

24 MAR 1986

ESTIMATIONS DES ERREURS DE MESURE DE LONGUEUR DES BONITES
(Katsuwonus pelamis) MARQUEES DU PACIFIQUE CENTRAL ET OCCIDENTAL

T.A. Lawson, R.E. Kearney
et
J.R. Sibert

Programme d'évaluation des thonidés et marlins
Rapport technique No.11

Commission du Pacifique Sud
Nouméa, Nouvelle-Calédonie
Avril 1986

381/86

LIBRARY
SOUTH PACIFIC COMMISSION

© Copyright Commission du Pacifique Sud, 1986.

Tous droits réservés. Toute reproduction, même partielle, de cet ouvrage sous quelque forme et par quelque procédé que ce soit, en vue de vente, d'opération commerciale, d'échange ou de cession à titre gratuit, est interdite sans autorisation écrite de l'éditeur.

Texte original : anglais

L'édition originale de ce *Rapport technique* No. 11 du Programme d'étude et d'évaluation des stocks de bonites, a été publiée en avril 1984 sous le titre :

'Estimates of length measurement errors for tagged skipjack (*Katsuwonus pelamis*) from the central and western Pacific Ocean'. *Technical Report* No. 11.

PREFACE

Le Programme d'étude et d'évaluation des stocks de bonites, entrepris en août et achevé en septembre 1981, est un élément du programme de travail de la Commission du Pacifique Sud faisant l'objet d'un financement extrabudgétaire assuré par les pays suivants : Australie, Etats-Unis d'Amérique, France, Japon, Nouvelle-Zélande et Royaume-Uni. Il a été exécuté dans les eaux de tous les pays et territoires situés dans la zone desservie par la Commission du Pacifique Sud, en Nouvelle-Zélande et en Australie.

Le présent rapport décrit une partie des travaux entrepris dans le cadre du Programme en vue d'évaluer la croissance des bonites à partir des données fournies par les bonites marquées, lâchées et recapturées. Les résultats acquis doivent beaucoup aux travaux antérieurs (e.g. Programme bonite 1981). Tous les agents du Programme thonidés et marlins ont formulé des avis et des critiques utiles.

Au moment de la rédaction du présent rapport, le personnel affecté au Programme était le suivant : R.E. Kearney, coordonnateur; A.W. Argue, C.P. Ellway, R.S. Farman, R.D. Gillett, J.-P. Hallier, P. Kleiber, T.A. Lawson, C.A. Maynard, J.R. Sibert, W.A. Smith et M.J. Williams, spécialistes de la recherche halieutique; Veronica van Kouwen et Susan Van Lopik, assistantes de recherche, et la secrétaire du Programme, Carol Moulin. La plupart d'entre eux ont participé aux travaux sur le terrain ou à l'analyse des données et la préparation du manuscrit.

Programme thonidés de la
Commission du Pacifique Sud

RESUME

On a étudié, à partir des données de marquage recueillies dans le cadre du Programme d'étude et d'évaluation des stocks de bonites, les erreurs intervenues dans les mesures de longueur, et l'accroissement de taille des bonites restées en liberté pendant 0 à 7 jours. Sur un intervalle de 7 jours, la croissance des bonites est insignifiante; les accroissements de longueur entre 0 et 7 jours nous renseignent donc sur les erreurs de mesure de longueur au lâcher. Les accroissements de 0 à 7 jours présentent une distribution à longue queue avec une moyenne de 0,13 centimètre et un écart-type de 1,43; la fiabilité des données varie selon la source de récupération des marques, mais pas selon les marqueurs; enfin on observe dans les mesures de longueur à la recapture des erreurs systématiques en relation avec la taille du poisson.

TABLE DES MATIERES

	<u>Page</u>
PREFACE	iii
RESUME	iv
LISTE DES TABLEAUX	vi
LISTE DES FIGURES	vi
1.0 INTRODUCTION	1
2.0 METHODOLOGIE	1
2.1 Source des données	1
2.2 Un estimateur robuste : la moyenne restreinte	1
2.3 Variance des accroissements de 0 à 7 jours	3
2.4 Erreur systématique dans les mesures de longueur, et taille des poissons	3
3.0 RESULTATS ET DISCUSSION	5
3.1 Distribution des accroissements de 0 à 7 jours	5
3.2 Variance des accroissements de 0 à 7 jours selon les marqueurs et les sources de récupération	7
3.3 Erreur systématique dans les mesures de longueur au lâcher et taille des poissons	8
3.4 Erreur systématique dans les mesures de longueur à la recapture et taille des poissons	8
4.0 CONCLUSIONS	9
BIBLIOGRAPHIE	10

LISTE DES TABLEAUX

<u>Tableau</u>		<u>Page</u>
1	Résultats de l'étude de la moyenne restreinte par la méthode de Monte Carlo : rapport entre l'erreur-type de la moyenne et l'erreur-type de la moyenne restreinte	3
2	Résumé des accroissements de 0 à 7 jours par marqueur et code de "crédibilité" de la recapture	7
3	Paramètres du biais des mesures de longueur à la recapture selon les codes de "crédibilité" de longueur à la recapture, et biais prévisible	8

LISTE DES FIGURES

<u>Figure</u>		<u>Page</u>
1	Distribution des accroissements de longueur des bonites restées en liberté de 0 à 7 jours	6

ESTIMATIONS DES ERREURS DE MESURE DE LONGUEUR DES BONITES
(Katsuwonus pelamis) MARQUEES DU PACIFIQUE CENTRAL ET OCCIDENTAL

1.0 INTRODUCTION

De nombreux auteurs (Schaefer, Chatwin et Broadhead 1961; Rothschild 1966; Joseph et Calkins 1969; Josse et al. 1979) se sont servis des données du marquage et des recaptures pour estimer la croissance des bonites (Katsuwonus pelamis). Les études générales de la biologie de la bonite (Joseph et Calkins 1969) font ressortir de grandes variations dans les paramètres de croissance. On ignore toutefois si ces variations sont dues à des différences spatio-temporelles ou à l'incidence des erreurs dans les méthodes d'analyse de la croissance.

La croissance des poissons marqués restés peu de temps en liberté est insignifiante; aussi, un changement apparent de longueur peut-il être révélateur d'erreurs dans les mesures de la taille. Le présent rapport se propose d'analyser les accroissements de longueur des poissons restés peu de temps en liberté afin d'évaluer l'ampleur des erreurs de mesure.

2.0 METHODOLOGIE

2.1 Source des données

Les données utilisées aux fins de cette analyse sont les données de marquage et de recapture recueillies (et synthétisées) dans le cadre du Programme d'étude et d'évaluation des stocks de bonites, selon les méthodes décrites par Kearney et Gillett (1984) et Kleiber et Maynard (1984).

2.2 Un estimateur robuste : la moyenne restreinte

Les estimateurs qui conservent un haut degré d'efficacité dans des conditions de dissymétrie et d'aplatissement sont qualifiés de "robustes" ou "robustes en termes d'efficacité". Malheureusement, la moyenne d'échantillon n'est pas robuste. Empiriquement, on obtiendrait une estimation plus efficace pour les échantillons obtenus à partir de distributions à longue queue en utilisant une moyenne pondérée donnant moins de poids aux valeurs extrêmes. Il existe toutes sortes de moyennes pondérées; la catégorie de moyennes utilisées ci-dessous peut être désignée sous le vocable de moyennes restreintes ou encore moyennes à pondération mixte (biweights). Pour plus de détails sur les moyennes restreintes et les autres estimateurs robustes de tendance centrale et de dispersion, voir Mosteller et Tukey (1977).

Une définition implicite des moyennes restreintes est donnée par la formule suivante:

$$X^* = \sum W_i^2 X_i / \sum W_i^2 \quad (1)$$

dans laquelle X^* = moyenne restreinte

X_i = valeurs observées

$$W_i^2 = \begin{cases} (1-U_i^2)^2, & U_i^2 < 1 \\ 0, & U_i^2 \geq 1 \end{cases} \quad (2)$$

$$U_i = (X_i - X^*) / cQ \quad (3)$$

Q = une mesure de la dispersion des

c = valeur constante

et où les sommations ne portent que sur les termes pour lesquels $U_i^2 < 1$. On estime la variance de la moyenne restreinte d'après la formule :

$$\text{variance } X^* = \frac{\sum W_i^2 (X_i - X^*)^2}{\{\sum W_i (1 - 5U_i^2)\} \{-1 + \sum W_i (1 - 5U_i^2)\}} \quad (4)$$

où, à nouveau, seuls les termes tels que $U_i^2 < 1$ interviennent. Les moyennes restreintes se calculent par approximations successives puisqu'on ne peut trouver X^* avant de connaître les termes W_i et les W_i avant de connaître X^* . La démarche commence avec une estimation initiale, la médiane par exemple. A partir de cette estimation initiale, on calcule les termes U_i et W_i d'après les équations 3 et 2, et une nouvelle estimation est donnée par l'équation 1. Avec la nouvelle estimation, on recalcule les U_i et W_i , puis la valeur suivante de l'estimation, et ainsi de suite. On accepte la valeur finale de la moyenne restreinte dès que les approximations successives ne modifient pas l'estimation au-delà d'une faible valeur fixée à l'avance. On estime la variance de la moyenne restreinte d'après l'équation 4 en prenant la valeur finale de la moyenne restreinte, et une estimation de la variance d'échantillon est obtenue en multipliant la variance estimée de la moyenne restreinte par la taille de l'échantillon.

Pour les moyennes restreintes ci-après, l'estimation initiale est la médiane, Q = la moitié de l'intervalle interquartile, c = 6, et l'on accepte la dernière estimation lorsque l'approximation suivante ne la modifie pas de plus de 0,0001 pour 100. Lorsque l'on donne les moyennes restreintes, l'écart-type de la moyenne restreinte et l'écart-type d'échantillon sont calculés d'après la variance de la moyenne restreinte.

On a étudié les caractéristiques statistiques de la moyenne restreinte par la méthode de Monte Carlo. On a comparé, pour plusieurs distributions s'écartant à des degrés divers de la normalité, la performance de la moyenne restreinte à celle de la moyenne simple. Dans ce but, 1000 échantillons aléatoires ont été produits par ordinateur, chaque échantillon se composant de 20 observations. On a étudié quatre distributions mélangées, censées refléter l'éventail des conditions pour les accroissements de 0 à 7 jours. Dans l'une de ces distributions polymodales, 95 pour 100 des observations provenaient d'une distribution normale de moyenne 0 et d'écart-type = 1,0; les 5 pour 100 restants, les valeurs contagieuses, étaient issues d'une distribution normale de moyenne 0 et d'écart-type = 5,0. Enfin, les trois autres ont été construites, soit en portant le niveau de contagion à 10 pour 100, soit en élargissant l'écart-type de la distribution contagieuse à 10,0 ou en faisant les deux.

Les résultats (tableau 1) montrent que même dans des conditions de faible contagion, l'erreur-type de la moyenne est de 17 pour 100 supérieure à celle de la moyenne restreinte; dans les cas de plus forte contagion, elle est deux fois supérieure. Autrement dit, sur l'éventail des conditions susceptibles de se présenter dans nos données, la moyenne restreinte constituera le plus souvent l'estimateur le plus efficace.

Le nombre et l'éloignement des observations présentant des valeurs extrêmes varient d'un échantillon à l'autre. Lorsque l'échantillon ne comporte pas de telles observations, c'est la moyenne simple qui sera l'estimateur le plus efficace. Pour prévenir cette éventualité, dans le cas des données présentées ci-dessous, l'estimation assortie de la plus petite erreur-type est considérée comme la "meilleure", sauf pour les échantillons comprenant moins de 8 observations, pour lesquels on utilise la moyenne¹.

TABLEAU 1. RESULTATS DE L'ETUDE DE LA MOYENNE RESTREINTE PAR LA METHODE DE MONTE CARLO : RAPPORT ENTRE L'ERREUR-TYPE DE LA MOYENNE ET L'ERREUR-TYPE DE LA MOYENNE RESTREINTE. Dans des conditions de normalité parfaite, ce rapport est de 0,76.

Degré de contagion	Ecart-type de la distribution contagieuse	
	5,0	10,0
5%	1,17	2,04
10%	1,41	2,61

2.3 Variance des accroissements de 0 à 7 jours

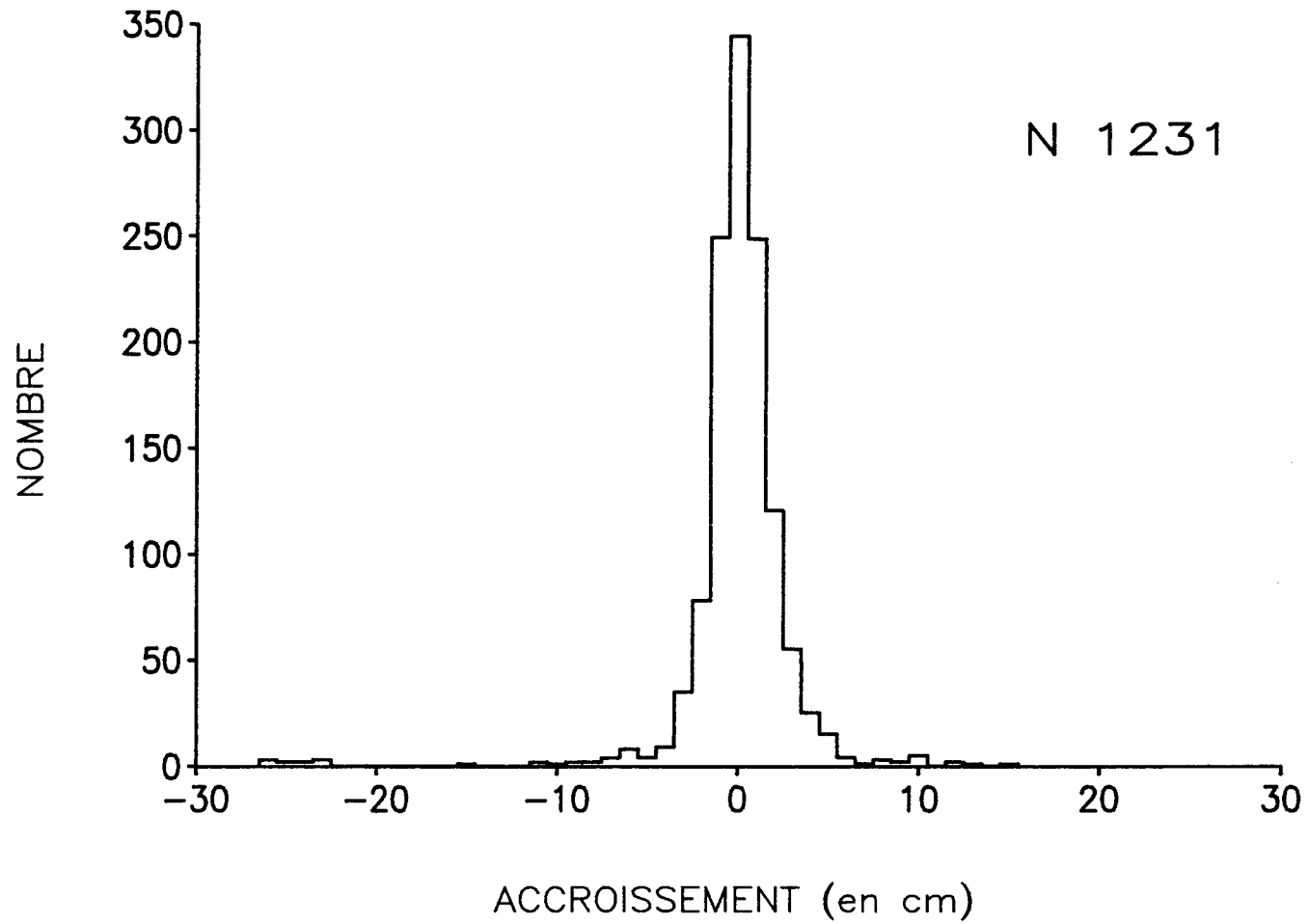
La variance des accroissements de 0 à 7 jours a été étudiée en fonction du marqueur et de la source de récupération afin de déceler les différences de fiabilité des sous-échantillons de données. Bien qu'un total de 21 marqueurs aient participé au marquage, 66 pour 100 des poissons ont été marqués par 4 personnes; les 17 autres marqueurs sont regroupés dans une catégorie "autres". Dès réception des résultats des marques, un code de "crédibilité" est affecté à chaque taille de recapture selon sa source et selon que l'on disposait ou non du poids pour vérifier la taille. On disposait de 10 codes de crédibilité, mais 4 seulement ont été affectés à 92 pour 100 des résultats. Ces 92 pour 100 représentent les marques récupérées par le navire de recherche du Programme bonite, par les navires locaux participant des co-entreprises de pêche dans la zone desservie par la Commission, par diverses autres sources fiables (essentiellement des marques provenant d'une source fiable néo-zélandaise), et des données pour lesquelles le poids a été contrôlé (comprenant de nombreux renvois de canneurs japonais pêchant dans la zone d'action de la Commission). Dans ce rapport, les 6 autres codes sont regroupés dans la catégorie "autres".

2.4 Erreur systématique dans les mesures de longueur, et taille des poissons

D'autres études traitant des erreurs de mesures de longueur des poissons (Rothschild 1966; Joseph et Calkins 1969; Josse et al. 1979) permettaient de soupçonner l'existence, dans les données, d'erreurs de mesure systématiques variant avec la taille des poissons. On a analysé

1. Sauf indication contraire, le terme "moyenne" désignera ici la moyenne arithmétique simple par opposition à la moyenne "restreinte" obtenue par pondération.

FIGURE 1. DISTRIBUTION DES ACCROISSEMENTS DE LONGUEUR DES BONITES RESTEES EN LIBERTE DE 0 A 7 JOURS



cette possibilité en utilisant une méthode fondée sur le modèle suivant. En supposant que le biais puisse être représenté comme une fonction linéaire de la taille du poisson, on a :

$$L_1 = a_1 + b_1 \widehat{L}_1 + e_1 \quad (5)$$

$$L_2 = a_2 + b_2 \widehat{L}_2 + e_2 \quad (6)$$

où L_1 et \widehat{L}_1 sont respectivement les longueurs vraies et mesurées au lâcher ; L_2 et \widehat{L}_2 les longueurs vraies et mesurées à la recapture ; a_1 , b_1 , a_2 , et b_2 des constantes ; et e_1 et e_2 sont les termes d'erreur. Si $L_1 = L_2$ pour les poissons restés en liberté de 0 à 7 jours, alors :

$$\widehat{L}_1 = A + B \widehat{L}_2 + E \quad (7)$$

$$\text{où } A = (a_2 - a_1) / b_1$$

$$B = b_2 / b_1$$

$$\text{et } E = (e_2 - e_1) / b_1$$

Lorsqu'on connaît a_1 et b_1 , a_2 et b_2 peuvent être déduits des paramètres A et B obtenus par régression. De même, si l'on connaît a_2 et b_2 , on peut alors calculer a_1 et b_1 .

Si aucune de ces constantes n'est connue à l'avance, il faut procéder par hypothèse. On suppose que les longueurs à la recapture mesurées par les chercheurs à bord du navire de recherche (à 0,50 cm près, sur une table de mesure, aussitôt après les opérations de pêche, généralement pendant une période de calme relatif) sont sans biais ; donc, pour cette source particulière de recapture, $a_1 = 0$ et $b_1 = 1$. Cette hypothèse permet d'estimer les paramètres du biais pour chaque marqueur. Dès qu'on connaît les paramètres des marqueurs, on peut estimer ceux de recapture pour les autres catégories de crédibilité.

3.0 RESULTATS ET DISCUSSION

3.1 Distribution des accroissements de 0 à 7 jours

L'étude de la distribution des accroissements de la longueur des poissons recapturés dans les 7 jours suivant le marquage (Figure 1) permet d'évaluer les caractéristiques statistiques et la qualité des données. Les accroissements enregistrés dans ce groupe s'inscrivent dans une large fourchette : de -26,0 cm à 14,9 cm. La moyenne est 0,02 cm et la médiane 0,00 cm, révélant une absence de biais dans les erreurs combinées des mesures au lâcher et à la recapture, toutes tailles de poissons confondues. L'écart-type de l'échantillon pour les accroissements de 0 à 7 jours est de 3,11 cm. Cette mesure exagère toutefois la dispersion, car la distribution présente un aplatissement positif qui est visible dans la figure 1. Diverses statistiques ont confirmé ce phénomène (aplatissement de l'échantillon ; le rapport entre l'étendue des 95 pour 100 et celle des 67

pour 100, etc.), et un test du chi-carré de validité de l'ajustement rejette l'hypothèse de normalité à $p < 0,001$. Quoique souvent ignorée, la présence de l'aplatissement exerce une incidence défavorable sur l'estimation habituelle de la valeur moyenne; ce problème est abordé ci-dessous.

La moyenne restreinte des accroissements de 0 à 7 jours est de 0,13 cm. L'écart-type calculé d'après la variance de la moyenne restreinte est de 1,43 cm, alors que celui de l'échantillon (calculé sur la moyenne simple) est de 3,11 cm, illustrant la façon dont cette dernière mesure exagère la dispersion de la plus grande partie des données en raison de la présence d'un nombre assez limité de valeurs élevées. On peut estimer le degré de "contagion" de l'échantillon par ces valeurs élevées d'après la proportion d'observations présentant des valeurs supérieures à deux fois l'écart-type calculé par la variance de la moyenne restreinte. Cette proportion est de 9 pour 100; comme dans des conditions de normalité parfaite cette proportion ne serait que de 5 pour 100, ceci suggère un degré de contagion de 4 pour 100 au moins. Toutefois, l'écart-type calculé par la variance de la moyenne restreinte est lui-même influencé par les valeurs extrêmes (quoique dans une moindre mesure que l'écart-type de l'échantillon non restreint); aussi l'écart-type des accroissements de 0 à 7 jours (théoriquement) non contaminés est-il probablement inférieur à 1,43 cm et le degré de contagion supérieur, probablement entre 5 et 10 pour 100.

3.2 Variance des accroissements de 0 à 7 jours selon les marqueurs et les sources de récupération

Le tableau 2 donne la moyenne (soit la moyenne simple, soit la moyenne restreinte) et l'écart-type des accroissements de 0 à 7 jours selon le marqueur et le code de crédibilité de la mesure à la recapture. L'écart-type varie de 0,47 cm à 13,43 cm, suggérant que les données sont plus précises pour certaines combinaisons de codes de crédibilité et de marqueur que pour d'autres. Les longueurs à la recapture mesurées par les scientifiques à bord du navire de recherche sont uniformément plus précises, et celles de la catégorie "autres" sont mauvaises. Les données des "co-entreprises locales", "autres sources fiables" et "vérifiées par pesée" sont de qualité intermédiaire. Aucune différence quant à la fiabilité des mesures de longueur au lâcher n'apparaît parmi les marqueurs, sauf pour "A" qui est généralement plus précis.

3.3 Erreur systématique dans les mesures de longueur au lâcher et taille des poissons

On a constaté, à l'occasion des ajustements préliminaires au modèle d'erreur systématique de mesure, qu'une dissymétrie des accroissements extrêmes entre 0 à 7 jours, changeant de sens selon la taille du poisson, bouleversait les résultats. Une fois les données traitées en éliminant tous les accroissements supérieurs à 4 cm en valeur absolue, la dissymétrie se trouve sensiblement réduite. Sans l'exclusion de ces données, il est impossible de distinguer, d'après les paramètres de régression, le biais dû à des événements périodiques réguliers et celui introduit par des mesures de faible probabilité radicalement erronées. Comme la méthode de la moyenne restreinte donne moins de poids aux valeurs extrêmes en général, l'omission, pour l'étude du biais, des accroissements extrêmes entre 0 et 7 jours n'a pas de conséquence sérieuse sur l'estimation des taux de croissance.

Les ajustements au modèle ont été recalculés en vue de déterminer le biais introduit au marquage pour différents emplacements pour lesquels on disposait de données, en excluant les accroissements supérieurs à 4 cm en valeur absolue, la présence ou l'absence de biais étant déterminée en testant la pente de l'équation 7 pour déterminer toute différence par rapport à 1. Si l'on postule l'absence de biais pour toutes les mesures de longueur à la recapture effectuées à bord du navire de recherche, on constate que tous les marqueurs sont sans biais, partout sauf en Nouvelle-Zélande, où chacun des trois marqueurs pour lesquels on possède des données, présente un biais significatif.

TABLEAU 2. RESUME DES ACCROISSEMENTS DE 0 A 7 JOURS PAR MARQUEUR ET CODE DE CREDIBILITE DE LA RECAPTURE. Taille de l'échantillon (n), accroissement moyen (x) en cm, et écart-type (sd) en cm. Les moyennes restreintes sont marquées d'un astérisque.

Marqueurs		Code de recapture				
		Navire de recherche de la CPS	Co-entre-prises locales	Autres sources fiables	Vérifiées par pesée	Autres
A	n	29	13	3	28	0
	x	-0,15*	0,15	-2,70	-0,32*	-
	sd	0,47	1,61	3,57	1,03	-
B	n	58	64	46	40	3
	x	-0,10*	0,38*	-0,13	0,04	-2,83
	sd	0,85	2,24	1,02	1,13	0,29
C	n	60	94	90	46	1
	x	-0,31*	0,33*	-0,15*	-0,56	-6,00
	sd	0,81	1,80	1,42	1,57	-
D	n	82	115	145	48	14
	x	0,16*	0,99	0,38*	0,36*	-9,85
	sd	0,97	2,13	1,21	1,22	13,43
Autres	n	50	161	0	29	12
	x	0,06*	0,14*	-	0,41	-1,96*
	sd	0,84	1,89	-	1,11	10,51

3.4 Erreur systématique dans les mesures de longueur à la recapture et taille des poissons

On a évalué le biais des longueurs à la recapture pour la catégorie "autres sources fiables" par deux méthodes car, à une exception près, tous les poissons recapturés entre 0 et 7 jours et appartenant à cette catégorie avaient été marqués en Nouvelle-Zélande. Partant de l'hypothèse que les mesures des marqueurs de Nouvelle-Zélande étaient biaisées, la droite de régression de L_2 en L_1 a été calculée sur les valeurs ajustées de L_1 ; puis, partant de l'hypothèse que les mêmes mesures étaient sans biais, on a procédé au calcul de régression sur les valeurs observées de L_1 . Dans les deux cas, on obtient un biais significatif (tableau 3).

TABLEAU 3. PARAMETRES DU BIAIS DES MESURES DE LONGUEUR A LA RECAPTURE SELON LES CODES DE "CREDIBILITE" DE LONGUEUR A LA RECAPTURE, ET BIAIS PREVISIBLE. Le biais pour les "autres sources fiables" a été déterminé sur des données ajustées et non ajustées pour tenir compte d'un éventuel biais dans les mesures au marquage en Nouvelle-Zélande.

Code de crédibilité de la longueur à la recapture	Taille de l'échant- illon	Biais prévisible ($\widehat{L}_2 - L_2$) selon la longueur à la recapture (cm)						
		a_2	b_2	30	40	50	60	70
Autres sources fiables, ajustées	223	-21,80	1,45	8,27	3,76	-0,75	-5,26	-9,77
Autres sources fiables, non ajustées	223	-11,89	1,25	4,45	1,97	-0,51	-2,99	-5,47
Co-entreprises locales	399	-4,21	1,08	1,96	1,21	0,46	-0,29	-1,04
Vérifiées par pesée	189	-3,26	1,06	1,34	0,70	0,06	-0,58	-1,22

Le biais pour les catégories "co-entreprises locales" et "vérifiées par pesée" est déterminé par régression de \widehat{L}_1 et \widehat{L}_2 en supposant que les longueurs au marquage sont sans biais, puisqu'un petit nombre de ces poissons ont été marqués en Nouvelle-Zélande. Les deux cas mettent en évidence un biais significatif (tableau 3).

Le sens du biais est toujours le même pour les trois catégories biaisées de crédibilité de longueur à la recapture et les trois marqueurs biaisés de Nouvelle-Zélande, à supposer que leur biais soit authentique. Le tableau 3 montre que les poissons dont la taille est supérieure à 50 cm sont généralement sous-estimés, tandis que les poissons de taille inférieure à 50 cm sont surestimés. Comme la longueur moyenne des poissons marqués est de 50,4 cm, on est en présence d'un effet de "tendance centrale".

4.0 CONCLUSIONS

On constate que les accroissements de longueur des poissons restés en liberté de 0 à 7 jours sont sans biais, avec un écart-type de 1,43 cm. Cinq à dix pour cent des données présentent des erreurs beaucoup plus importantes et leur distribution est asymétrique pour ce qui est de la longueur. On a estimé que, dans ces conditions, la moyenne restreinte était un estimateur de la tendance centrale plus efficace que la moyenne, et une étude de simulation corrobore cette thèse.

Il a été établi que la précision des mesures de longueur à la recapture varie généralement selon la source de recapture - les plus

précises étant celles des scientifiques du Programme bonite. Le biais des mesures au lâcher constaté selon les marqueurs n'est pas significatif, sauf peut-être pour la Nouvelle-Zélande. Par contre, les mesures de longueur à la recapture présentent un biais significatif pour toutes les catégories de recapture autres que celles faites par le navire de recherche du Programme bonite. L'effet de tous les cas de biais significatif est de réduire l'accroissement apparent de longueur.

BIBLIOGRAPHIE

- JOSEPH, J. et T.P. CALKINS (1969). Population dynamics of the skipjack tuna (Katsuwonus pelamis) of the eastern Pacific Ocean. Inter-American Tropical Tuna Commission Bulletin 13:1-273.
- JOSSE, E., J.C. LE GUEN, R.E. KEARNEY, A.D. LEWIS, B.R. SMITH, L. MAREC et P.K. TOMLINSON (1979). Croissance des bonites à ventre rayé. Document occasionnel No.11, Commission du Pacifique Sud, Nouméa, Nouvelle-Calédonie, 83 pp.
- KEARNEY, R.E. et R.D. GILLET (1984). Méthodes utilisées par le Programme d'étude et d'évaluation des stocks de bonites pour marquer les bonites et autres thonidés. pp. 19-43 dans Kearney, R.E. (éd.), Méthodes utilisées par la Commission du Pacifique Sud au titre du Programme d'étude et d'évaluation des stocks de bonites et de poissons-appâts. Programme d'évaluation des thonidés et marlins, Rapport technique No.7, Commission du Pacifique Sud, Nouméa, Nouvelle-Calédonie.
- KLEIBER, P. et C.A. MAYNARD (1984). Méthode de traitement des données du Programme d'étude et d'évaluation des stocks de bonites. pp. 113-126 dans Kearney, R.E. (éd.), Méthodes utilisées par la Commission du Pacifique Sud au titre du Programme d'étude et d'évaluation des stocks de bonites et de poissons-appâts. Programme d'évaluation des thonidés et marlins, Rapport technique No.7, Commission du Pacifique Sud, Nouméa, Nouvelle-Calédonie.
- MOSTELLER, F. et J.W. TUKEY (1977). Data analysis and regression. Addison-Wesley Publishing Co., Reading, Massachusetts, Etats-Unis d'Amérique.
- PROGRAMME BONITE (1981). Résultats des analyses des données sur la croissance des bonites - un aperçu par le Programme bonite. Document de travail No.11, Treizième Conférence technique régionale des pêches, Nouméa, Nouvelle-Calédonie, 24-28 août 1981, Commission du Pacifique Sud, Nouméa, Nouvelle-Calédonie, 11 pp.
- ROTHSCHILD, B.J. (1966). Estimates of growth of skipjack tuna (Katsuwonus pelamis) in the Hawaiian Islands. Proceedings of the Indo-Pacific Fisheries Council 12(2):100-111.
- SCHAEFER, M.B., B.M. CHATWIN et G.C. BROADHEAD (1961). Tagging and recovery of tropical tunas, 1955-1959. Inter-American Tropical Tuna Commission Bulletin 5:341-455.