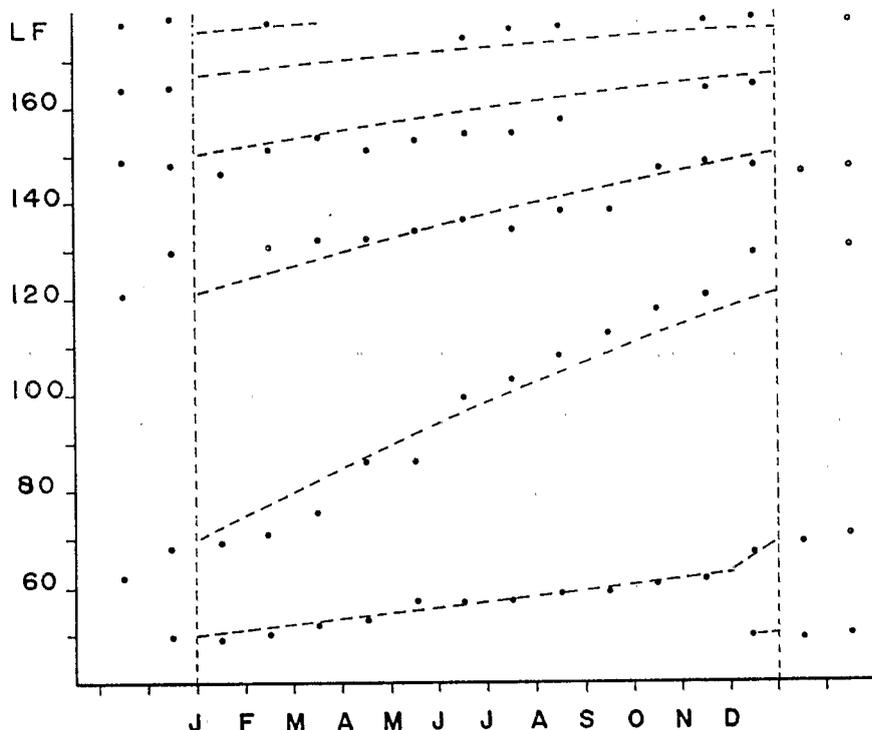


Fig. 5. Progression de tailles moyennes des albacores capturés en surface dans l'Atlantique est; (●) Tailles moyennes utilisées dans les ajustements; (○) non utilisées.

Fig. 5. Progression of average sizes of yellowfin caught on the east Atlantic surface; (●) Average sizes used in fittings; (○) not used.

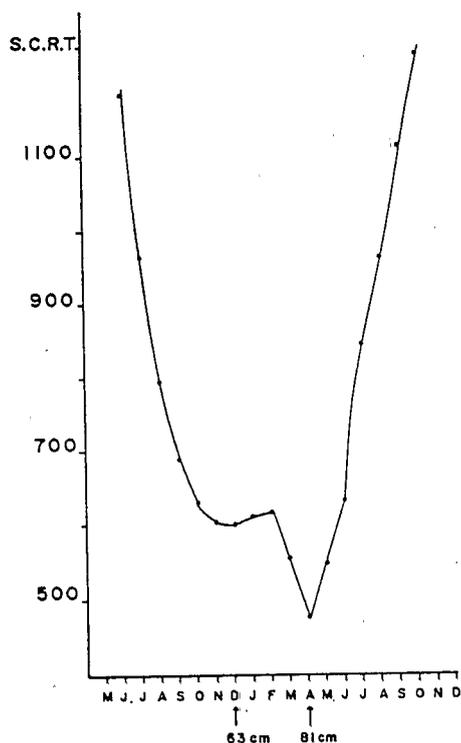


Fig. 6. Evolution de la Somme des Carrés Résiduels Totale (S.C.R.T.) en fonction du point de rupture de pente entre le modèle linéaire et celui de Von Bertalanffy (FIS).

Fig. 6. Development of the Sum of Total Residual Squares (S.C.R.T.) according to breaking point of slope between the linear model and that of Von Bertalanffy (FIS).

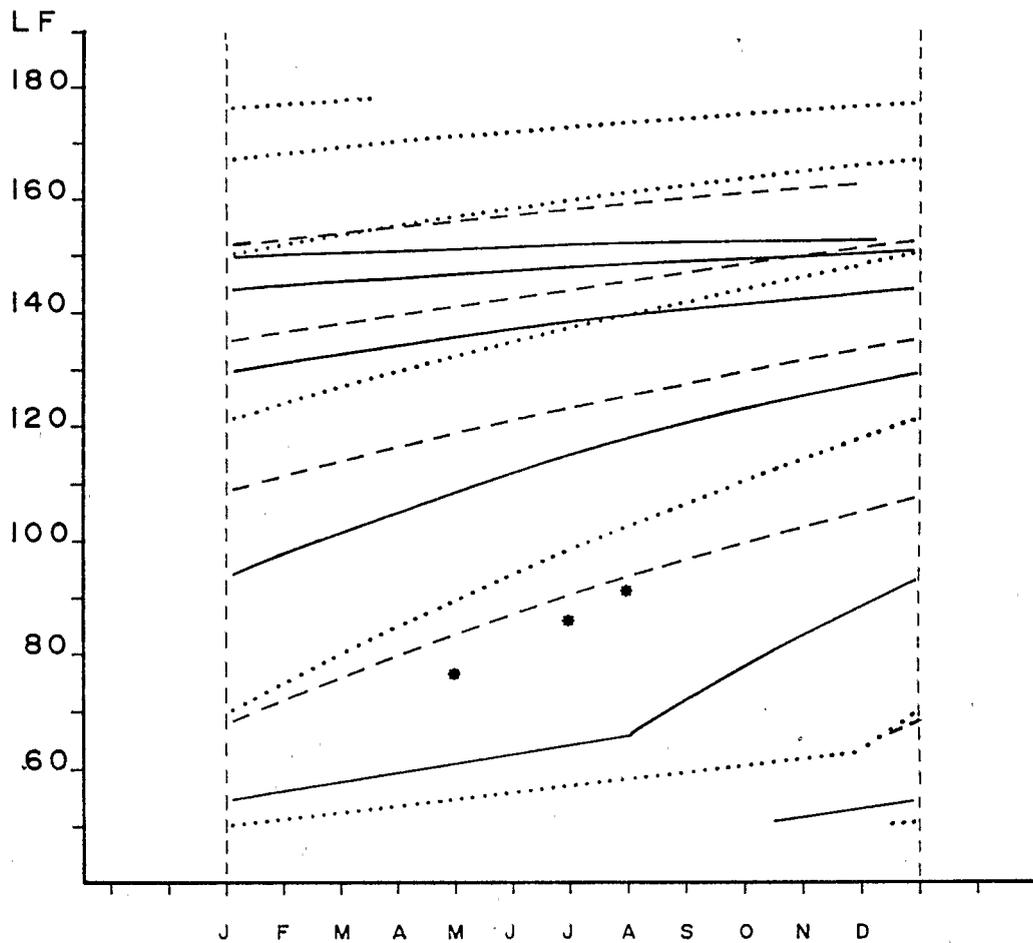


Fig. 7. Evolution type des tailles moyennes des albacores pêchés en surface au Venezuela (—), par les palangres au Brésil (---) et en surface sur les côtes d'Afrique (.....). Les modes des individus capturés par les palangres des U.S.A., dans le Golfe du Mexique, sont représentés par les (*).

Fig. 7. Standard development of average sizes of yellowfin caught in surface waters of Venezuela (—), by Brazilian longliners (---) and in surface waters along the African coasts (.....). The modes of fish caught by U.S. longliners in the Gulf of Mexico are represented by asterisks (*).