



CROISSANCE DES BONITES A VENTRE RAYE

E. Josse, J.C. Le Guen, R. Kearney,  
A. Lewis, A. Smith, L. Marec et  
P.K. Tomlinson

Commission du Pacifique Sud  
Nouméa, Nouvelle-Calédonie  
Janvier 1979

CROISSANCE DES BONITES A VENTRE RAYE (*Katsuwonus pelamis*)

E. Josse, J.C. Le Guen  
O.R.S.T.O.M. - Nouméa (Nouvelle-Calédonie)

\*  
\* \*

R. Kearney,\* A. Lewis,\*\* A. Smith  
Service des Pêches  
Ministère des Industries Primaires - Konedobu  
(Papouasie-Nouvelle-Guinée)

\*  
\* \*

L. Marec  
O.R.S.T.O.M. - Papeete (Tahiti)

et

P.K. Tomlinson  
I.A.T.T.C. - La Jolla (Californie)  
Etats-Unis d'Amérique

---

\* Nouvelle adresse : Commission du Pacifique Sud - Nouméa  
(Nouvelle-Calédonie)

\*\* Nouvelle adresse : Australian National University,  
Biological Sciences - Canberra  
(Australie)

Commission du Pacifique Sud  
Nouméa, Nouvelle-Calédonie  
Janvier 1979

## TABLE DES MATIERES

	<u>Page</u>
Introduction	1
I. Lectures d'âge sur les structures calcifiées	1
A. Marques saisonnières (vertèbres, écailles, épines dorsales)	1
B. Généralités sur l'interprétation des marques saisonnières en milieu tropical pour l'étude de la croissance	2
C. Marques journalières sur les otolithes	4
D. Conclusions	4
II. Accroissements observés par la méthode de marquage	4
III. Méthode de Petersen	21
A. Généralités	21
B. Représentativité des échantillons	24
IV. Formulation des résultats de croissance	27
A. Généralités sur le modèle de Von Bertalanffy	27
B. Formulation mathématique des croissances obtenues par marquage	30
Conclusions	32
Remerciements	34
Bibliographie	35
Annexe I - Marquages des bonites	41
Annexe II - Echantillonnages des bonites	65
Figures	76

## CROISSANCE DES BONITES\* A VENTRE RAYE

(*Katsuwonus pelamis*)

### INTRODUCTION

Depuis plus de vingt ans, les biologistes des pêches se sont penchés sur le problème de la croissance des bonites, particulièrement dans le Pacifique. Les différents groupes de travail nationaux ou internationaux des spécialistes en matière de bonites ont dressé des bilans plus ou moins exhaustifs des nombreuses études entreprises et des résultats publiés sur la croissance. Nous n'avons trouvé nulle part un examen approfondi de ces résultats, qui devient nécessaire avec le regain d'intérêt pour les paramètres biologiques et écologiques dans les modèles de production. La diversité des croissances estimées pour la bonite variant du simple au double, voire au triple, pose en effet un problème de choix aux dynamiciens des populations.

Nous nous proposons donc de passer en revue les principaux types de travaux permettant une estimation de la croissance, en analysant particulièrement les différentes hypothèses faites de façon implicite ou explicite par les auteurs et l'adéquation des données de base nécessaire.

### I - LECTURES D'AGE SUR LES STRUCTURES CALCIFIEES (vertèbres, écailles, épines dorsales, otolithes)

#### A - Marques saisonnières (vertèbres, écailles, épines dorsales)

Des lectures de vertèbres pour estimer l'âge des bonites ont été faites dès les années 30 (Aikawa, 1937 - Aikawa et Kato, 1938). Ces derniers ont trouvé, en faisant l'hypothèse d'un seul arrêt de croissance annuel, les résultats suivants à partir de la formule de rétrocalcul (background calculation).

Longueur du poisson $L_n$ à la formation de l'anneau n	$L_1$	$L_2$	$L_3$	$L_4$
Aikawa, 1937	26	34	43	54
Aikawa et Kato, 1938 (Palso)	27	37	46,5	55

\* Le *Katsuwonus pelamis* est communément appelé aujourd'hui "listao" dans les pays francophones d'Afrique. L'appellation de "bonite", plus ancienne, (Legand, 1950, 1952 - Postel, 1955) reste solidement implantée en Nouvelle Calédonie et en Polynésie. Le mot "bonite" est probablement lié sinon issu du mot "bonito" employé encore couramment dans la région Indo Pacifique pour désigner *K. pelamis*.

B - Généralités sur l'interprétation des marques saisonnières en milieu tropical pour l'étude de la croissance

Il nous apparaît intéressant d'exposer ici quelques remarques sur l'utilisation des marques saisonnières (sur les structures osseuses en milieu tropical) pour l'établissement de clefs âges-longueurs.

La détermination de  $L_n$  par la méthode du rétrocalcul (background calculation) appelle quelques réserves.

On suppose en effet une relation linéaire entre la longueur du poisson et celle de la partie dure examinée (sur vertèbre, écaille, épine dorsale, ou otolithe). Gheno (1975) a montré après examen de milliers d'écailles de *Sardinella aurita* que la corrélation entre la longueur à la fourche et la dimension des écailles est hautement significative. Cependant l'erreur standard d'estimation de  $L_n$  est de l'ordre de 3 cm pour un poisson dont la taille maximale ne dépasse pas 30 cm. Les anneaux sur les écailles utilisées pour cette étude étaient particulièrement nets, réguliers et constants si on les compare aux anneaux formés sur les vertèbres de bonite par exemple. Il y a donc là une source d'erreur non négligeable. Mais la principale difficulté dans l'interprétation des marques saisonnières en milieu tropical ne se situe pas à ce niveau. En effet, le plus gênant dans les "annuli" de croissance des poissons intertropicaux c'est essentiellement la variabilité de leur formation liée aux conditions hydrobiologiques rencontrées dans leur existence par les poissons (Poinsard et Troadec, 1966 - Gheno et Le Guen, 1968 - Gheno, 1975). D'autre part, compte tenu de l'étalement des saisons de reproduction, en milieu intertropical la première année il peut se former 0, 1, 2, 3 et même 4 marques d'arrêt de croissance (Gheno, 1975).

Chevey (1933) a déjà montré depuis longtemps l'importance des variations du milieu ambiant sur les marques naturelles. Il compare le même espèce, *Synagris japonicus*, sur les côtes du Tonkin et sur celles de Cochinchine. Au nord, la température des eaux superficielles est de 27-28° en été, 23-24° en hiver. Cette différence de 3-4° suffit à marquer les écailles. Au sud, l'eau gardant toute l'année la même température, les écailles n'ont pas de marques saisonnières. L'alternance des saisons n'a pas toujours une action aussi directe. Chevey a montré qu'elle peut agir sur l'alimentation et sur la croissance des poissons par l'intermédiaire de phénomènes complexes. Ainsi, les eaux du Grand Lac du Cambodge subissent une baisse pendant l'hiver et sont en crue pendant l'été. Les poissons qui les habitent sont suralimentés aux hautes eaux, puisque le lac s'étend alors sur d'immenses territoires où les insectes, surpris par l'inondation, périssent en grand nombre. Les zones larges de leurs écailles sont estivales. Inversement, les poissons marins qui fréquentent l'embouchure du Mékong sont abondamment nourris en hiver, quand les eaux en décrue du lac y apportent une énorme quantité de matières organiques. Les zones larges de leurs écailles sont hivernales.

Monod (1950 et Daget (1952) sont arrivés à des résultats sensiblement analogues pour des poissons du Niger moyen et du lac Débo. Les hautes eaux et les basses eaux correspondent en somme à autant d'étés et d'hivers physiologiques. Dans les grands lacs africains où les variations du niveau sont peu sensibles et où les conditions alimentaires restent invariables toute l'année, les poissons n'offrent, au contraire, dans leurs écailles aucune zone reconnaissable" (Bertin, 1958). Il faut en somme, comme l'écrit Bertin, une très grande prudence dans la "lecture" des marques saisonnières sur les structures calcifiées. Aucune application de la méthode n'est possible sérieusement sans une connaissance préalable approfondie des conditions d'existence de chaque espèce. Ceci est particulièrement vrai pour les bonites dont le schéma migratoire et les conditions hydrobioclimatiques de vie sont très mal connus.

Un travail sur l'interprétation des marques vertébrales a par la suite été effectué par Chi et Yang (1973). L'hypothèse sur les arrêts de croissance diffère de la précédente puisque les auteurs pensent qu'il doit y avoir formation de deux anneaux par an. Les résultats de croissance seraient alors les suivants :

$$\begin{array}{lll} L_1 = 27,4 & L_2 = 38,4 & L_3 = 46,7 \\ L_4 = 54,7 & L_5 = 62,7 & L_6 = 67,8 \end{array}$$

Les périodicités supposées d'apparition des anneaux d'arrêt de croissance n'ayant pas été vérifiées de façon irréfutable par les auteurs (Chi et Yang, 1973, donnent cependant des arguments intéressants pour étayer leur thèse sur la formation de deux anneaux par an), il est difficile en l'état de nos connaissances d'homologuer ou de rejeter sans réserves importantes l'un ou l'autre des résultats précédents. Il est intéressant de noter que la croissance serait du même ordre de grandeur à partir des lectures d'âges précédentes si l'on admettait une hypothèse commune sur la périodicité de formation des anneaux.

On admet aujourd'hui que la mise en évidence de marques saisonnières sur les vertèbres des bonites reste très difficile. Le décompte des annuli de croissance reste sujet à caution. Batts (1972) émet une réserve très nette sur l'existence indubitable de ces marques d'arrêt de croissance. "Aikawa (1937), Aikawa and Kato (1938), Yokota *et al.* (1961) and Shabotiniets (1968) made no serious attempts to validate observed growth marks as annuli. Growth marks on vertebrae of skipjack of North Carolina waters were discontinuous on the surface of the centrum and did not possess the physical appearance of annuli" (Batts, 1972).

En ce qui concerne les écailles on admet aujourd'hui qu'avec les techniques classiques de lecture d'âge la mise en évidence de marques saisonnières est impossible (Aikawa, 1937; Postel, 1955; Batts, 1972).

Batts (1972) a mis en évidence de façon très nette des annuli d'arrêt de croissance sur les coupes d'épines dorsales. Il en déduit par le rétrocalcul les longueurs moyennes suivantes pour les bonites :

$$L_1 = 40,6 \text{ cm} \quad L_2 = 49,3 \text{ cm} \quad L_3 = 56,9 \text{ cm} \quad L_4 = 63,8 \text{ cm}$$

Malheureusement la périodicité d'apparition des anneaux n'a pas été démontrée et son hypothèse d'arrêts annuels de croissance ne peut être ni affirmée ni infirmée. Il est intéressant de souligner que les tailles moyennes  $L_1, L_2, L_3, L_4$  obtenues par Batts (1972) correspondent à deux ou trois centimètres près aux tailles moyennes  $L_2, L_3, L_4, L_5$  obtenues par Aikawa et Kato (1973).

<u>VERTEBRES</u>	$L_1$	$L_2$	$L_3$	$L_4$	$L_5$	$L_6$
Chi et Yang, 1973	27,4	38,4	46,7	54,7	62,7	67,8
Aikawa et Kato, 1938	27	37	46,5	55	-	-
<u>EPINES DORSALES</u>		$L_1$	$L_2$	$L_3$	$L_4$	
Batts, 1972		40,6	49,3	56,9	63,8	

### C - Marques journalières sur les otolithes

Suite à la réunion du groupe de travail sur les otolithes réuni à la SCRIPPS à La Jolla en juillet 1976, on admet aujourd'hui que des marques journalières s'inscrivent sur les otolithes des poissons tropicaux comme sur ceux des poissons des mers tempérées (Pannella, 1971). Le Guen (1976) a montré pour des sciaenidés du Congo que les résultats obtenus dans les études de croissance par la méthode de Petersen, par l'interprétation des marques annuelles en utilisant la méthode de Møller-Christensen (1964) et par le décompte des anneaux "journaliers" en utilisant la technique de Pannella, sont très comparables, au moins en ce qui concerne les poissons immatures. Pour ce qui est des poissons matures, l'interprétation des marques journalières s'est avérée difficile. Le Guen (1976) a pu voir sur les sciaenidés tropicaux, des marques ressemblant fortement aux marques "S" d'arrêt de croissance pendant la ponte (spawning breaks) observées par Pannella (1973).

Le comptage des marques journalières sur l'otolithe d'un sciaenidé mature du Congo sous-estime jusqu'à 30 % l'âge lu précédemment par Poinsard et Troadec (1966) sur l'otolithe symétrique du même poisson. Il a été toutefois impossible de faire la part entre la réalité biologique et les artefacts liés à la technique de lecture (Le Guen, comm. pers.).

Uchiyama et Struhsaker (sous presse) ont mis en évidence des marques journalières sur les otolithes des bonites en employant la technique de Pannella. Ils semblent d'autre part avoir admis implicitement qu'il n'y avait jamais d'arrêt de croissance pour les bonites.\*

On sait aujourd'hui que de nombreux poissons subissent des arrêts de croissance plus ou moins longs (Bertin, 1938). Clark (1925) a montré que pour l'athérine (*Leuresthes tenuis*) des côtes Californiennes, la période de frai s'étend de mars à juillet et comporte des pontes successives correspondant aux grandes marées de vive eau et morte eau. Pendant cette longue période reproductrice (tout au moins d'avril à juin) la croissance des reproducteurs s'arrête. Il n'est pas impossible que les bonites traversent des phases pendant lesquelles la croissance est nulle. S'il en est ainsi la technique de Pannella se trouve en défaut et ne suffit pas à elle seule à la résolution du problème de l'âge. Il y a un risque de surestimation de la croissance qu'il ne faut pas négliger.

La croissance obtenue par Uchiyama et Struhsaker (d'après Bessineton, 1973), est très rapide et très semblable à celle obtenue par Brock (1954) à partir des distributions de fréquences des longueurs. Notons que l'échantillonnage effectué par les auteurs risque de privilégier largement les individus les plus grands et d'introduire un biais qui surestimerait la "croissance moyenne" des bonites (au sens des moindres carrés) dans la phase exploitée.

### D - Conclusions

L'intérêt immédiat des marques saisonnières sur les structures calcifiées est d'avoir mis en évidence des périodes d'arrêt où, tout au moins de ralentissements très net de la croissance.

Cette constatation est particulièrement importante en ce qui concerne les croissances individuelles des bonites sur lesquelles se basent les études de croissance par marquage.

---

\* Le texte définitif n'étant pas publié nous faisons les réserves d'usage sur cette interprétation des travaux de Uchiyama et Struhsaker.

Le resserrement des espaces interrannulaires avec l'âge sur les épines dorsales (Batts, 1972) incite à penser que les bonites n'échappent pas à la règle générale de croissance moyenne" de type exponentiel même si individuellement on observe des phases linéaires entre les arrêts ou ralentissements de croissance.

L'étude des structures calcifiées prend un regain d'actualité depuis la mise en évidence de marques journalières sur les otolithes par Pannella (1971).

Si la technique est réellement efficace pour les poissons immatures et juvéniles (Le Guen, 1976), cela devrait permettre de résoudre le problème de l'âge des bonites lors de leur recrutement dans la pêcherie, cet âge étant pour le moment estimé de façon approximative.

Les premiers essais sur les otolithes de Papouasie-Nouvelle-Guinée (figure 1) montrent que les bonites de 40 à 45 cm auraient environ 1 an. Cet âge est probablement légèrement sous-estimé par la difficulté de faire apparaître les marques journalières près du nucléus (Lewis, 1976).

## II - ACCROISSEMENTS OBSERVES PAR LA METHODE DE MARQUAGE

Les résultats obtenus par l'examen des structures osseuses ont montré qu'il existe des variations saisonnières très nettes dans les accroissements de ces structures avec formations plus ou moins régulières "d'annuli" correspondant à des arrêts ou en tout cas à des ralentissements de croissance. Les séquences des accroissements interannulaires se sont avérés être de type exponentiel. Dans ces conditions, même s'il existe des phases de croissance individuelle d'allure linéaire (Uchiyama et Struhsaker, s.p.) nous avons choisi pour l'étude des croissances par marquage de prendre le moins possible de risques d'erreur en considérant que les accroissements  $\frac{\Delta l}{\Delta t}$  obtenus par marquage sont fonctions à la fois de  $l$  et de  $\Delta t$ . Les données utilisées ne nous ont pas permis de tenir compte de la saison du marquage mais il faudrait y songer à l'avenir si la bonite, comme de nombreux autres poissons, connaît des "étés et hivers physiologiques" (Bertin, 1958).

En toute rigueur, la croissance annuelle par marquage n'est obtenue que pour un poisson ayant passé un an complet en liberté. Nous continuerons de parler cependant de croissance annuelle en donnant à cette expression la simple valeur arithmétique de  $\frac{\Delta l}{\Delta t}$ .

Nous avons passé en revue les principales données de marquages disponibles aujourd'hui. Nous avons retenu pour la zone centrale du Pacifique les données de marquage du "Bureau of Commercial Fisheries", à Hawaï en 1958 telles qu'elles ont été présentées par Rothschild (1966, table 1).

Pour le Pacifique Est, nous avons utilisé les données de recapture de l'I.A.T.T.C. présentées par Joseph et Calkins (1969, appendix table 4) en éliminant les 43 données jugées non significatives par les auteurs. Pour le Pacifique Ouest nous disposons des données de recapture des campagnes de marquages effectuées en Papouasie-Nouvelle-Guinée (Lewis, 1977). Nous avons ajouté à ces données les premiers résultats obtenus dans l'Atlantique (ORSTOM, 1976).



Il est important de noter que les premiers marquages effectués tant à Hawaï que près des côtes américaines avaient pour but l'étude des migrations et que les longueurs des bonites marquées à cette époque sont connues de façon très grossière. Schaefer *et al.*, (1961) indiquent que la plupart des bonites ont été mesurées à 5 centimètres au moment du marquage et que la longueur des autres bonites a été estimée par la longueur moyenne de poissons appartenant à la même matée et pêchés simultanément. Les mensurations des bonites marquées à Hawaï auraient été encore plus mauvaises, ce qui expliquerait que seulement une très faible fraction des recaptures a été utilisée par Rothschild (1966).

A partir des mensurations  $L_1 = Y$  estimées au moment du marquage et  $L_2 = X$  mesurées au millimètre près dans les dix jours suivants (en supposant l'accroissement nul dans cet intervalle de temps réduit), Rothschild (1966), Joseph et Calkins (1969), ont calculé des droites d'ajustement. Rothschild (1966) a utilisé la droite de régression de  $Y$  en  $X$  ( $Y = a + b X$ ), suivant en cela la procédure classique lorsque les erreurs ne sont commises que sur la variable  $Y$  (Ricker, 1973). Joseph et Calkins (1969) ont suivi la méthode de Krutchkoff (1967) qui pour les problèmes de calibration préfère la régression de  $X$  en  $Y$ , ( $X = a' + b' Y$ ).

Cette procédure controversée se justifie si l'on admet que les valeurs de  $X$  sont elles aussi soumises à erreurs lors des mensurations effectuées directement sur certains navires de pêche, sans contrôle a posteriori par les chercheurs. Dans ce dernier cas il serait d'ailleurs peut être judicieux d'employer la droite de Teissier (Mayrat, 1959) appelée aussi G.M. regression (Ricker, 1973).

Joseph et Calkins (1969) ont donc utilisé la régression de  $X$  en  $Y$  pour corriger les mensurations faites au moment du marquage. Ils ont en effet montré que l'emploi direct des données estimées entraînerait un biais important. Un test a mis en évidence que la pente de l'équation  $L_2 = 66,87 + 0,872 L_1$  diffère de 1 de façon hautement significative. Sans correction, les longueurs en-dessous de 52 cm seraient sous-estimées de 5 cm en moyenne et au-dessus de 52 cm elles seraient surestimées dans la même mesure. Toutefois l'écart type sur les valeurs calculées  $L_2$  (standard deviation from regression de Snedecor, 1956) n'a pas été publié. Il n'est donc pas certain que la correction effectuée soit réellement très efficace et ne soit pas contrebalancée par une autre erreur aussi importante.

Rothschild (1966) donne l'écart type sur les valeurs  $L_1$  calculées d'après la droite de régression  $L_1 = a + b L_2$ . Cette procédure ne permet pas d'estimer l'erreur commise sur la longueur supposée exacte  $L_2$ . Toutefois elle donne une idée de la dispersion des valeurs estimées  $L_1$ . L'intervalle de confiance sur l'estimation de  $L_1$  par la régression est de 5,6 cm au seuil 0,05.

Les données de Papouasie-Nouvelle-Guinée sont d'une nature toute différente des précédentes, car les mensurations y ont été effectuées en vue d'études à la fois sur la croissance et la migration. Lors des marquages de nombreux poissons ont été mesurés au centimètre près. Chaque série de marquages a été réalisée sur des poissons de tailles très homogènes. Un échantillon de poissons a été pêché simultanément pour estimer la longueur moyenne de la matée. On dispose ainsi pour chaque poisson marqué soit d'une longueur  $L_1$  mesurée au centimètre près soit d'une longueur  $\bar{L}_1$  estimée à partir d'une valeur modale. Très souvent on dispose des deux valeurs  $L_1$  et  $\bar{L}_1$ . Les mensurations effectuées au marquage ( $L_1$ ) ou estimées ( $\bar{L}_1$ ) s'avèrent excellentes. Nous avons testé leur valeur en comparant les longueurs au marquage et les longueurs  $L_2$  des poissons recapturés dans les 10 jours suivants. Les valeurs des longueurs  $L_2$  utilisées

pour le contrôle ont été vérifiées par les responsables du programme de marquage. L'ensemble des données utilisées pour vérifier l'adéquation des mensurations figure au tableau I en annexe I.

Nous avons simplement calculé les valeurs moyennes de  $x = L_2 - \bar{L}_1$  et  $x' = L_2 - L_1$  avec leur intervalle de confiance.

On a obtenu les valeurs moyennes suivantes :

$\bar{x} = + 0,509$	Intervalle de confiance au seuil 0,05 :	$\pm 0,464$	(N = 67)
$\bar{x}' = + 0,452$	"	"	" : $\pm 0,654$ (N = 69)

Pour des mesures effectuées au centimètre près on peut donc admettre qu'il n'y a pratiquement pas d'erreur de mensurations au marquage d'autant plus qu'il existe malgré tout une certaine croissance entre un et dix jours de liberté. Nous avons par ailleurs vérifié que l'emploi d'une droite d'ajustement entre les paramètres  $L_1$  et  $L_2$  d'une part  $\bar{L}_1$  et  $L_2$  d'autre part n'apportait aucune amélioration aux mesurés et au contraire entraînerait un risque d'erreur non-négligeable (tableau II, annexe I).

Disposant en outre pour 423 bonites des deux valeurs mesurées et estimées  $L_1$  et  $\bar{L}_1$  nous avons calculé la valeur moyenne de  $x = L_1 - \bar{L}_1$ . Nous avons trouvé  $x = 0,38$  avec un intervalle de confiance de  $\pm 0,20$  cm au seuil 0,05. Ces résultats confirment que les marquages en Papouasie-Nouvelle-Guinée ont été le plus souvent effectués sur des groupes de tailles très homogènes (Lewis, com. pers.).

Nous avons fait l'hypothèse que la croissance annuelle  $\frac{\Delta L}{\Delta t}$  est

fonction de la longueur  $L$  au marquage ainsi que du temps  $\Delta t$  de liberté. Tenant compte de la taille du poisson au moment du marquage et du temps de liberté, nous avons regroupé l'ensemble des données par zones, par classes de tailles de 5 en 5 centimètres pour des poissons restés en gros le même temps à la mer. Nous avons pu ainsi rassembler les données sur les poissons restés de 2 à 5 mois à la mer, de 5 à 12 mois et au dessus de 1 an. Nous avons volontairement éliminé de cette étude les données concernant les bonites restées en liberté moins de deux mois. L'erreur d'estimation des longueurs au marquage étant souvent plus importante que la valeur des accroissements  $\Delta L$  en moins de 2 mois une partie non-négligeable des valeurs  $\Delta L = L_2 - L_1$  est en toute logique mathématique, négative. Ceci est d'ailleurs facilement vérifiable pour le Pacifique Est si on étudie le graphique sur la croissance des bonites sur la figure 9 du rapport annuel 1959 de l'I.A.T.T.C. (Anonyme, 1960). Les accroissements négatifs heurtant la logique simple ont eu partout une tendance très nette à disparaître des données pour des motifs divers et sans qu'il soit facile d'estimer le biais ainsi introduit dans les résultats.

L'ensemble des données que nous avons utilisées figure en annexe I : tableaux III, IV, V, VI et VIII. Pour les bonites restées en liberté de 2 à 5 mois et de 5 à 12 mois nous avons calculé les croissances moyennes annuelles  $m = \frac{\Delta L}{\Delta t}$  pour chaque classe de tailles. L'intervalle de confiance des moyennes

$m$  a été estimé par  $\pm t \frac{s}{\sqrt{n}}$  (t de Student) pour les petits échantillons ( $n \leq$

30). Pour les échantillons de taille supérieure c'est la formule  $m \pm \epsilon \frac{s}{\sqrt{n}}$

qui a été appliquée (Schwartz, 1963).

L'ensemble des résultats obtenus figure dans les tableaux 1 et 2. Dans le Pacifique, les croissances les plus faibles ont été observées en Papouasie-Nouvelle-Guinée et les plus rapides à Hawaï. Toutefois les intervalles de confiance sur l'estimation de  $m$  se recoupant très largement, nous avons fait les tests de comparaisons des moyennes deux par deux pour chaque classe de taille.

La comparaison entre deux moyennes  $m_a$  et  $m_b$  observées sur  $n_a \geq 30$  et  $n_b \geq 30$  est basée sur l'écart réduit

$$t = \frac{m_a - m_b}{\sqrt{\frac{s_a^2 + s_b^2}{n_a + n_b}}}$$

Dans le cas des autres échantillons nous avons utilisé le test de Student avec

$$t = \frac{m_a - m_b}{\sqrt{\frac{s_a^2}{n_a} + \frac{s_b^2}{n_b}}} \quad \text{et} \quad s^2 = \frac{\sum (m - m_a)^2 + \sum (m - m_b)^2}{n_a + n_b - 2}$$

Dans les tableaux 3 et 4 sont rassemblés les résultats des différents tests. On ne peut pas, en toute certitude, conclure à ces différences d'un groupe de données à l'autre.

L'étude a porté en fait sur des données peu nombreuses dans chaque groupe. Les intervalles de confiance de  $m$  ne sont faibles que pour un grand nombre ( $n \geq 30$ ) de données.

Par ailleurs en calculant des moyennes et en les comparant groupe par groupe nous avons admis implicitement qu'il s'agissait de données prises au hasard dans des distributions normales. Ceci est évidemment une grossière approximation. Nos efforts d'homogénéisation des données ont des limites d'applications. Il peut se faire par exemple que dans le groupe 40-45 cm toutes les données tombent entre 40 et 41 cm dans une zone de marquages et entre 44 et 45 cm dans une autre zone. On ne doit pas alors être surpris si les accroissements dans les mois suivants sont significativement différents.

Les erreurs d'estimation sur la longueur au marquage peuvent être largement suffisantes pour entraîner des différences significatives. L'exemple des bonites marquées en Papouasie-Nouvelle-Guinée et restées de 5 à 12 mois à la mer (tableau 4) est à cet égard particulièrement intéressant. En effet, suivant que l'on emploie les valeurs des longueurs mesurées  $L_1$  ou estimées par la valeur modale  $\bar{L}_1$ , les moyennes des croissances obtenues sont significativement différentes l'une de l'autre pour les bonites marquées mesurant entre 55 et 60 cm.

Cette observation est particulièrement importante quand on connaît la marge des erreurs commises sur l'estimation de la longueur des bonites pour certains marquages.

Le côté artificiel des découpages doit aussi être largement souligné. Dans notre découpage les accroissements des bonites de 49,9 cm de longueur estimée au marquage ne sont pas comparés aux accroissements des bonites de 50,1 cm de longueur. De même les accroissements de longueurs des poissons

**TABEAU 1** - Valeur moyenne des croissances annuelles  $m$  calculées dans chaque intervalle de 5 cm de longueur pour les différentes zones pour un temps de liberté de 2 à 5 mois. Dans chaque intervalle figurent outre la moyenne  $m$  l'écart type  $s$  et les intervalles de confiance pour les probabilités 90 et 95% ainsi que le nombre de données disponibles  $n$ .

Longueur au marquage	Pacifique Est JOSEPH (1969) CALKINS		Nouvelle-Guinée $L_1$ (mesuré au cm près)		Nouvelle-Guinée $\bar{L}_1$ : estimé par la valeur modale		Atlantique	
	$n$	$m$ $s$ 90% 95%	$n$	$m$ $s$ 90% 95%	$n$	$m$ $s$ 90% 95%	$n$	$m$
40 - 45 cm	5	20,22 8,60 ±8,20 ±10,67					1	29,4
45 - 50 cm	14	15,01 11,87 ±5,62 ±6,85	3	13,46 9,62 ±16,23 ±23,91	3	20,12 3,92 ±6,61 ±9,74	1	25,17
50 - 55 cm	61	17,78 9,92 ±2,09 ±2,49	26	7,65 8,53 ±2,86 ±3,45	39	8,14 9,35 ±2,46 ±2,93	3	15,00 18,73 ±31,57 ±46,52
55 - 60 cm	6	12,52 9,17 ±7,54 ±9,62	39	7,19 9,83 ±2,59 ±3,09	41	6,51 13,45 ±3,46 ±4,12	2	16,20 1,10 ±4,91 ±9,87
60 - 65 cm	1	7,18 - - -	3	5,95 2,48 ±4,18 ±6,16	3	3,75 9,00 ±15,18 ±22,36		

**TABEAU 2** - Valeur moyenne des croissances annuelles  $m$  calculées dans chaque intervalle de 5 cm de longueur pour les différentes zones pour un temps de liberté de 5 à 12 mois. Dans chaque intervalle figurant outre la moyenne  $m$ , l'écart type  $s$  et les intervalles de confiance pour les probabilités 90 et 95% ainsi que le nombre de données disponibles  $n$ .

Longueur au marquage	Pacifique Est JOSEPH (1969) CALKINS		Hawai ROTHSCHILD (1965)		Nouvelle-Guinée $L_1$ (mesuré au cm près)		Nouvelle-Guinée $\bar{L}_1$ : estimé par la valeur modale		Atlantique	
	n	m	n	m	n	m	n	m	n	m
35 - 40 cm			n	1						
			m	23,10						
40 - 45 cm	n	1	n	10			n	1	n	1
	m	21,82	m	23,67			m	9,82	m	18,09
			s	7,00						
			90%	±4,06						
			95%	±5,01						
45 - 50 cm	n	7	n	18	n	7	n	3	n	1
	m	11,03	m	21,97	m	11,76	m	14,69	m	19,55
	s	6,99	s	5,29	s	5,80	s	4,23		
	90%	±5,14	90%	±2,16	90%	±4,26	90%	±7,14		
	95%	±6,47	95%	±2,62	95%	±5,37	95%	±10,52		
50 - 55 cm	n	12	n	2	n	26	n	52	n	1
	m	12,46	m	14,33	m	7,98	m	6,85	m	12,01
	s	6,94	s	8,21	s	4,18	s	4,57		
	90%	±3,60	90%	±36,65	90%	±1,40	90%	±1,04		
	95%	±4,41	95%	±73,76	95%	±1,69	95%	±1,24		
55 - 60 cm	n	3	n	1	n	33	n	110	n	1
	m	15,26	m	10,43	m	3,90	m	5,28	m	0,00
	s	2,32			s	3,32	s	3,41		
	90%	±3,92			90%	±0,98	90%	±0,54		
	95%	±5,77			95%	±1,18	95%	±0,64		
60 - 65 cm					n	4	n	5		
					m	2,62	m	-1,12		
					s	2,82	s	4,22		
					90%	±3,32	90%	±4,02		
					95%	±4,48	95%	±5,23		

**TABLEAU 3** - Comparaison des moyennes pour les différents intervalles de longueur pour des poissons restés 2 à 5 mois en liberté.

S : moyennes significativement différentes.

NS : moyennes non significativement différentes.

Pacifique Est - Nouvelle-Guinée ( $L_1$  mesuré)

	t ou $\epsilon$	ddl	0.05	0.001
45 - 50 cm	/t/ = 0,21	15	NS	NS
50 - 55 cm	/t/ = 4,54	85	S	S
55 - 60 cm	/t/ = 1.25	43	NS	NS
60 - 65 cm	/t/ = 0,43	2	NS	NS

Pacifique Est - Nouvelle-Guinée ( $\overline{L_1}$  valeur modale)

	t ou $\epsilon$	ddl	0.05	0.001
45 - 50 cm	/t/ = 0,72	15	NS	NS
50 - 55 cm	/ $\epsilon$ / = 4.91	x	S	S
55 - 60 cm	/t/ = 1.05	45	NS	NS
60 - 65 cm	/t/ = 0,33	2	NS	NS

Nouvelle-Guinée ( $L_1$  mesure) - Nouvelle-Guinée ( $\overline{L_1}$  valeur modale)

	t ou $\epsilon$	ddl	0.05
45 - 50 cm	/t/ = 1.11	4	NS
50 - 55 cm	/t/ = 0,21	63	NS
55 - 60 cm	/ $\epsilon$ / = 0,26	x	NS
60 - 65 cm	/t/ = 0,41	4	NS

TABLEAU 3 - (suite)

Pacifique Est - Atlantique

	t ou ε	ddl	0.05
40 - 45 cm	/t/ = 0,97	4	NS
45 - 50 cm	/t/ = 0,83	13	NS
50 - 55 cm	/t/ = 0,46	62	NS
55 - 60 cm	/t/ = 0,54	6	NS

Nouvelle-Guinée (L<sub>1</sub> mesure) - Atlantique

	t ou ε	ddl	0.05
45 - 50 cm	/t/ = 1.05	2	NS
50 - 55 cm	/t/ = 1.25	27	NS
55 - 60 cm	/t/ = 1.28	39	NS

Nouvelle-Guinée ( $\overline{L_1}$  valeur modale) - Atlantique

	t ou ε	ddl	0.05
45 - 50 cm	/t/ = 1.12	2	NS
50 - 55 cm	/t/ = 1.11	40	NS
55 - 60 cm	/t/ = 1.01	41	NS

**TABLEAU 4** - Comparaison des moyennes pour les différents intervalles de longueur pour des poissons restés 5 à 12 mois en liberté.

S : moyennes significativement différentes.

NS : moyennes non significativement différentes.

Pacifique Est - Hawaï

	t ou ε	ddl	0.05	0.001
40 - 45 cm	/t/ = 0,25	9	NS	NS
45 - 50 cm	/t/ = 4.25	23	S	S
50 - 55 cm	/t/ = 0,35	12	NS	NS
55 - 60 cm	/t/ = 1.80	2	NS	NS

Pacifique Est - Nouvelle-Guinée (L<sub>1</sub> mesure)

	t ou ε	ddl	0.05	0.025	0.01	0.001
45 - 50 cm	/t/ = 0,21	12	NS	NS	NS	NS
50 - 55 cm	/t/ = 2.48	36	S	S	NS	NS
55 - 60 cm	/t/ = 5.76	34	S	S	SS	S

Pacifique Est - Nouvelle-Guinée (L<sub>1</sub> valeur modale)

	t ou ε	ddl	0.05	0.01	0.001
45 - 50 cm	/t/ = 0,83	8	NS	NS	NS
50 - 55 cm	/t/ = 3.45	62	S	S	NS
55 - 60 cm	/t/ = 5.03	111	S	S	S

Hawaï - Nouvelle-Guinée (L<sub>1</sub> mesure)

	t ou ε	ddl	0.05	0.001
45 - 50 cm	/t/ = 4.22	23	S	S
50 - 55 cm	/t/ = 1.97	26	NS	NS
55 - 60 cm	/t/ = 1.94	34	NS	NS



TABLEAU 4 - (suite)

Hawai - Nouvelle-Guinée ( $\overline{L_1}$  valeur modale)

	t ou ε	ddl	0.05	0.025
40 - 45 cm	/t/ = 1.89	9	NS	NS
45 - 50 cm	/t/ = 2.25	19	S	NS
50 - 55 cm	/t/ = 2.22	52	S	NS
55 - 60 cm	/t/ = 1.50	109	NS	NS

Nouvelle-Guinée ( $L_1$  mesure) - Nouvelle-Guinée ( $\overline{L_1}$  valeur modale)

	t ou ε	ddl	0.05	0.025
45 - 50 cm	/t/ = 0,78	8	NS	NS
50 - 55 cm	/t/ = 1.06	76	NS	NS
55 - 60 cm	/ε/ = 2.08	x	S	NS
60 - 65 cm	/t/ = 1.51	7	NS	NS

restés 5 mois à la mer ne sont pas directement comparés à ceux des poissons restés 6 mois.

Le traitement des données intervient également dans les différents résultats obtenus pour les croissances moyennes. Schaefer *et al.*, (1961) ont montré ainsi qu'en employant une droite  $\Delta l = a + b \Delta t$  passant ou ne passant pas par l'origine pour la régression entre l'accroissement  $\Delta l$  en mm et le temps de liberté  $\Delta t$  en jours, les accroissements moyens dans leurs intervalles d'étude différaient sensiblement (tableau 5). Si l'on regroupe les données de Nouvelle-Guinée du tableau 1 dans les mêmes intervalles de tailles que ceux employés par Schaefer *et al.*, (1961) on obtient pour les poissons restés 2 à 5 mois en liberté les résultats qui figurent au tableau 6. Les croissances obtenues dans les tableaux 5 et 6 sont du même ordre de grandeur.

Les données utilisées par Schaefer correspondaient à des poissons restés de 0 à 6 mois à la mer pour 90% d'entre eux. Ses résultats sont donc grossièrement comparables à ceux que nous avons obtenus pour les bonites restées de 2 à 5 mois à la mer en Nouvelle-Guinée. Ces résultats conforteraient l'hypothèse précédente de résultats non significativement différents d'une zone de marquage à l'autre. Une approche globale telle que l'avait imaginée Schaefer *et al.*, (1961) a été faite en calculant la droite de régression  $\Delta l = a + b \Delta t$  pour l'ensemble des bonites restés de 2 à 5 mois à la mer en Papouasie-Nouvelle-Guinée et dans le Pacifique Est (zone I.A.T.T.C.).

$\Delta l$  étant exprimé en cm et  $\Delta t$  en jours, les deux régressions suivantes ont été obtenues :

$$\begin{aligned} \text{Zone Est (I.A.T.T.C.) :} \\ \Delta l &= 1,4683 + 0,03055 \Delta t \\ \text{Zone Nouvelle-Guinée :} \\ \Delta l &= - 0,8049 + 0,03151 \Delta t \end{aligned}$$

ce qui correspond à un accroissement moyen de 12,61 cm pour le Pacifique Est et 10,69 cm pour la Nouvelle-Guinée.

Les deux valeurs de  $a$  ne sont pas significativement différentes de 0 et les pentes ne sont pas non plus significativement différentes l'une de l'autre. Toutefois, il ne faudrait pas conclure trop vite à l'égalité des résultats car les variances  $s_a^2$  et  $s_b^2$  sont très élevées. Pour les poissons restés de 5 à 12 mois en liberté en Papouasie-Nouvelle-Guinée, nous avons obtenu l'équation de la droite de régression suivante :

$$\Delta l = - 0,1697 + 0,01585 \Delta t$$

ce qui correspondrait à un accroissement annuel de 5,62 cm par an. Mais la variabilité des données d'accroissement utilisées est telle que cette dernière droite n'est pas significativement différente des deux précédentes.

En ce qui concerne les bonites restées plus de 1 an à la mer nos données ne permettent plus une comparaison valable de zone à zone. Nous nous contentons de donner les résultats obtenus en Papouasie-Nouvelle-Guinée (tableau 7).

La taille moyenne à la recapture des quelques bonites marquées entre 55 et 60 cm et recapturées dans la zone de Papouasie-Nouvelle-Guinée plus de 2 ans après était de 62 cm.

TABLEAU 5 - Estimation de la croissance des bonites à partir des données de recaptures.

Données I.A.T.T.C. recaptures jusqu'au 31 octobre 1959.

Taille au marquage	Regression de l'accroissement en mm. sur le temps de liberté en jours.			Regression passant par l'origine.	
	N	b	Accroissement annuel	b	Accroissement annuel
400-499 mm.	29	0,475	173 mm.	0,567	207 mm.
500-599 mm.	82	0,290	106 mm.	0,318	116 mm.
600 & au-dessus	28	0,160	58 mm.	0,003	1 mm.
Toutes tailles	139	0,341	124 mm.	0,335	122 mm.

(SCHAEFFER et al., 1961)

**TABLEAU 6** - Accroissements annuels calculés en centimètres pour les bonites restées de 2 à 5 mois en liberté en Nouvelle-Guinée Papouasie.

Classes de longueurs	mensurations au marquage	
	Longueur $L_1$ mesurée au cm près	$\overline{L_1}$ estimée par la valeur modale
40 - 50 cm	13,46 cm n = 3	20,12 cm n = 3
50 - 60 cm	7,37 cm n = 65	7,30 cm n = 80
> 60 cm	5,95 cm n = 3	3,75 cm n = 3

TABLEAU 7 - Valeur moyenne des croissances annuelles  $m$  calculées dans chaque intervalle de 5 cm de longueur pour un temps de liberté de 12 à 24 mois. Dans chaque intervalle figurent outre la moyenne  $m$ , l'écart type  $s$  et les intervalles de confiance pour les probabilités 90 et 95% ainsi que le nombre de données disponibles  $n$ .

	Nouvelle-Guinée $L_1$ (mesuré au cm près)		Nouvelle-Guinée $\bar{L}_1$ : estimé par la valeur modale	
	n m	l 5,09		
40 - 45 cm	n m	1 5,09		
45 - 50 cm	n m s 90% 95%	2 4,69 2,66 ±11,87 ±23,89	n m s 90% 95%	2 5,27 2,23 ±9,94 ±19,99
50 - 55 cm	n m s 90% 95%	15 5,69 1,66 ±0,75 ±0,92	n m s 90% 95%	37 5,68 2,52 ±0,68 ±0,81
55 - 60 cm	n m s 90% 95%	10 5,60 3,00 ±1,74 ±2,15	n m s 90% 95%	16 4,34 2,22 ±0,97 ±1,18
> 60 cm	n m	1 3,64	n m	1 3,55

Notons que sur les 660 poissons recapturés, seulement une trentaine a échappé à la zone côtière et est passée au nord de l'Equateur en se dispersant le long de la convergence équatoriale jusqu'à la longitude 172°W correspondant à la limite d'extension vers l'est de la flotille japonaise en 1972-1974 (figure 2). Il est donc possible que des bonites soient passées encore plus à l'est car on ne voit pas quelle barrière écologique les arrêterait à 172°W.

Il semble que les quelques bonites parties au grand large aient une croissance plus rapide que celles restées près de la zone littorale. Mais les données ne permettent pas de l'assurer. Toutefois, cette idée de croissance différente de la zone côtière vers le large est intéressante à approfondir. Les recaptures à Hawaï de 16 bonites marquées au large de la Californie et d'une bonite marquée au large du Japon (tableau 8) confortent l'hypothèse d'une croissance plus rapide pour les poissons qui auraient échappé à la zone côtière.

Les données de la pêche japonaise (Tanaka, 1976-1977) montrent que l'on trouve en quantité importante des bonites de 8 à 10 kg en plein océan tout au long de la convergence équatoriale de 145°O à 170°E alors que dans les zones littorales de Nouvelle-Guinée, Philippines et Japon les bonites pêchées dépassent rarement 60 cm de longueur.

On pourrait émettre une hypothèse très générale selon laquelle il existerait plusieurs "compartiments écologiques" spatio-temporels plus ou moins favorables et dans lesquels les paramètres biologiques de la bonite (croissance, mortalité naturelle, etc...) s'adapteraient aux conditions ambiantes. Cette hypothèse a été déjà formulée par Kearney (1976) sous une forme différente.

Les bonites passeraient plus ou moins massivement d'un compartiment à l'autre. Le "compartiment côtier" de Nouvelle-Guinée pourrait alors être considéré comme assez étanche (pour la sortie) puisque seulement une trentaine de poissons sur les 660 recapturés en sont sortis pour se diriger vers la convergence équatoriale sans d'ailleurs la traverser. Notons toutefois qu'une migration vers le sud n'était pas décelable à l'époque des marquages, par absence de pêche.

Les marquages effectués dans l'ensemble du Pacifique n'ont pas mis en évidence des échanges extrêmement importants entre zones géographiques éloignées, en tout cas en ce qui concerne la phase exploitée de la (ou des) population.

Ces échanges existent cependant sur une grande échelle géographique puisque des poissons marqués des deux côtés du Pacifique peuvent se retrouver à Hawaï.

La croissance semble se terminer dans les zones côtières vers 60-65 cm et continuer jusqu'à 80 cm et plus dans les zones du grand large comme Hawaï.

Un biais peut avoir sous estimé la croissance en Papouasie-Nouvelle-Guinée. Les recaptures ont été essentiellement faites par les canneurs très sélectifs pour les poissons côtiers. Les distributions de fréquence des canneurs et des senneurs faites pendant de nombreuses années à l'I.A.T.T.C. sont à cet égard intéressantes. Les senneurs peuvent prendre des bonites nettement plus grosses que les canneurs. Les captures de bonites de plus de

TABLEAU 8 - Données de recaptures de bonites marquées par l'I.A.T.T.C  
présentées à la réunion du groupe d'Experts I.P.F.C. Manille  
1 et 2 mars 1978.

Date		Jours en liberté	Position		Longueur à la fourche (cm)		No. de la marque
Recapture	Marquage		Recapture	Marquage	Recapture	Marquage	
6-12-62	9-05-60	646	Hawaï	Baja CA	77.4		
8-22-62	4-17-60	858	Idem	Revillagigedo Is.	78.0		
4-05-63	9-22-61	561	Christmas Is.	Baja CA	70.0		
6-27-67	6-05-65	753	Hawaï	Revillagigedo Is.	81.4	45.0	
7-21-70	11-06-69	258	Idem	Clipperton Is.	70.3	66.0	
8-08-70	11-06-69	276	Idem	Idem	71.5	65.0	
9-01-76	7-06-75	422	Molokai, Hawaï	Baja Madgalena, CA	72.7	59.0	J5242
9-01-76	7-20-75	408	So. of Pearl Hbr.	Cabo San Lucas, CA	75.1	45.0	J8250
* 8-22-76	7-06-75	410	21°14'N-171°51'W	24°07'N-113°45'W	80.0	65.0	J5543
**12-09-76	5-17-76	206	Waianae, Hawaï	31°57'N-159°12'E	68.0	42.0-59.0	No I.D.
6-10-77	6-17-76	357	Kahuku, Hawaï	21°16'N-111°04'W	73.0-75.0	46.0	K4105
6-28-77	6-18-76	375	Kaneohe, Hawaï	21°07'N-111°16'W	76.0	53.0	L0263
7-26-77	10-04-76	295	Idem	25°45'N-112°47'W	72.3	44.0	L0222
7-29-77	6-17-76	407	Idem	21°16'N-111°04'W	75.0	47.0	K7250
8-19-77	6-18-76	427	Hawaï	21°07'N-111°16'W	74.9	47.0	L0047
9-14-77	6-17-76	454	Barbers Pt., Hawaï	21°16'N-111°04'W	76.0	43.0	K7182
9-20-77	6-17-76	460	Waianae, Hawaï	Idem Idem	75.2	49.0	K8615

\* Recapturé par un navire Japonais

\*\* Marqué par les scientifiques Japonais

65 cm fréquentes pour les senneurs sont beaucoup plus rares pour les canneurs. Le facteur "distance de la côte" de deux types de navires peut d'ailleurs jouer un rôle se surimposant à la sélectivité intrinsèque de chaque engin de pêche.

Lors de l'établissement de courbes de croissance ou de clefs âges-longueurs, un autre biais mérite d'être signalé. Les chercheurs utilisant les résultats des marquages ont admis (comme nous l'avons fait nous-même) que l'accroissement est fonction de la longueur du poisson au moment du marquage. En fait, il est aussi fonction de l'âge. Lorsque la croissance est lente il y a donc plus de risque que des poissons d'une taille donnée soient issus de groupes d'âges différents. Ce risque est plus élevé si les marquages s'opèrent sur des poissons relativement âgés, la dispersion des tailles augmentant avec l'âge. S'il y a plusieurs âges possibles pour une même taille on peut trouver alors plusieurs types de croissances pour cette même taille.

Sur la figure 3, nous avons dressé les histogrammes de fréquences des accroissements annuels  $\frac{\Delta l}{\Delta t}$  pour des poissons de 50 à 55 cm et de 55 à 60 cm restés de 2 à 5 mois en liberté en Nouvelle-Guinée. Il semble bien y avoir plusieurs modes dans les accroissements. Le faible nombre des observations (26 et 33) ne permet pas de conclure, mais dans les travaux à venir il sera utile d'étudier ce phénomène de plus près, particulièrement en associant les comptages des marques journalières sur les otolithes des poissons recapturés.

En résumé, on peut dire que l'analyse des données de croissance disponibles de 45 à 60 cm environ a montré une croissance moyenne plus lente pour les bonites de Papouasie-Nouvelle-Guinée que celle de l'est Pacifique. Toutefois, les valeurs obtenues à l'ouest et à l'est n'étant pas significativement différentes l'une de l'autre il est nécessaire de vérifier les résultats sur des données plus nombreuses et plus sûres particulièrement en ce qui concerne l'est Pacifique.

### III - METHODE DE PETERSEN

#### A - Généralités

La méthode des fréquences de longueurs a été évidemment introduite par Petersen (1892). Il est bon de rappeler que cette méthode consiste à suivre l'accroissement en fonction du temps des valeurs modales. "Much early work by d'Arcy Thompson and others, using Petersen's method, was later shown to be inaccurate because a succession of modes had been treated as belonging to successive year-classes, when in fact they represented only dominant year classes which were separated by one or more scarce broods" (Ricker, 1958). Aujourd'hui encore certains chercheurs utilisent une méthode analogue que l'on pourrait qualifier de méthode de Petersen court circuitée. Elle consiste à ne considérer qu'une distribution polymodale de fréquence de longueurs et à faire (généralement de façon implicite) l'hypothèse que les distributions modales successives obtenues par une des nombreuses méthodes de décomposition actuelles, (Harding, 1949 - Cassie, 1954 - Partlo, 1955 - Tanaka, 1956 - Ghenou et Le Guen, 1968 - Daget et Le Guen, 1975), correspondent à des poissons de classes d'âges également successives.

Brock (1954) qui fut le premier à étudier la croissance des bonites à partir des distributions de fréquences de longueurs dans le Pacifique, a pour sa part utilisé une méthode à cheval entre la méthode de Petersen et



celle de d'Arcy Thompson. En effet, il a regroupé ses mensurations par périodes de six mois en faisant l'hypothèse (implicite) que dans chaque distribution les valeurs modales successives correspondaient à des poissons de groupes d'âges successifs. Malheureusement l'intervalle de temps entre les distributions de fréquences analysées ne permet absolument pas de suivre la filiation des modes et de vérifier la validité de l'hypothèse. Rien ne permet d'affirmer qu'il ne manque aucun groupe d'âge dans les distributions ou qu'au contraire il y ait plusieurs groupes de naissance la même année. Bessineton (1976) travaillant sur la croissance des bonites à Tahiti a employé une méthode similaire en regroupant ses échantillons par année et non par semestre. Pendant les deux ans (juin 1973 à juillet 1975) qu'a duré l'échantillonnage chaque mois environ 1,000 bonites ont été mesurées. Bessineton (1976) s'est aperçu que jamais il n'avait été mesuré de poissons entre 70 et 75 cm. Il a donc été amené à faire explicitement l'hypothèse selon laquelle au moins une classe d'âge n'était pas représentée dans les distributions. "Il faut noter qu'entre la dernière classe (75 à 80 cm = toheveris) et les poissons plus petits, il y a une discontinuité dans tous les échantillonnages réalisés, les poissons de 70 à 75 cm étant totalement absents de la pêche à longueur d'année. Les poissons de 57 cm d'une année ne peuvent donc pas être raccordés à ceux de 79 cm de l'année suivante" (Bessineton, 1976).

Les conclusions sur la croissance diffèrent considérablement selon les hypothèses. Selon Brock (1954) les bonites atteindraient la taille de 80 cm à 3 ans. Selon Bessineton (1976) cette taille serait atteinte vers 5 ans. Les filiations dans les temps des valeurs modales utilisées n'ayant été démontrées ni par l'un ni par l'autre des auteurs on ne peut a priori ni valider ni invalider leurs hypothèses et leurs conclusions. Il n'en reste pas moins intéressant que pour la première fois Bessineton (1976) soulève directement le problème de l'absence de classes d'âge dans une pêcherie et indirectement le problème des migrations.

De très nombreuses autres études basées sur la méthode classique de Petersen ont été faites tant dans le Pacifique que l'Atlantique et l'Océan Indien. On dispose aujourd'hui pour une étude critique d'un ensemble important de distribution de fréquences de longueurs.

Nous avons repris certaines données publiées (Kawasaki, 1955a, 1955b, 1963 - Marcille et Stequert, 1976 - Diaz, 1966) ou mises à notre disposition par différents laboratoires (N.M.F.S. Hawaï, I.A.T.T.C. La Jolla, ORSTOM I.S.R.A. Dakar). Les distributions de fréquence inédites sont publiées en annexe II.

Les décompositions éventuelles des distributions polymodales en distributions unimodales successives ont été faites en employant la méthode des maxima successifs (Daget et Le Guen, 1975) qui ne nécessite pas l'hypothèse de normalité des distributions mais seulement celle de la symétrie par rapport à la valeur moyenne.

L'analyse de toutes les données disponibles montre trois choses :

- 1) Les filiations nettes des modes pendant plus de quelques mois sont extrêmement difficiles à mettre en évidence. *Exceptionnellement* on peut avoir des filiations apparemment acceptables pendant une durée de 12 à 18 mois.

- 2) Les filiations apparentes peuvent donner dans une même région, selon les années, des croissances rapides, lentes, nulles et même négatives.
- 3) Le côté extrêmement subjectif de la méthode comme l'avaient déjà souligné Joseph et Calkins (1969) la rend extrêmement douteuse.

La plupart du temps les chercheurs ne précisent pas la part "utilisable" des filiations employées par eux pour les études de croissance ou les raisons de l'élimination de certaines d'entre elles. Marcille et Stequert (1976) exposent clairement le côté subjectif du choix effectué par eux lors d'une étude sur les bonites de l'Océan Indien. "Nous avons essayé alors de suivre une progression modale qui soit la plus logique possible et qui ne prenne pas en compte l'importance réelle des modes les uns par rapports aux autres. Une telle méthode peut paraître fort critiquable puisqu'elle laisse une part importante à l'interprétation du biologiste; nous l'avons utilisée cependant, car de juin 1974 à mars 1975, aucune progression logique de mode principal n'apparaît dans les échantillons globaux mensuels" (Marcille et Stequert, 1976).

En travaillant sur des données beaucoup plus nombreuses (annexe II) et d'origines beaucoup plus diverses nous arrivons en gros à la conclusion qu'avec les distributions de fréquence de longueurs de bonites disponibles, le degré de confiance que l'on peut attribuer à la méthode de Petersen n'est pas très élevé vu sa subjectivité.

Ceci peut être de façon intrinsèque à la bonite par sa biologie (périodes de reproduction étalées dans le temps), et son comportement (migrations, regroupement en bancs de poissons de la même taille, capturabilité...). Il est certain par exemple que la connaissance des schémas migratoires permettra une meilleure interprétation de certaines filiations modales. A cet égard il est intéressant d'examiner les histogrammes de fréquences des longueurs des bonites de la région nord ouest de Madagascar dans l'Océan Indien (figure 4) et d'indiquer l'interprétation qu'en donnent Marcille et Stequert (1976).

"De juin 1974 à mars 1975, la taille modale des prises n'évolue plus dans le temps et reste toujours comprise entre 47 et 48 cm; on peut même noter une très légère régression de ce mode. Dans ce cas, l'étude de la croissance devient très délicate sinon impossible, et nous ne pouvons en outre déterminer le nombre de classes annuelles. La grande constance des modes à partir de juin 1974 est en apparente contradiction avec l'évolution plutôt régulière observée d'août 1973 à mai 1974; elle peut s'expliquer par un courant continu recrutement-croissance-migration aboutissant à la constitution d'un mode apparent à 47-48 cm qui persiste longtemps et donne l'impression d'une non-croissance de la population. Examinons dans le détail l'allure des histogrammes de tailles entre juillet et janvier 1975 : en juillet, il semble s'effectuer dans la pêcherie un recrutement de jeunes individus de 38 à 43 cm encore peu nombreux; en août, ces individus sont capturés en plus grand nombre et paraissent former un mode à 42-43 cm qui d'octobre à décembre vient renouveler progressivement le mode apparent pour se substituer totalement à lui. Durant cette même période, les individus qui constituent le mode apparent initial quitteraient la zone de pêche au fur et à mesure de leur croissance. L'examen des rendements des thoniers canneurs au cours de cette période nous donne quelques indications complémentaires corroborant un tel schéma. En juin et juillet, les rendements sont assez faibles (4,5 et 3,4 t/jour); ils augmentent ensuite progressivement de 5,2 t/jour en août à 8,1 t/jour en novembre, au fur et à mesure que la classe recrutée en juin-juillet grandit en vient

s'accoler au mode apparent initial. Dans les mois qui suivent (décembre-janvier), les individus commencent à quitter la pêcherie et les rendements diminuent passant à 5,3 puis 4,2 t/jour". (Marcille et Stequert, 1976).

Il est certain que des configurations analogues dans les filiations modales peuvent s'interpréter différemment en présence ou en l'absence de migrations dans des pêcheries comme celles de Tahiti et Hawaï par exemple. (Brock, 1954 - Bessineton, 1976).

## B - Représentativité des échantillons

La variabilité des résultats obtenus par la méthode de Petersen est peut être aussi fortement liée au problème de la représentativité des échantillons utilisés. A partir des poissons mesurés on est supposé reconstituer les distributions de fréquences de longueurs de la phase exploitable d'une population. Le Guen (1972) a montré que les contrôles de l'échantillonnage peuvent porter essentiellement sur une propriété fondamentale des échantillons représentatifs. "Des échantillons tirés d'un même stock pêché et qui sont *représentatifs* de ce stock pêché auront comme propriété essentielle d'avoir des distributions de fréquences identiques ... Il existe une technique très pratique basée sur ce principe pour estimer le nombre  $n$  de poissons à mesurer pour obtenir une distribution de fréquences de longueurs acceptable par le biologiste. On continue de mesurer des poissons jusqu'à ce que la distribution se stabilise". (Le Guen, 1972).

Le Centre National d'Exploitation des Océans (C.N.E.X.O.) et le Service des Pêches de Polynésie ont mis en place à Tahiti depuis 1973 un système d'échantillonnage de la pêcherie de bonites particulièrement intéressant. La pêcherie étudiée se fait pratiquement dans un carré de un degré de côté où se capturent en moyenne chaque année 400 tonnes de bonites. Depuis fin 1973 à Papeete au débarquement, chaque fois que cela a été possible, 50 à 100 poissons ont été mesurés sur un bonitier pris autant que faire se peut au hasard. "On a mesuré ainsi en moyenne 1,000 bonites chaque mois sur les 40 à 50 bonitiers fréquentant le port de Papeete et qui débarquent environ 400 tonnes de bonites par an" (Bessineton, 1976).

Les mensurations des bonites se font au centimètre près par défaut avec un mètre souple donnant une longueur tenant compte de l'arrondi du corps (longueur "ronde" = LR) qu'il est nécessaire de transformer en longueur à la fourche standard (LF). Un tableau de transformation (LR - LF - poids) dressé par Bessineton (1976) figure dans l'annexe II ainsi que l'ensemble des mensurations effectuées depuis juillet 1973 jusqu'en avril 1978.

On disposait donc de données concernant une pêcherie parfaitement localisée et dont le taux de mensurations des bonites variait de 10 à 20% de juillet 1973 à septembre 1977. C'était donc là une situation exceptionnelle pour une étude théorique sur la représentativité des échantillons.

Dans un premier temps nous avons supposé qu'avec un tel taux d'échantillonnage sur une aire géographique si restreinte, l'échantillon était forcément représentatif des 400 tonnes pêchées. Ainsi nous avons considéré que les 4.259 bonites mesurées lors de 62 débarquements pendant le premier trimestre 1977 permettaient de dresser un histogramme de fréquences de longueurs représentatif de la population pêchée pendant ce trimestre.

Pour chacun des 62 débarquements nous avons pris en tirant les poissons au hasard (à l'aide d'un programme HP 97) trois sous échantillons de 10, 20 et 30 poissons à partir desquels nous avons reconstitué trois nouvelles distributions de fréquences, constituées respectivement de 620, 1,141 et 1,568 longueurs rondes (LR). A partir de la distribution de fréquences de longueurs observées pour les 4.259 poissons, prise comme distribution de référence, nous avons calculé les distributions théoriques pour 620, 1.141 et 1.568 bonites. Ces distributions théoriques comprennent respectivement 38, 41 et 41 classes de tailles de 1 cm dont l'effectif dépasse 5. Nous avons employé le test du  $\chi^2$  préconisé par Snedecor (1956) pour comparer entre elles les 3 distributions reconstituées par tirage au hasard de 10, 20 et 30 poissons par navire et les distributions théoriques correspondantes.

Les  $\chi^2$  obtenus pour 620, 1.141 et 1.568 longueurs sont respectivement de 52,01 - 25,21 et 23,17 pour 37,40 et 40 degrés de liberté.

La probabilité pour que les nouvelles distributions soient identiques à celle des 4.259 poissons mesurés serait donc de :

- 97,5 à 99% si l'on prend 30 poissons par navire échantillonné
- 95 à 97,5% si l'on en prend 20
- et moins de 10% si l'on en prend 10

La conclusion est donc que dans l'échantillonnage en cours à Tahiti il n'est pas nécessaire de mesurer 60 à 100 poissons par débarquement, 20 à 30 mensurations suffisant à échantillonner les captures.

Nous avons admis que les 62 débarquements échantillonnés représentaient bien la population exploitée. Un deuxième test a été effectué pour savoir si on pouvait alléger le nombre total de débarquements à échantillonner. Pour cela nous avons tiré au hasard 10, 20, 30, 40, 50, 55 et 60 débarquements et calculé comme précédemment les distributions théoriques que l'on devrait obtenir si ces distributions étaient identiques à celle obtenue pour 4.259 poissons.

Les tests de  $\chi^2$  effectués sur les distributions ont donné les résultats suivants :

Nombre de débarquements tirés au hasard sur 62 au total	Nombre de poissons	Probabilité de représenter la distribution initiale de 4.259 bonites
10	721	0 %
20	1.258	0 %
30	2.129	0 %
40	2.802	5 %
50	3.427	25 %
55	3.799	95 %
60	4.179	99,5%

Ce deuxième test effectué sur les débarquements du premier trimestre 1977 tendrait donc à prouver que s'il n'est pas nécessaire de mesurer plus de 20 à 30 poissons par débarquement pour caractériser ses captures, il est par contre indispensable de continuer à échantillonner sur le maximum de débarquements.

Nous avons donc été amenés à étudier plus à fond la stratégie d'échantillonnage. Pour ce faire dès octobre 1977, nous avons intensifié l'échantillonnage et de fin février à début avril 1978 nous avons examiné le maximum de débarquements au port de Papeete. Nous avons réussi à obtenir en six semaines, 120 échantillons avec une vingtaine de bonites mesurées à chaque fois. En appliquant toujours le principe d'identité des distributions représentatives (Le Guen, 1972) nous avons calculé les distributions théoriques pour 40, 60 et 80 débarquements à partir de la distribution obtenue sur les 120 débarquements. Des tirages au hasard ont été faits semaine par semaine par souci d'homogénéisation.

Les tests de  $\chi^2$  effectués sur les distributions obtenues après 5 tirages au hasard ont donné les résultats suivants :

Nombre de débarquements tirés au hasard sur les 120 échantillons	Probabilité d'obtenir une distribution identique à celle des 2.263 longueurs obtenues sur 120 échantillons					
	1er tirage	2è tirage	3è tirage	4è tirage	5è tirage	moyenne
40 (33 %)	5%	10%	25%	5%	5%	10%
60 (50 %)	99,5%	75%	90%	95%	90%	90%
80 (66 %)	99,5%	90%	99%	97,5%	95%	96%

Nous aurions pu continuer les tirages au sort pour avoir plus de sécurité sur les moyennes obtenues. Dans la pratique cela n'a pas paru indispensable. Nous avons adopté la stratégie d'échantillonnage qui consiste à mesurer de 20 à 30 poissons sur le maximum de débarquements à Papeete. Il apparaît qu'il faille échantillonner environ 50 à 60% de débarquements pour être sûrs de la valeur de notre échantillonnage.

L'intérêt fondamental de cette étude réside surtout dans le fait qu'elle peut fournir une explication sur la variabilité des résultats obtenus par la méthode de Petersen. En effet si l'on admet qu'au dessous d'un certain seuil d'échantillonnage les distributions de fréquence n'ont pratiquement plus aucune chance de représenter la population pêchée on peut s'attendre à trouver n'importe quoi en utilisant la méthode de Petersen avec un échantillon trop faible. L'ensemble des histogrammes de fréquences de longueurs rondes (LR) dressé avec les mensurations de Tahiti nous a permis dans des conditions apparemment bonnes de suivre la croissance des bonites de la première classe d'âge apparaissant dans la pêcherie en janvier-février à la taille moyenne de 45 cm environ.

A condition d'admettre qu'il s'agit d'une population stable non touchée par les phénomènes d'émigration et d'immigration, la croissance G de ces recrues de 45 cm serait de l'ordre de 15 cm par an (12 cm < G < 20 cm). Au delà de 60 cm l'interprétation de la croissance est pratiquement impossible avec la méthode classique de Petersen.

Sur la figure 5, nous avons porté les valeurs modales obtenues en échantillonnant bonitier par bonitier du 1/7/76 au 31/1/78. Chaque mois apparaissent ainsi de 20 à 50 valeurs modales différentes. Par ailleurs les distributions obtenues sur les bonitiers de Papeete sont pratiquement toutes unimodales. Il est donc facile à Tahiti de voir l'impact qu'aurait une diminution importante de l'échantillonnage. Il suffit de tirer au hasard chaque

mois 1,2...n bonitiers comme nous l'avons fait précédemment et de dresser les histogrammes de fréquences obtenus avec les n sous échantillons tirés au sort. Quelques tirages faits avec un seul navire du 1er février 1977 au 1er février 1978 ont donné des résultats de croissance allant de 6 cm à 20 cm par an. Quelques tirages au hasard avec 5 bonitiers par mois ont donné des résultats de croissance allant de 9 cm à 20 cm par an.

La méthode de Petersen est beaucoup plus sensible aux faibles échantillonnages lorsque la pêche est temporaire et ne couvre que 3 à 6 mois dans l'année.

Des tirages au hasard sur les données de Tahiti d'août à novembre 1977 avec un seul navire échantillonné par mois ont donné des croissances allant de -2 à +28 cm par an pour les bonites. En prenant au hasard 5 débarquements par mois, les croissances obtenues ont varié de 4 cm à 20 cm par an environ. Ce résultat est important car de nombreuses estimations de croissance "annuelle" sont obtenues à partir de données ne couvrant que 3 à 4 mois d'observations. Il expliquerait largement les importantes variations des croissances estimées par nous en analysant les données de 1951 à 1959 publiées par Kawasaki (1955 a,b - 1963). Les pêcheries japonaises de bonites étaient alors très saisonnières. Pour une croissance moyenne estimée de 15 cm à 16 cm par an pour les bonites de 45 cm à 50 cm au départ, les valeurs annuelles successives ont varié de 0 à 24 cm (voir tableau 9).

Il n'est pas question ici de vouloir extrapoler les résultats de Tahiti à l'ensemble des données disponibles dans le Pacifique. Le caractère géographique limité se retrouve certes dans d'autres pêcheries (Hawaï, Nlle-Zélande par exemple) mais la pêche y est très différente. Nous avons voulu simplement poser le problème général de la représentativité des échantillons qui, tant qu'il n'a pas été abordé, laisse planer un doute sur les résultats acquis par la méthode de Petersen.

#### IV - FORMULATION DES RESULTATS DE CROISSANCE

##### A - Généralités sur le modèle de Von Bertalanffy

La formulation mathématique la plus fréquemment utilisée pour les études de croissance est le modèle de Von Bertalanffy (1938). Elle s'est révélée pratique en dynamique des populations car elle a permis d'intégrer facilement les résultats biologiques dans les modèles de production sans excès de calculs fastidieux (Beverton et Holt, 1957).

Comme le font remarquer Blancet Laurec (1976) "Il peut arriver qu'une autre modélisation se révèle plus performante; ainsi dans le cas de croissances juvéniles, le modèle de Gompertz est il souvent préférable. Aucun des deux modèles n'est jamais exhaustif en pratique".

L'emploi des ordinateurs nous permet aujourd'hui de nous dégager des servitudes de calculs fastidieux il est nécessaire de mieux cerner les limites et les dangers du modèle de Von Bertalanffy.

De trop nombreux biologistes ont pris l'habitude de croire que lorsque les résultats de leurs observations pouvaient se traduire par des formules mathématiques, ces formules étaient toujours valables à l'extérieur de leurs intervalles d'observations. De nombreux exemples d'extrapolations pourraient être cités ici en ce qui concerne la croissance. Knight (1968) a souligné le premier les dangers de ces extrapolations à partir de l'équation de Von Bertalanffy.

TABLEAU 9 - Filiations modales retenues après étude des données japonaises publiées pour l'Ouest Pacifique (Kawasaki, 1955 a,b, 1963)  
Chaque année figurent :

- le mois à partir duquel la filiation modale peut être établie
- le mois où se termine cette filiation
- les valeurs modales (en cm) pour le premier et le dernier mois
- l'estimation des croissances exprimée en cm par an. ( $\frac{\Delta l}{\Delta t}$ )

année mois	1951		1952		1953		1954		1955		1956		1957		1958		1959	
	J																	
F																		
M																		
A																		
M	45	47					43	44	46	49								
J			49	49											45	48	46	
J					48													
A																		
S																		
O	55	55	54	52	54	51	53	53	52	45	52	50						
$\frac{\Delta l}{\Delta t}$	24	19	15	9	24	19	22	17	7	0	16	12						

$$l = L^{\infty} \left[ 1 - e^{-K(t-t_0)} \right]$$

L'équation comprend trois paramètres  $L^{\infty}$ ,  $K$  et  $t_0$ . C'est devenu une pratique courante que de confondre  $L^{\infty}$  avec la taille maximum des organismes. C'est malheureusement là une pratique abusive.

Prenons par exemple les données d'observations de Thompson (1948) sur les humains (figure 5) et de Graham (1933) sur les morues (figure 6). "L'arrêt de la croissance étant un phénomène bien connu chez les mammifères on n'est pas surpris de voir les Belges terminer leur croissance vers 20 ans et la taille maximum de ceux-ci se situer un peu au-dessus de 170 cm".

Dans le cas des morues, les données permettent de voir qu'il y a une croissance d'environ 14 cm par an, pratiquement linéaire, les trois premières années, avec ensuite une légère courbure. Mais il est vraiment difficile de savoir quand la croissance est terminée, voire si elle se termine un jour. Il est téméraire d'affirmer que la taille maximum de la morue est la valeur  $L^{\infty} = 132$  cm. Bien que la courbe de Von Bertalanffy trouvée traduit très bien la croissance dans l'intervalle d'observation, c'est une erreur d'attribuer une valeur biologique à  $L^{\infty}$  sans qu'aucun contrôle ne puisse être effectué pour en vérifier le bien-fondé (Knight, 1968).

Il est d'ailleurs très facile de vérifier les dangers de l'extrapolation à partir des données de Thompson. Supposons que seules les données de croissance de 1 à 13 ans soient disponibles. En employant la méthode de Walford (1946) et la procédure des moindres carrés de Allen (1966), Knight (1968) a trouvé pour le paramètre  $L^{\infty}$  les valeurs 195 cm et 211 cm respectivement.

Les courbes de croissance établies dans l'un et l'autre cas traduisent bien la croissance de 0 à 13 ans. Au-dessus de 13 ans le schéma de la croissance est complètement différent, c'est là un phénomène bien connu des parents.

Le danger de l'extrapolation devient encore beaucoup plus grand lorsqu'on emploie les différentes valeurs de  $L^{\infty}$  dans les études comparatives. Il ne faut jamais perdre de vue que les trois paramètres  $L^{\infty}$ ,  $K$  et  $t_0$  ne sont que de simples supports mathématiques auxquels il ne faut pas donner a priori des caractères biologiques. Ces paramètres sont extrêmement sensibles aux intervalles d'échantillonnage et aux traitements mathématiques utilisés pour les obtenir; méthode de Walford (1946), de Diaz (1966), de Tomlinson et Abramson (1961), d'Abramson (1971) etc...

"On utilise couramment la méthode des moindres carrés. Il convient de savoir que quelques points en désaccord marqué avec le modèle modifient le résultat plus sûrement qu'un grand nombre de points en désaccord léger"(Blanc et Laurec, 1976).

Dans une étude sur la croissance des thons à nageoires jaunes de l'Atlantique, Le Guen (1973) a montré sur de nombreux exemples que pour des *croissances observées identiques* (aux erreurs près de mensurations) la transcription mathématique des résultats pouvait aboutir à des différences apparentes très importantes si l'on ne s'en tenait qu'aux comparaisons des paramètres  $L^{\infty}$ ,  $K$  et  $t_0$ . Ceci était particulièrement lié à des problèmes d'échantillonnage et de traitement :



- a) Intervalles d'observations différents.
- b) Plus au moins bonne adéquation des méthodes utilisées entraînant des intervalles de confiance considérables sur l'estimation des paramètres. Les intervalles de confiance de  $K$  et  $L^\infty$  au seuil 0,95 obtenus par la méthode de Diaz pour la croissance des thons à nageoires jaunes au Congo étaient par exemple les suivants :

$$0,0169 \leq K \leq 0,0729$$

(l'unité de temps étant le mois)

$$156,4 \leq L^\infty \leq 317,3 \text{ cm (Le Guen, 1973)}$$

Notons qu'à l'intérieur des intervalles d'observations les estimations de  $l = f(L^\infty, K, t_0)$  peuvent être excellentes et qu'en conséquence le modèle de Von Bertalanffy n'est pas remis en cause mais plutôt l'interprétation abusive qu'en font certains chercheurs.

"However well the Von Bertalanffy curve may fit the code data, and in fact the fit is good, it is misleading to the reader to report any value for  $L^\infty$  at all, particularly if accompanied by an intimation that it represents the maximum size the fish can or does attain .... More important is the distorted point of view engendered by regarding  $L^\infty$  as a fact of nature rather than as a mathematical artifact of the data analysis" (Knight, 1968).

Le comparaison des différents résultats de croissance ne doit donc pas être faite par comparaison directe des supports mathématiques que sont  $L^\infty$ ,  $K$  et  $t_0$  mais à partir des croissances obtenues dans les intervalles d'observation que l'on emploie ou non la formule

$$L = L^\infty \left[ 1 - e^{-K(t-t_0)} \right]$$

Nous pouvons dire avec Blanc et Laurec (1976) que "si le cadre contraignant de la publication oblige déjà le chercheur à structurer sa pensée, les exigences du modèle mathématique l'amènent encore davantage à être rigoureux au moment de la formulation du problème et à celui de l'exposé de ses conclusions".

#### B - Formulation mathématique des croissances obtenues par marquage

Compte tenu des hypothèques non levées sur les autres méthodes nous pensons que la meilleur méthode actuellement disponible pour étudier la croissance des bonites est celle des marquages. Ceci est d'autant plus vrai que l'affirmation antérieure selon laquelle les croissances obtenues par marquage sont plus lentes que celles obtenues par la méthode de Petersen n'a plus aucune base scientifique dès lors qu'on met en doute cette dernière méthode. Lewis (1976) a par ailleurs montré en Nouvelle-Guinée que le décompte des marques journalières sur des bonites de la même taille marquées et non marquées était sensiblement identique. Il serait judicieux d'augmenter le nombre de ces dernières observations pour confirmer ce résultat important.

Les mises en gardes précédentes ayant été effectuées il n'en demeure pas moins vrai que la formule de Von Bertalanffy reste très pratique pour

décrire les croissances et particulièrement dans le cas des marquages où les comparaisons directes sont pratiquement impossibles avec les données existantes.

Les données disponibles étant atéliques l'approche de la courbe de croissance doit être faite avec la méconnaissance de l'âge. La méthode la plus utilisée a été jusqu'à ces dernières années celle des accroissements instantanés de Diaz (1963) basée sur la formule :  $\frac{dl}{dt} = K (L^\infty - l)$ .

Il est difficile d'admettre une assimilation des valeurs  $\frac{\Delta l}{\Delta t}$  et  $\frac{dl}{dt}$  lorsque le temps de séjour à la mer des bonites a été trop long. Dans ces conditions on peut admettre qu'une des meilleures approches de la croissance à ce jour a été faite par Joseph et Calkins (1969) à partir de 428 poissons marqués, restés peu de temps en moyenne à la mer.

Employant deux techniques de traitement différentes Joseph et Calkins (1969) ont trouvé les valeurs suivantes pour K et  $L^\infty$ .

- 1) K = 0,829 sur une base annuelle  
 $L^\infty = 729$  mm
- 2) K = 0,431 sur une base annuelle  
 $L^\infty = 881$  mm

Joseph et Calkins (1969) ont également donné une estimation des intervalles de confiance de leurs résultats. Ils donnent ainsi pour limites extrêmes de confiance les deux couples de valeurs :

- 1) K = 0,43 -  $L^\infty = 950$  mm
- 2) K = 1,39 -  $L^\infty = 650$  mm

Les progrès réalisés dans la connaissance de la biologie et l'écologie des bonites font espérer qu'il sera probablement bientôt possible d'envisager une approche "télique" pour l'estimation des paramètres : K,  $L^\infty$  et  $t_0$  en associant un âge à la valeur modale des bonites marquées sur un groupe de poissons de tailles homogènes.

En attendant on peut se servir des premières estimations de l'âge des jeunes bonites par la méthode de Pannella. En Nouvelle-Guinée, les bonites de 1 an auraient environ 40 à 45 cm (Lewis, 1976). Les observations de Legand (1971) sur la période de reproduction dans la zone comprise entre la Nouvelle-Calédonie et les Iles Gilbert montrent un maximum très net des indices gonadosomatiques de janvier à avril. Les premiers modes visibles sur les distributions de fréquences de longueur faites sur les bonitiers de Nouvelle-Calédonie sont de 42 et 38 cm dans les périodes janvier-mars en 1974 et 1975 (Loubens, 1976). Cela correspond aussi aux observations de Kishinouye (1924) qui estimait que la croissance des juvéniles de bonites était de l'ordre de 4 cm par mois. Connaissant K et  $L^\infty$  on peut calculer  $t_0$  connaissant l'âge de la bonite pour une taille donnée.

Dans ce travail nous nous sommes intéressés essentiellement à la comparaison des croissances obtenues à l'Ouest et à l'Est de l'Océan Pacifique, sans chercher à estimer  $t_0$ .

A partir des données de recaptures de bonites restées de 2 à 5 mois à la mer nous avons établi les paramètres K et  $L^\infty$  pour les poissons de Nouvelle-Guinée et ceux de l'Est Pacifique (zone I.A.T.T.C.). Pour cela nous avons recherché le meilleur ajustement de nos données au modèle :

$$l_t + \Delta t = l_t e^{-K \Delta t} + L^\infty (1 - e^{-K \Delta t})$$

par la méthode des moindres carrés. (Abramson, programme BGC 4, 1971). Les résultats suivants ont été obtenus.

- 1) Papouasie-Nouvelle Guinée :  
K = 0,9451 (base annuelle)  
L<sup>∞</sup> = 654,7 mm
- 2) Pacifique Est (zone I.A.T.T.C.) :  
K = 0,6371  
L<sup>∞</sup> = 790,6 mm

La variabilité des accroissements observés fait que les résultats ne sont pas différents significativement l'un de l'autre. Par ailleurs dans l'intervalle des observations (40 à 60 cm) les estimations des accroissements par les formules de Von Bertalanffy donnent des résultats très comparables en Nouvelle-Guinée et dans le Pacifique Est, comme le montrent les sorties d'ordinateur figurant dans le tableau 10. La croissance calculée est cependant légèrement plus lente à l'Ouest qu'à l'Est.

#### CONCLUSIONS

Cette publication n'a aucune prétention exhaustive et a cherché uniquement à soulever les différents problèmes liés à l'emploi de différentes techniques d'estimations des croissances. L'impression générale qui s'en dégage est cependant en faveur des marquages intensifs de bonites qui devraient permettre des estimations de croissance acceptables pourvu que les mensurations aient été faites avec soin. Par ailleurs la connaissance des migrations, obtenue par marquage, devrait aboutir à une meilleure compréhension des filiations modales de la méthode de Petersen. L'interprétation des marques journalières sur les otolithes devrait aider à l'établissement de clefs âge-longueur ou tout au moins de clefs "groupe d'âge" - longueur qui sont nécessaires à des travaux ultérieurs de dynamique de population. Ces trois techniques étroitement associées laissent espérer une amélioration sensible dans la connaissance de l'âge des bonites.

L'intérêt des études sur la représentativité des échantillons déborde largement la présente étude. Le degré de confiance attribué par exemple à l'analyse des cohortes utilisée pour les calculs de production est directement lié à la représentativité des échantillons mesurés aux débarquements des thoniers.

Lorsque le passage de classes de longueurs en classes d'âges ne peut être fait qu'à partir de la formule de croissance de Von Bertalanffy, la méthode de l'analyse des cohortes a déjà un caractère fortement aléatoire quand les intervalles de confiance sur les estimations de K, L<sup>∞</sup> et t<sub>0</sub> sont grands. Si les distributions de fréquence de longueurs ne sont pas représentatives de la phase exploitée d'une population les résultats des calculs divers de production et de prévision perdent toute crédibilité. Il y a donc un seuil d'échantillonnage critique à déterminer, au-dessous duquel il ne faut pas descendre.



## REMERCIEMENTS

Nous tenons à remercier le Dr. Joseph - directeur de l'I.A.T.T.C., la Jolla, Californie, Mr. Shomura - directeur du laboratoire N.M.F.S. à Hawaï, Mr. Bour et les chercheurs de l'O.R.S.T.O.M. de la Côte d'Afrique pour l'ensemble des mensurations de bonites mises à notre disposition. Nous remercions également Mr. De Chazeaux - directeur du Centre Océanologique du Pacifique et Mr. Stein - directeur du Service des Pêches de Polynésie qui nous ont communiqué de nombreuses données sur la pêche de la bonite à Tahiti. Nous sommes particulièrement redevables à Mr. Wilson - directeur du Service des Pêches (Department of Primary Industry) à Konedobu en Papouasie-Nouvelle-Guinée qui nous a autorisé à utiliser les excellents résultats des campagnes de marquages de bonites effectués par ses services de 1972 à 1974.

Nous tenons enfin à féliciter Mr. Mariteraci - enquêteur du Service des Pêches à Tahiti pour l'ensemble du travail effectué au débarquement des bonitiers. Ses échantillonnages ont été particulièrement importants dans notre étude.

BIBLIOGRAPHIE

- AMBRAMSON (N.J.), 1971 - Computer program for fish stock Assessment. F.A.O. Fish. Techn. Paper, No. 101, Program BGC4 (TOMLINSON) 3 p.
- AIKAWA (H.), 1937 - Notes of the shoal of bonito (Skipjack, *Katsuwonus pelamis*) along the Pacific Coast of Japan - Bull. Japan Soc. Scient. Fisheries, vol. 6, No. 1, pp. 13-21.
- AIKAWA (H.) et KATO (M.), 1938 - Age determination of fish (Preliminary report 1). Bull. Japan Soc. Scient. Fisheries, vol. 7, No. 1, pp. 79-88.
- ALLEN (K.R.), 1966 a - A method of fitting growth curves of the Von Bertalanffy type to observed data. J. Fish. Res. Bd. Canada, 23(2), pp. 163-179.
- ALLEN (K.R.), 1966 b - Fitting of Von Bertalanffy growth curves, IBM 709, 7094, Fortran IV. Trans. Am. Fish. Soc., 95(2), 231-232.
- ANONYME (1960) - Annual report for the year 1959 - IATTC, La Jolla, California. 156 p.
- ANONYME, 1976 - Rapport du groupe de travail sur le listao atlantique. Dakar 22-27 mars 76. I.S.R.A. - O.R.S.T.O.M. - Sénégal.
- BATTS (B.S.), 1972 - Age and growth of the skipjack tuna, *Katsuwonus pelamis* (Linnaeus), in North Carolina Waters. Chesapeake Science, vol. 13, No. 4, pp. 237-244.
- BERTIN (L.), 1958 - Ecaille et sclérifications dermiques. Traité de Zoologie - Tome XIII, Masson et Cie. Paris, pp. 482-504.
- BESSINETON (C.), 1976 - La pêche des bonitiers à Tahiti. C.N.E.X.O. Tahiti, C.O.P./1/PE 76002, 15 p. 2 annexes.
- BEVERTON (R.J.H.) et HOLT (S.J.), 1957 - On the dynamics of exploited fish populations. Fishery Invest. Lond. Series 2, 19, 533 p.
- BLANC (F.) et LAUREC (A.), 1976 - De l'heuristique au thaumaturgique en traitement des données d'écologie marine. Cah. O.R.S.T.O.M., sér. Océanogr., vol. 14, No. 2, pp. 101-107.
- BROCK (V.E.), 1954 - Some aspects of the biology of the aku, (*Katsuwonus pelamis*) in the Hawaiian Islands. Pac. Sci. 8, pp. 94-104.
- CASSIE (R.M.), 1954 - Some uses of probability paper in the analysis of size frequency distributions. Australian J. Marine and Freshwater Res., 5, pp. 513-522.
- CHEVEY (P.), 1933 - The method of reading scales on the fish of the intertropical zone. Proc. 5th. Pacific. Sc. Congr. Toronto : 3818-3829.
- CHI (K.S.), and YANG (R.T.), 1973 - Age and growth of skipjack tuna in the waters around the southern part of Taiwan Acta Oceanographica Taiwanica No. 3, pp. 199-222.
- CLARK (F.N.), 1925 - The life history of *Leuresthes tenuis*, an Atherine fish with tide controlled spawning habits. Fish. Bull., Sacramento, No. 10, 51 p.

- DAGET (J.), 1952 - Biologie et croissance des espèces du genre *Alestes* Bull. Inst. Fr. Afr. Noire, Dakar, vol. 14 : 191-225.
- DAGET (J.) et LE GUEN (J.C.), 1975 - Les critères d'âge chez les poissons. Extrait de : Problèmes d'écologie, Lamotte-Bourlière, Masson et Cie. Editeurs, Paris : 253-289.
- DIAZ (E.L.), 1966 - Growth of skipjack tuna, *Katsuwonus pelamis*, in the Eastern Pacific Ocean. I.A.T.T.C. Intern. Report. No. 2, 18 p.
- GHEÑO (Y.), 1975 - Nouvelle étude sur la détermination de l'âge et de la croissance de *Sardinella aurita* (Val), dans la région de Pointe-Noire. Cah. O.R.S.T.O.M., sér. Océanogr., vol. 13, No. 3, pp. 251-262.
- GHEÑO (Y.) et LE GUEN (J.C.), 1968 - Détermination de l'âge et croissance de *Sardinella eba* (Val), dans la région de Pointe-Noire. Cah. O.R.S.T.O.M., sér. Océanogr., No. 1, pp. 70-82.
- GRAHAM (M.), 1933 - Report on the North Sea cod. Minister of Agriculture and Fisheries. Fish. Invest. London 13 (4), pp. 1-160.
- HARDING (J.P.), 1949 - The use of probability paper for graphical analysis of polymodal frequency distributions. J. Marine Biol. Assn. U.K., 28 (1), 141-153.
- JOSEPH (J.) et CALKINS (T.P.), 1969 - Population dynamics of the skipjack tuna *Katsuwonus pelamis* of the Eastern Pacific Ocean - I.A.T.T.C. Bul. vol. 13, No. 1, 273 p.
- KAWASAKI (T.), 1955 a - On the migration and the growth of the skipjack, *Katsuwonus pelamis* (Linnaeus), in the South Western Sea Area of Japan Bull. Tohoku Regional Fisheries Research Laboratory, No. 4, pp. 83-100.
- KAWASAKI (T.), 1955 b - On the migration and the growth of the skipjack, *K. pelamis*, in the IZU and BONIN Sea Areas and the North-Eastern Sea area along the Pacific Coast of Japan Bul. Tohoku Regional Fisheries Research Laboratory, No. 4, pp. 101-119.
- KAWASAKI (T.), 1963 - The growth of skipjack on the Northeastern sea of Japan Bul. Tohoku Regional Fisheries Research Laboratory, No. 23, pp. 44-60.
- KEARNEY (R.E.), 1976 - Some hypotheses on the skipjack resources of the Pacific Ocean. *Ad hoc* Meeting of Scientists to discuss Skipjack Fisheries Development and Research Requirements, Noumea, New Caledonia, 6-10 Dec. 76 - S.P.C. No. 905/76, 13 p.
- KISHINOUE (K.), 1924 - Observation on the skipjack fishing grounds. Suisan Gakkai Hô 4 (2), pp. 87-92.
- KNIGHT (W.), 1968 - Asymptotic growth : An example of nonsense disguised as mathematics - J. Fish. Res. Bd. Canada, 25 (6), pp. 1303-1307.
- KRUTCHKOFF (R.G.), 1967 - Classical and inverse regression methods of calibration. Technometrics 9, pp. 425-440.

- LEGAND (M.), 1950 - Contribution à l'étude des méthodes de pêche dans les territoires français du Pacifique Sud. Journ. Soc. Ocean. T. VI, No. 6, pp. 141-184.
- LEGAND (M.), 1952 - Etat actuel et perspectives de l'industrie du poisson dans les territoires français du Pacifique Sud. Cybium - Mus. Nat. Hist. Nat. Paris No. 7, 23 p.
- LEGAND (M.), 1971 - Données sur la bonite à ventre rayé dans le Sud Ouest Pacifique. Cah. O.R.S.T.O.M., sér. Océanogr., vol. 9, No. 4, pp. 403-409.
- LE GUEN (J.C.), 1971 - Dynamique des populations de *Fonticulus elongatus* (Bowd. 1925). Poissons, Sciaenidae, Cah. O.R.S.T.O.M. sér. Océanogr., vol. IX, No. 1 : 3-84.
- LE GUEN (J.C.), 1972 - Stocks-Echantillonnage-Effort de Pêche - Puissance de Pêche - Extrait du cours de dynamique des populations 1971-1972. Université de Bretagne Occidentale Doc. Centre ORSTOM, Point-Noire No. 22, 53 p.
- LE GUEN (J.C.), 1973 - Croissance des albacores (*Thunnus albacares*). Documents Scientifiques C.R.O. Abidjan - vol. 4, No. 3, pp. 1-28.
- LE GUEN (J.C.), 1976 - Age reading of intertropical Sciaenids by otolith method, seasonal and daily patterns. Cah. O.R.S.T.O.M., sér. Océanogr., vol. 14, No. 4, pp. 331-338.
- LEWIS (A.D.), 1976 - The relevance of data collected in Papua New Guinea to skipjack population studies in the Western Pacific. Doc. 1066/76 Department of Primary Industry Papua New Guinea, 5 p. 8 fig.
- LEWIS (A.D.), 1977 - Tuna tagging in Papua New Guinea. Harvest, Papua New Guinea. Vol. 4, No. 1, pp. 13-17.
- LOUBENS (G.), 1976 - Quelques données sur la pêche et les bonites calédoniennes - Réunion d'Experts sur la bonite - C.P.S. Nouméa, Décembre 1976 - ORSTOM Centre de Nouméa 8 p.
- MARCILLE (J.) et STEQUERT (B.), 1976 - Etude préliminaire de la croissance du listao (*Katsuwonus pelamis*) dans l'ouest de l'Océan Indien tropical. Cah. O.R.S.T.O.M. sér. Océanogr., vol. 14, No. 2, pp. 139-151.
- MAYRAT (A.), 1959 - Nouvelle méthode pour l'étude comparée d'une croissance relative dans deux échantillons. Bull. Inst. Franç. Afr. Noire, 21, 1, pp. 21-59.
- MOLLER-CHRISTENSEN (J.), 1964 - Burning of otoliths, a technique for age determination of soles and other fish. J. Cons. perm. int. Explor. Mer, 29 : 73-81.
- MONOD (Th.), 1950 - Note sur la lecture des écailles de quelques poissons du Niger moyen. C.R. Inter. Africanistes Ouest, Paris, vol. 1 : 204-206.
- PANNELLA (G.), 1971 - Fish otoliths : daily growth layers and periodical patterns. Science N.Y., 173, 1124.



- PANNELLA (G.), 1973 - Otolith growth patterns : an aid in age determination in temperate and tropical fishes. Proceedings of an International Symposium on : The Ageing of Fish - University of Reading, England 19-20 July, 1973. Unwin Brothers Limited : 28-39.
- PARTLO (J.M.), 1955 - Distribution, age and growth of eastern Pacific albacore (*T. alalunga* Gmelin). J. Fish. Res. Bd. Canada, 12 (1), pp. 35-60.
- PETERSEN (C.G.G.), 1892 - Fiskensbiologiske forhold i Holbock Fjord, 1890-1891. Beretning fra de Danske Biologiske Station, 1.
- POINSARD (F.) et TROADEC (J.P.), 1966 - Determination de l'âge par la lecture des otolithes chez deux espèces de Sciaenidae ouest africain (*Pseudotolithus senegalensis* C. et V. et *Pseudotolithus typus* Blkr). J. cons. Inter. Explor. Mer, 30, 3 : 291-307.
- POSTEL (E.), 1955 - La bonite à ventre rayé (*Katsuwonus pelamis*) dans la région du Cap Vert. Bull. Inst. franç. Afr. Noire A, 17, 1202-14 (55/15 b).
- POSTEL (E.), 1963 - Exposé synoptique des données biologiques sur la bonite à ventre rayé, *Katsuwonus pelamis* (Linn. 1758) (Atlantique et Méditerranée). F.A.O. Fisheries Reports, No. 6, 2, pp. 515-537.
- RICKER (W.E.), 1958 - Handbook of computations for biological statistics of fish populations. Fish. Res. Board of Canada, Bull. No. 119, 300 p.
- RICKER (W.E.), 1973 - Linear regression in fishery research. J. Fish. Res. Board Can. 30, pp. 409-434.
- ROTHSCHILD (B.J.), 1966 - Estimates of the growth of Skipjack Tuna (*Katsuwonus pelamis*) in the Hawaiian Islands. 12ème session I.P.F.C. Honolulu, Hawaii, U.S.A. 3-17 Oct. 66 - I.P.F.C./C66/Tech. 31.
- SCHAEFER (M.B.), CHATWIN (B.M.) et BROADHEAD (G.C.), 1961 - Tagging and recovery of tropical tunas, 1955-1959. I.A.T.T.C. Bull. vol. 5, No. 5, pp. 343-455.
- SCHWARTZ (D.), 1963 - Méthodes statistiques à l'usage des médecins et des biologistes. Editions médicales Flammarion, Paris, 290 p.
- SHABOTINIETS (E.I.), 1968 - Opređenje vozrasta tuntosov Indijskogo okeana TRUDY V.N.I.R.O., vol. 64 : Trudy Azcher N.I.R.O. 28, pp. 374-376.
- SNEDECOR (G.W.), 1956 - Statistical methods applied to experiments in agriculture and biology. The Iowa State University Press. Ames. U.S.A. 534 p.
- TANAKA (S.), 1956 - A method of analysing the polymodal frequency distribution and its application to the length distribution of porgy, *Taia tumifrons* (T et S). Bull. Tokai Regional Fisheries Res. Lab. Tokyo No. 14, pp. 1-12.
- TANAKA (T.), 1976 - Atlas of Skipjack tuna fishing grounds in southern waters, 1975 Fishing season. Tohoku Regional Fisheries Research Laboratory Yaizu Branch Office.
- TANAKA (T.), 1977 - Atlas of Skipjack tuna fishing grounds in southern waters, 1976 Fishing season. Tohoku Regional Fisheries Research Laboratory Yaizu Branch Office.

- TOMLINSON (P.K.) et ABRAMSON (J.S.), 1961 - Fitting a Von Bertalanffy growth curve by least squares. California Dept. Fish. Game. Fish. Bull., 116, 69 p.
- THOMPSON d'ARCY (W.), 1948 - On growth and form. Cambridge University Press. 1116 p.
- UCHIYAMA (J.H.) et STRUHSAKER (P.) (sous presse) - Age and growth of skipjack tuna, *Katsuwonus pelamis*, and yellowfin tuna, *Thunnus albacares*, as indicated by daily growth increments of sagittae - Southwest Fisheries Center, Honolulu Laboratory. N.M.F.S. - N.O.A.A. (Cité au groupe de travail des experts sur la bonite. I.P.F.C. ler et 2 mars 78 - Manille).
- VON BERTALANFFY (L.), 1938 - A quantitative theory of organic growth. Human biology, 10 (2) pp. 181-213.
- WALFORD (L.A.), 1946 - A new graphic method of describing the growth of animals. Biol. Bull., 90 pp. 141-147.
- YOKOTA (T.M.), TORIYAMA (F.), KANAI (F.), et NOMURA (S.), 1961 - Studies on the feeding habit of fishes. Rep. Nankai reg. Fish. Res. Lab. 14, 234 p.

ANNEXE I

MARQUAGE DES BONITES

=O=

TABLEAU I - Bonites recapturées dans les 10 jours suivant le marquage (Nouvelle-Guinée Papouasie)

$L_1$  longueur mesurée au cm près  
 $\bar{L}_1$  longueur estimée d'après la valeur modale  
 $L_2$  longueur mesurée au mm près à la recapture  
 $\Delta t$  nombre de jours de liberté

$L_1$	$\bar{L}_1$	$L_2$	$\Delta t$	$L_1$	$\bar{L}_1$	$L_2$	$\Delta t$
58,0	54,5	57,0	2	53,0	54,4	55,0	2
54,0	54,8	53,0	7	53,0	54,2	58,0	5
57,0	56,3	57,5	9	56,0	54,6	54,0	2
55,0	56,5	57,0	3	52,0	54,6	54,5	8
52,0	53,6	53,2	8	55,0	54,6	52,0	4
53,0	54,1	53,0	7	54,0	54,5	55,0	3
54,0	55,2	56,0	3	55,0	54,8	55,0	8
51,0	55,4	54,0	5	51,0	54,8	53,0	8
55,0	56,7	54,5	2	57,0	54,8	62,0	10
54,0	55,9	53,0	5	58,0	-	60,0	10
53,0	52,6	55,0	7	56,0	56,6	59,2	5
55,0	55,6	57,8	6	55,0	55,9	55,0	10
50,0	52,6	49,0	5	55,0	55,9	55,0	2
54,0	52,6	58,0	3	55,0	55,9	57,0	3
56,0	52,3	56,0	7	58,0	55,9	57,5	5
55,0	56,4	54,5	6	48,0	52,8	48,5	10
57,0	54,5	52,0	7	55,0	52,8	55,0	0
56,0	55,8	56,0	3	52,0	52,8	51,9	9
57,0	56,8	56,5	8	49,0	52,8	49,0	7
60,0	56,8	58,0	6	53,0	52,8	50,0	10
61,0	57,6	61,0	9	55,0	52,8	50,0	10
54,0	-	54,0	6	55,0	56,5	56,0	7
54,0	55,7	54,0	0	56,0	56,5	57,0	9
57,0	52,8	58,5	0	57,0	57,4	59,0	9
-	56,0	61,0	10	57,0	54,5	57,0	3
-	54,6	55,0	2	57,0	54,3	58,2	10
-	52,0	54,0	3	63,0	59,5	62,0	10
52,0	52,6	56,0	5	51,0	50,1	52,0	6
53,0	52,6	51,0	3	55,0	54,5	56,0	4
52,0	52,6	52,0	3	55,0	54,5	56,0	10
52,0	52,6	56,0	3	49,0	56,2	47,0	8
53,0	52,6	55,0	2	53,0	-	55,0	6
53,0	52,6	53,6	3	58,0	-	58,0	10
53,0	52,6	54,0	3	59,0	-	59,0	4
54,0	54,4	56,2	2				
51,0	54,4	51,5	9				
56,0	54,4	57,0	4				
52,0	54,4	52,5	5				

TABLEAU II - Droites d'ajustement entre :

- 1) les longueurs mesurées au marquage ( $L_1$ ) et à la recapture ( $L_2$ ) dans les dix jours suivants en Nouvelle-Guinée.
- 2) les longueurs estimées par la valeur modale ( $\bar{L}_1$ ) et mesurées à la recapture ( $L_2$ ) dans les dix jours suivants en Nouvelle-Guinée.

A - Régression de Y en X

1)  $L_1 = Y, L_2 = X$

$n = 69$

$L_1 = 15,983 + 0,700 L_2 \quad r = 0,786$

$S_{yx} = 1,724$

$S_y = S_{yx} \sqrt{1 + \frac{1}{n} + \frac{x^2}{\sum x^2}}$

$S_y = 1,736$

Intervalle de confiance de  $L_1$  au seuil 0,10 :  $\pm 2,89$

" " " 0,05 :  $\pm 3,46$

2)  $\bar{L}_1 = Y, L_2 = X$

$n = 67$

$\bar{L}_1 = 39,96 + 0,265 L_2 \quad r = 0,488$

$S_{yx} = 1,493$

$S_y = 1,504$

Intervalle de confiance de  $\bar{L}_1$  au seuil 0,10 :  $\pm 2,51$

" " " 0,05 :  $\pm 3,00$

TABLEAU II - (suite)

B - Régression de X en Y

1)  $L_1 = Y, L_2 = X$

$n = 69$

$L_2 = 6,946 + 0,883 L_1 \quad r = 0,786$

$S_{xy} = 1,937$

$S_x = 1,951$

Intervalle de confiance de  $L_2$  au seuil 0,10 :  $\pm 3,25$

" " " 0,05 :  $\pm 3,89$

2)  $\bar{L}_1 = Y, L_2 = X$

$n = 67$

$L_2 = 5,975 + 0,899 \bar{L}_1 \quad r = 0,488$

$S_{xy} = 2,748$

$S_x = 2,768$

Intervalle de confiance de  $L_2$  au seuil 0,10 :  $\pm 4,61$

" " " 0,05 :  $\pm 5,52$

TABLEAU III - Données disponibles dans le Pacifique Est (JOSEPH et CALKINS, 1969)

$L_1$  : longueur (corrigée) qu marquage.  $L_2$  : longueur à la recapture

$\Delta t$  : temps de liberté en jours  $\Delta l$  : accroissement

A - Poissons restés en liberté de 2 à 5 mois

/  $40 \leq L_1 < 45$  cm /

$L_1$ (cm)	$L_2$ (cm)	$\Delta t$ (jours)	$\Delta l$ (cm)
43,7	49,0	77	5,3
	50,9	82	7,2
	46,2	94	2,5
	48,9	105	5,2
	49,9	140	6,2

/  $45 \leq L_1 < 50$  cm /

47,0	54,1	68	7,1
	54,2	82	7,2
	50,1	88	3,1
	49,5	112	2,5
	53,8	116	6,8
	55,1	141	8,1
	47,3	48,5	83
49,3	54,4	120	7,1
	48,0	65	1,3
	50,5	110	1,2
	50,8	110	1,5
	54,2	134	4,9
	56,5	137	7,2
	55,5	146	6,2

/  $50 \leq L_1 < 55$  cm /

50,3	52,0	60	1,7
	56,3	61	6,0
	52,0	61	1,7
	54,2	61	3,9
	52,5	62	2,2
	51,8	64	1,5
	54,8	67	4,5
	54,8	67	4,5
	51,9	67	1,6
	56,5	70	6,2
	54,6	72	4,3
	49,4	73	-0,9
	56,3	78	6,0
	57,1	78	6,8
	52,5	78	2,2
	56,2	78	5,9
	57,2	79	6,9
	52,8	79	2,5
	56,4	79	6,1
	51,9	79	1,6

$L_1$ (cm)	$L_2$ (cm)	$\Delta t$ (jours)	$\Delta l$ (cm)	
50,3	55,0	81	4,7	
	49,3	89	-1,0	
	57,0	90	6,7	
	58,1	97	7,8	
	58,9	99	8,6	
	53,1	99	2,8	
	57,2	101	6,9	
	58,0	104	7,7	
	58,4	110	8,1	
	53,1	112	2,8	
	59,6	128	9,3	
	56,6	132	6,3	
	56,2	137	5,9	
	50,5	137	0,2	
	54,9	139	4,6	
	53,1	142	2,8	
	56,0	146	5,7	
	60,1	147	9,8	
	60,0	148	9,7	
	54,5	106	1,5	
	53,3	57,0	81	3,7
53,6		58,8	61	5,2
		56,3	61	2,7
		55,2	66	1,6
		56,2	67	2,6
		55,9	69	2,3
		55,0	69	1,4
		56,1	70	2,5
		56,9	72	3,3
		61,0	74	7,4
		58,3	77	4,7
		59,0	91	5,4
		57,0	95	3,4
		59,6	97	6,0
		55,4	99	1,8
	59,2	100	5,6	
61,2	103	7,6		
58,5	110	4,9		
57,0	123	3,4		
59,1	125	5,5		
53,4	143	-0,2		

/  $55 \leq L_1 < 60$  cm /

56,2	61,2	93	5,0
	57,0	77	0,1
57,4	59,1	77	2,1
	58,4	138	1,4
	64,2	110	6,8
	64,1	130	6,7

/  $L_1 \geq 60$  cm /

60,3	62,6	117	2,3
------	------	-----	-----



B - Poissons restés en liberté de 5 à 12 mois

/ 40 ≤ L<sub>1</sub> < 45 cm /

<u>L<sub>1</sub> (cm)</u>	<u>L<sub>2</sub> (cm)</u>	<u>Δt (jours)</u>	<u>Δl (cm)</u>
43,7	55,3	194	11,6

/ 45 ≤ L<sub>1</sub> < 50 cm /

47,0	57,4	208	10,4
	57,5	231	10,5
49,3	50,6	157	1,3
	50,4	158	1,1
	52,0	172	2,7
	58,0	185	8,7
	57,2	207	7,9

/ 50 ≤ L<sub>1</sub> < 55 cm /

50,3	51,9	151	1,6
	56,8	158	6,5
	51,8	174	1,5
	61	181	10,7
	61,5	191	11,2
	56,5	209	6,2
	62,9	218	12,6
	57,1	230	6,8
	57,0	242	6,7
53,6	57,1	173	3,5
	56,7	206	3,1
	65,7	235	12,1

/ 55 ≤ L<sub>1</sub> < 60 cm /

55,3	62,8	179	7,5
	64,8	162	7,8
	63,8	192	6,8

C - Poisson resté en liberté plus de 12 mois

53,6	67,9	368	14,3
------	------	-----	------

TABLEAU IV - Données de marquages à Hawaï (ROTHSCHILD, 1966)

$L_1$  : longueur au marquage                       $L_2$  : longueur à la recapture  
 $\Delta t$  : temps de liberté en jours                       $\Delta l$  : accroissement

A - Poissons restés en liberté de 5 à 12 mois

/ 35 ≤  $L_1$  < 40 cm /

<u><math>L_1</math> (cm)</u>	<u><math>L_2</math> (cm)</u>	<u><math>\Delta t</math> (jours)</u>	<u><math>\Delta l</math> (cm)</u>
38,7	53,0	226	14,3

/ 40 ≤  $L_1$  < 45 cm /

41,6	58,9	226	17,3
42,3	50,5	201	8,2
42,9	52,0	178	9,1
	51,6	178	8,7
43,4	61,0	183	17,6
43,9	62,5	198	18,6
44,7	66,0	324	21,3
	65,0	335	20,3
44,8	57,0	182	12,2
	54,5	204	9,7

/ 45 ≤  $L_1$  < 50 cm /

45,3	56,3	180	11,0
	58,0	187	12,7
	58,0	189	12,7
	60,3	256	15,0
	61,4	312	16,1
	62,6	323	17,3
	64,0	358	18,7
45,8	58,7	171	12,9
	60,1	259	14,3
	61,1	260	15,3
46,3	52,2	181	5,9
	64,7	201	18,4
	62,6	308	16,3
	67,2	319	20,9
	62,4	321	16,1
46,6	60,6	175	14,0
46,7	53,1	174	6,4
49,5	63,3	191	13,8

/ 50 ≤  $L_1$  < 55 cm /

52,0	56,6	197	4,6
52,3	66,2	252	13,9

SOME PUBLICATIONS ALREADY ISSUED IN THIS SERIES

QUELQUES PUBLICATIONS DEJA PARUES DANS CETTE SERIE

- No.1 Fairbairn, Te'o Ian (1977) Agriculture in Guam: observations on problems and research needs.
- No.2 Kearney, R.E. (1977) The Law of the Sea and Regional Fisheries Policy/Le droit de la mer et la politique régionale des pêches.
- No.3 Kearney, R.E. (1977) An Estimation of Papua New Guinea's Tuna Fisheries potential.
- No.4 Fairbairn, Te'o Ian (1977) The Exploitation and Development of Pacific Islands Resources.
- No.5 Fairbairn, Te'o Ian and Alan Bollard (1978) South Pacific Economies : Statistical Summary.
- No.6 Rafiq, M. (1978) Demographic Research on Papua New Guinea : Prospects and Problems.
- No.7 Kearney, R.E. (1978) Some Hypotheses on Skipjack (Katsuwonus pelamis) in the Pacific Ocean/Quelques hypothèses concernant la bonite (Katsuwonus pelamis) de l'Océan Pacifique.
- No.8 Hoefnagel, Erik R. (1978) Aspects of Population and Socio-economic Change in the South Pacific.
- No.9 Bollard, Alan (1978) Factors in the Design of Appropriate Economic Projects for the Pacific/Facteurs intervenant dans l'élaboration de projets économiques destinés au Pacifique.
- No.10 Klawe, W.L. (1978) Estimates of the Catches of Tunas and Billfishes by the Japanese, Korean and Taiwanese Longliners from within the 200 Mile Economic Zone of the Member Countries of the South Pacific Commission/Estimations des prises de thons et de marlins effectuées par les palangriers japonais, coréens et taiwanais à l'intérieur de la zone économique de 200 milles des pays membres de la Commission du Pacifique Sud.