

Analyse des Taux de Décroissance Numérique des Listaos marqués en Atlantique Est

FRANÇOIS XAVIER BARD

Centre de Recherches Océanographiques, B.P. V 18, Abidjan, Côte d'Ivoire

Les différentes expériences de marquage de listaos en Atlantique est, de 1980 à 1982 sont passées en revue. De par l'existence de divers biais affectant, soit les taux de recaptures totaux, soit la pente des courbes de décroissance, toutes les expériences ne sont pas directement comparables. En conséquence l'analyse subséquente a porté sur les marquages effectués en 1980 et 1981 par le Japon dans le golfe de Guinée. En utilisant une méthode particulière, on arrive à estimer une mortalité par pêche d'une composante partielle du recrutement, l'effectif correspondant recruté, et un coefficient comprenant la mortalité naturelle, un taux d'émigration et divers taux de pertes liés au port des marques. Toutefois ces trois dernières valeurs ne peuvent pas être séparées facilement.

A number of tagging experiments are reviewed which were conducted on skipjack in the east Atlantic between 1980 and 1982. Because of various biases affecting sometimes the total rate of recapture, sometimes the slope of decreasing returns, not all the experiments are directly comparable. As a result the subsequent analysis bears only on tags released in 1980 and 1981 by Japan in the Gulf of Guinea. By utilizing a certain method, one is able to estimate fishing mortality from a partial component of recruitment, the corresponding numbers recruited, and a coefficient comprising natural mortality, rate of emigration, and various rates of loss associated with tags. These last three values are not easily separated.

Se examinan varios ensayos de marcado de ejemplares de listado llevados a cabo en el Atlántico Este, de 1980 a 1982. Debido a la existencia de diversos problemas de sesgo que a veces afectan a la tasa total de recaptura, y en algunos casos a la inclinación de las curvas de crecimiento, no se puede hacer una comparación directa de todos los experimentos. En consecuencia, el análisis se ha llevado a cabo a partir del marcado efectuado por Japón en el Golfo de Guinea en 1980 y 1981. Utilizando un determinado método, se puede llegar a estimar una mortalidad por pesca a partir de un componente parcial de reclutamiento, el número correspondiente de peces reclutados, y un coeficiente que comprende la mortalidad natural, tasa de emigración y diversas tasas de pérdidas que afectan a peces portadores de marcas. Estos tres últimos valores no pueden desglosarse fácilmente.

1. Principe

Les marquages de listao (*Katsuwonus pelamis*) effectués lors du Programme Listao avaient trois objectifs: connaissance de la croissance, des migrations et des taux d'exploitation. Ce troisième objectif est certainement le plus difficile à atteindre, car l'estimation des effectifs de poissons repris est affectée de certains biais. De plus les expériences de marquage de listaos effectuées par divers pays sont disparates de par les époques et les lieux. Il s'y ajoute le problème de l'émigration possible vers les zones du large de l'océan Atlantique, où il n'y a pas de pêche au listao.

L'objectif de ce travail est donc précis et restreint: pouvoir estimer les taux de mortalité par pêche et éventuellement d'émigration dans une zone de l'Atlantique est de façon à infirmer ou confirmer les paramètres déduits des modèles analytiques, en particulier les effectifs moyens des listaos dans la zone considérée.

2. Les Contraintes

Si les poissons marqués se dispersent aléatoirement parmi les listaos non marqués, leur effectif croîtra en fonction du temps selon une loi exponentielle gouvernée par les différents taux de mortalité qui affectent la population de listaos non marqués. Les recaptures pour l'intervalle de durée t suivent la loi de Baranov

$$r_i = \frac{N_i F_i (1 - e^{-Z_i t})}{Z_i} \quad (1)$$

avec N_i = effectif de poissons marqués vivants au début de l'intervalle i , Z_i étant le taux de mortalité totale, F_i le taux par pêche.

Mais des erreurs systématiques affectent cette équation. On les classe généralement en trois types (Ricker 1975). On peut toutefois les identifier et chercher à les corriger par des coefficients issus d'expériences auxiliaires. Dans le cas des marquages de listao, ces trois sources d'erreurs existent.

Les erreurs de type 1 affectent les effectifs réels de marques recapturées indépendamment du temps. Leur source est la perte des marques par mort du poisson lors de l'opération de marquage elle-même, la chute de la marque juste après la pose, les défauts systématiques de renvoi par les découvreurs.

Les erreurs de type 2 affectent les taux de retours de marques en fonction du temps. Elles sont dues à l'effet du port de la marque sur le poisson, à l'émigration, à la chute des marques continuellement dans le temps.

Les erreurs de type 3 sont une éventuelle conjonction des deux premiers types d'erreurs. Elles sont les plus difficiles à corriger car elles affectent donc à la

fois les effectifs et les taux de retour. Cela pourrait se produire pour les listaos lorsque les proportions de marques renvoyées varient dans le temps. De par le réseau complexe des pêches et commercialisation des listaos en Atlantique ceci est possible, surtout lors des premières expériences.

La nomenclature des coefficients correctifs que nous utiliserons par la suite peuvent être alors résumés comme suit.

Erreurs de type 1

π = proportion de poissons survivant à l'opération de marquage.

ρ = proportion de marques restant fixées après l'opération de marquage.

β = proportion de marques retournées avec des informations utilisables. Nous l'appellerons : facteur humain.

Erreurs de type 2

G = taux de mortalité dû au port de la marque

L = taux de chute des marques

E = taux d'émigration

Ces coefficients sont instantanés et donc sont sommables. On a alors:

$$X = G + L + E$$

En incluant M la mortalité naturelle,

$$X' = X + M$$

En incluant F la mortalité par pêche,

$$Z' = X' + F$$

En utilisant ces notations, l'équation (1) devient:

$$r_i = \frac{N_i F_i (1 - e^{-Z' t_i})}{Z'_i} \quad (2)$$

$$\text{avec } N_0 = N_p \pi \beta \rho \quad (2')$$

où N_p est le nombre de marques posées. C'est cette équation 2 que nous allons utiliser par la suite.

De plus, il est nécessaire de corriger les recaptures par les efforts de pêche s'ils ne sont pas constants (Gulland 1963). Or l'effort de pêche effectif sur les listaos en Atlantique demeure problématique (Fonteneau, "Effort de pêche", le présent volume). Cette correction n'est donc pas possible.

Enfin, dans la plupart des cas examinés, les recaptures sont au moins attribuables à un mois précis. Le mois écoulé sera donc l'unité de temps utilisée dans la suite des calculs, ou plutôt des périodes égales de 30 jours.

3. Les Données

La Table 1 résume les marquages effectués en Atlantique en 1980-82 pour les listaos, et aussi de jeunes albacores (*Thunnus albacares*) et patudos (*Thunnus obesus*). La majorité des marquages a eu lieu en Atlantique est. Le taux moyen de recaptures est de 11,5%, ce qui est assez élevé si l'on compare aux 4,6% de la South Pacific Commission (SPC 1981c).

Table 1. Résultats généraux des marquages 1980-1982.

Pays	Année de marquage	Espèces ^a et Effectif						% Bruts de recaptures
		Marqués			Recapturés			
		LI	AL	PA	LI	AL	PA	
Brasil	1981	52	0	0	?			
Cap Vert	1981	2485			71	0	0	2,86
	1982	4552	14	0	723	0	0	15,86
Côte d'Ivoire	1980	195	(899) ^b		11	(110) ^b		5,64
	1981	909	(3555) ^b		60	(552) ^b		6,60
Corée	1981	175	224	0	1	5	0	0,57
	1982	170	149	0	4	3	0	2,35
Cuba	1981	591	0	0	2	0	0	0,34
Espagne	1979	74	1	0	7	0	0	9,45
	1980	437	0	0	103	0	0	23,57
	1981	701	0	0	101	0	0	14,41
	1982	1829	14	0	282	0	0	15,42
Japon	1980	5976	1042	946	448	84	73	7,50
	1981	7000	0	519	747	0	37	10,67
Sénégal	1980	119	98	240	8	7	5	3,49
	1981	1391	699	432	160	29	21	11,50
	1982	2794	2	0	928	0	0	33,21
Portugal	1981	11	0	0	3			27,27
	1982	92			4			4,34
USA	1980	1412	166	0	6	3		0,08
URSS	1981	119			3			2,52
	1982	874			3			3,43
Total	1980-1982	31974		9198	3675		929	11,49

^a LI = Listao, AL = Albacore, PA = Patudo

^b Deux espèces ensemble

Cependant les taux sont très variables selon les pays, zones et années. Pour le but recherché seules les expériences avec des effectifs recapturés suffisamment importants (plus de cinquante), et des temps de lâcher brefs (de moins de deux mois) sont utilisables.

Dix expériences répondent à ces critères. Ce sont celles du Cap-Vert en 1981, 1982, de la Côte d'Ivoire

Table 2. Effectifs de listaos marqués recapturés par période de 30 jours écoulés. Les totaux peuvent différer de la Table 1, car les recaptures ne sont pas toujours attribuables à un mois précis.

Campagnes	Effectif marqué	Période de 30 jours écoulés																				TOTAL	
		0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19		20
Canaries 1980	437	69	29	4	2	1								2	2	1							110
Canaries 1981	701	50	41	8	1	1																	101
Canaries 1982	1829	103	107	67	5																		282
Cap Vert 1981	2485	48	19					1	2		1												71
Cap Vert 1982	4552	704	19																				723
Côte d'Ivoire 1982	577	24	11	2	0	1	0	1	0	0	1	0	1	1									42
Japon 1980	5976	94	74	32	38	32	12	13	10	8	6	3	1	2	6	6	6	3	0	1	1	348	
Japon 1981	7000	153	106	97	64	50	64	45	15	10	17	22	10	9	4	7	9	1	2	1	2	1	689
Sénégal 1981	1391	131	17	2	3					2	3		1										159
Sénégal 1982	2794	726	119	21	48	1	2																917

en 1981, de l'Espagne en 1980, 1981, 1982, du Japon en 1980, 1981, du Sénégal en 1981, 1982.

Pour ces expériences sélectionnées, les recaptures par mois écoulés ont été calculées. Au cas où le jour de recapture exact n'était pas connu, on lui attribue le 15 du mois. Les effectifs sont ainsi résumés en Table 2. On constate que dans la majorité des cas les effectifs de recaptures diminuent très vite. Une exception notable est celle des listaos marqués par le Japon. Les effectifs marqués sont élevés, et des recaptures ont eu lieu jusqu'à vingt mois après le marquage.

Les localisations de ces expériences de marquage ont une importance. La Figure 1 montre celles-ci en relation avec les tendances migratoires des listaos telles qu'elles ont été mises en évidence lors du Programme Listao.

Avant de procéder à toute tentative de correction des pertes évoquées, il semble bon de porter les logarithmes des recaptures brutes en fonction du temps. Si tous les paramètres des équations (1) et (2) sont constants, les logarithmes des recaptures doivent s'aligner sur une droite de pente Z' . Les Figures 1, 2 et 3 représentent ceci.

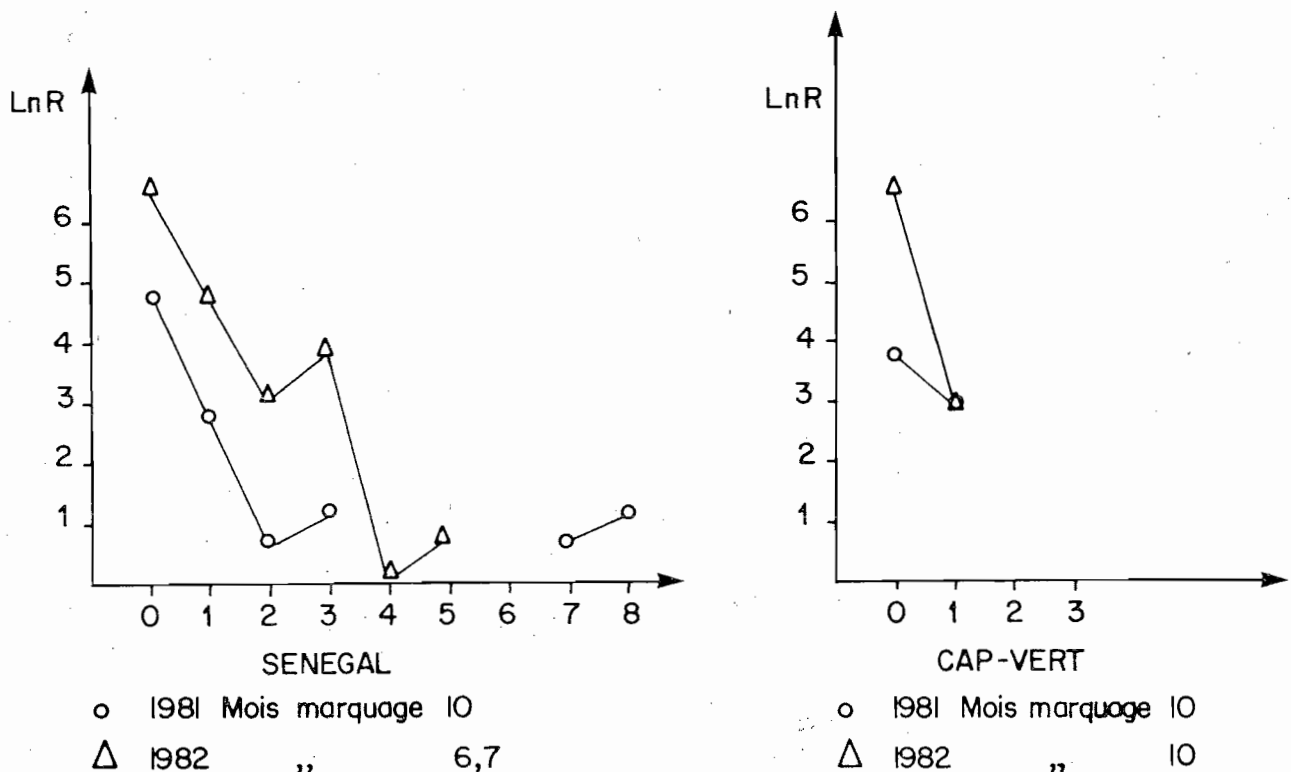


Figure 1. Logarithmes des recaptures (LnR) en fonction des mois écoulés pour le Sénégal et le Cap-Vert. (D'après Cayré et al. "Analyse des données de marquages", le présent volume).

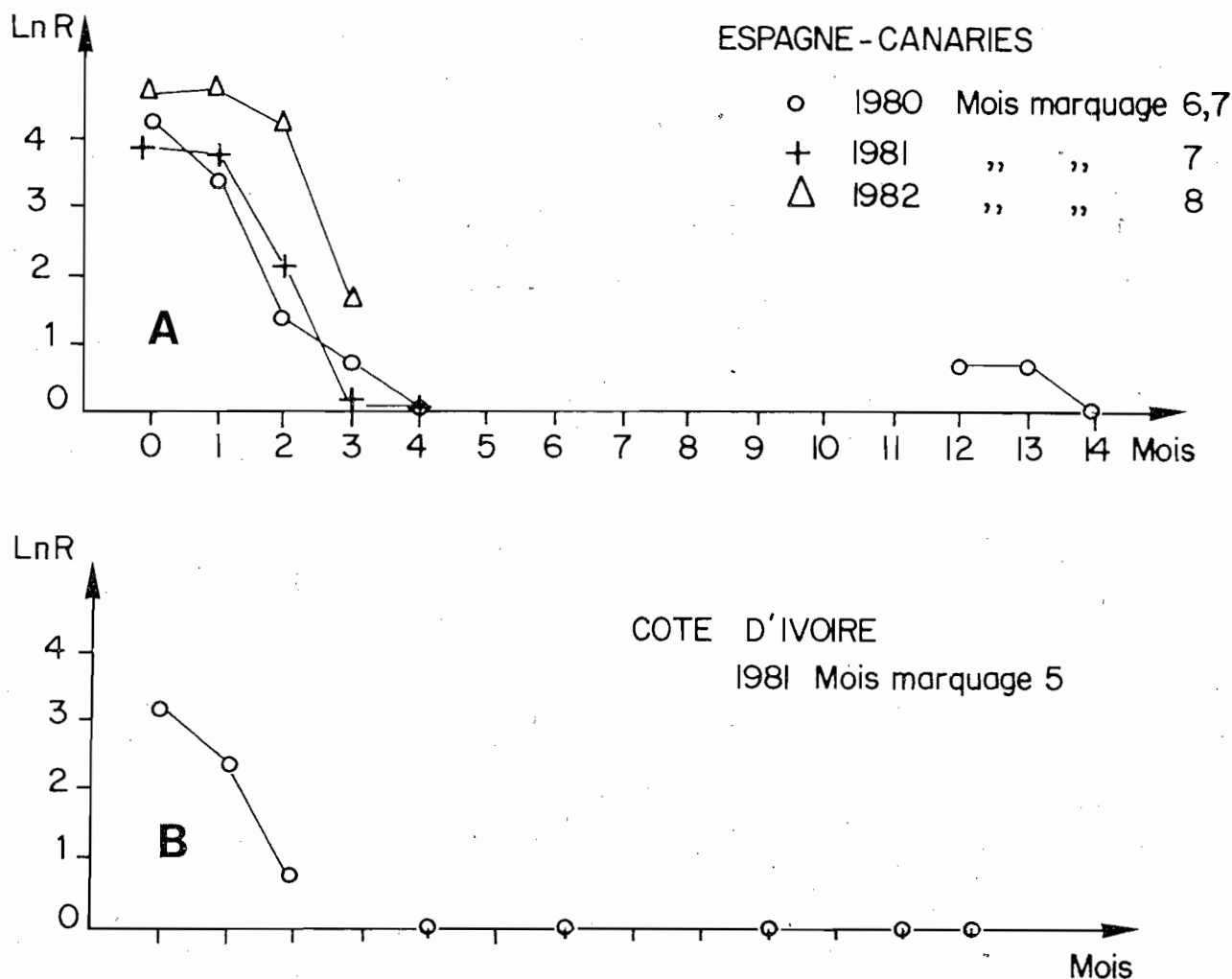


Figure 2. Logarithmes des recaptures (LnR) en fonction des mois écoulés pour les Canaries (A) et la Côte d'Ivoire (B).

On constate certaines différences, selon les expériences:

— Les marquages effectués par le Sénégal et le Cap-Vert en zone tropicale nord présentent des courbes de recaptures à pente très forte. Ceci a été comparé aux données des captures commerciales en nombre dans cette zone par Cayré et al. ("Analyse des données de marquages", le présent volume). Ils concluent à une émigration rapide hors de la zone de pêche de la population marquée, remplacée par une immigration de listaos de même taille d'une autre population. Une confirmation a été récemment fournie par la recapture au milieu de l'Atlantique dans une zone très rarement pêchée d'un listao marqué par le Sénégal.

Les marquages des Canaries (Figure 2A) présentent ces courbes en plus complexes, avec probablement un séjour de quelques mois lié à un "effet d'île"; une émigration très rapide a lieu par la suite. Quelques retours après une année existent.

Le marquage de la Côte d'Ivoire (Figure 2B) indique également une émigration rapide; des retours à long terme sont faibles et irréguliers.

Dans tous ces cas, l'existence d'une pente prononcée peut s'expliquer par une émigration hors de la zone d'action des thoniers. On peut espérer en tirer des taux bruts d'émigration en comparant aux effectifs des captures. Mais l'analyse fine reste problématique.

Il en est tout autrement des marquages effectués par le Japon. Ils présentent les caractéristiques suivantes:

- Effectifs de recaptures à long terme, élevés.
- Dispersion apparemment rapide des listaos marqués (Table 3), et grande régularité du taux de décroissance des retours lors des sept premiers mois.

Table 3. Mois d'arrivée de listaos marqués selon les compartiments définis en Figure 5.

Année	1980					1981					1982					1983											
	Mois	A	S	O	N	D	J	F	M	A	M	J	J	A	S	O	N	D	J	F	M						
Mois de Marquage	+ +																										
											X X																
ZONE DE MARQUAGE																											
Cap Lopez	+ + + + +					+ + + + +					X X X X X X X X					+ +											
Ghana	+ + + + +															+ + + + +					X X		X				
Cap Palmes	+ + + + +															X X X X X X X											
Liberia	+ + + + +					+ + + + +					+ + + + +					X X X X X X X					X X		X X X X				
Sénégal											+ + + + +					+ + + + +					X X X X X X X						
Angola																					X						

Les symboles cruciformes indiquent la recapture d'au moins une marque dans les compartiments lors des mois indiqués (+ marquage 1980, X marquage 1981).

— Remarquable similarité des résultats de 1980 et 1981.

En outre les marquages ont été effectués dans le courant principal de migration est-ouest des listaos, qui ne quittent ainsi la zone de pêche principale que tardivement (Fig. 4). Toutefois les taux de recapture passés huit mois sont irréguliers dans le temps (Fig.

3). Ceci peut être attribué à des variations de la capturabilité sur la période totale des recaptures, ou à une variation de l'effort de pêche des principales flottilles dont l'intérêt pour le listao varie dans le temps. Cet effort de pêche est difficile à quantifier (Fonteneau, "Effort de pêche", le présent volume), et une correction précise par les efforts de pêche effectifs n'est pas possible.

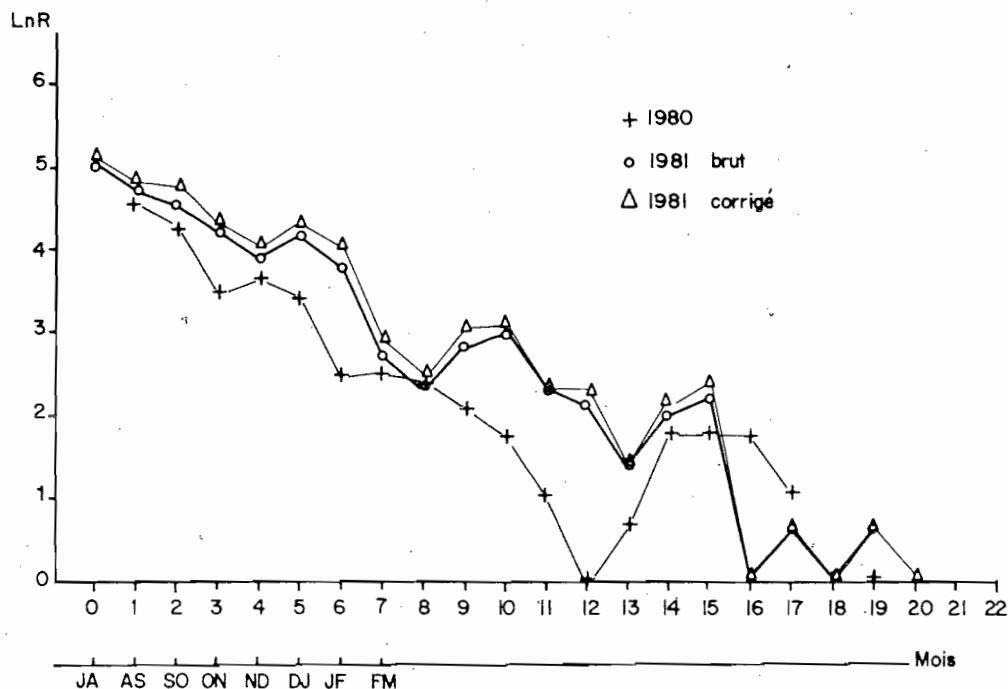


Figure 3. Logarithmes des recaptures en fonction des mois écoulés pour le Japon 1980, 1981. Des valeurs corrigées pour 1981 sont aussi portées (voir Table 6).

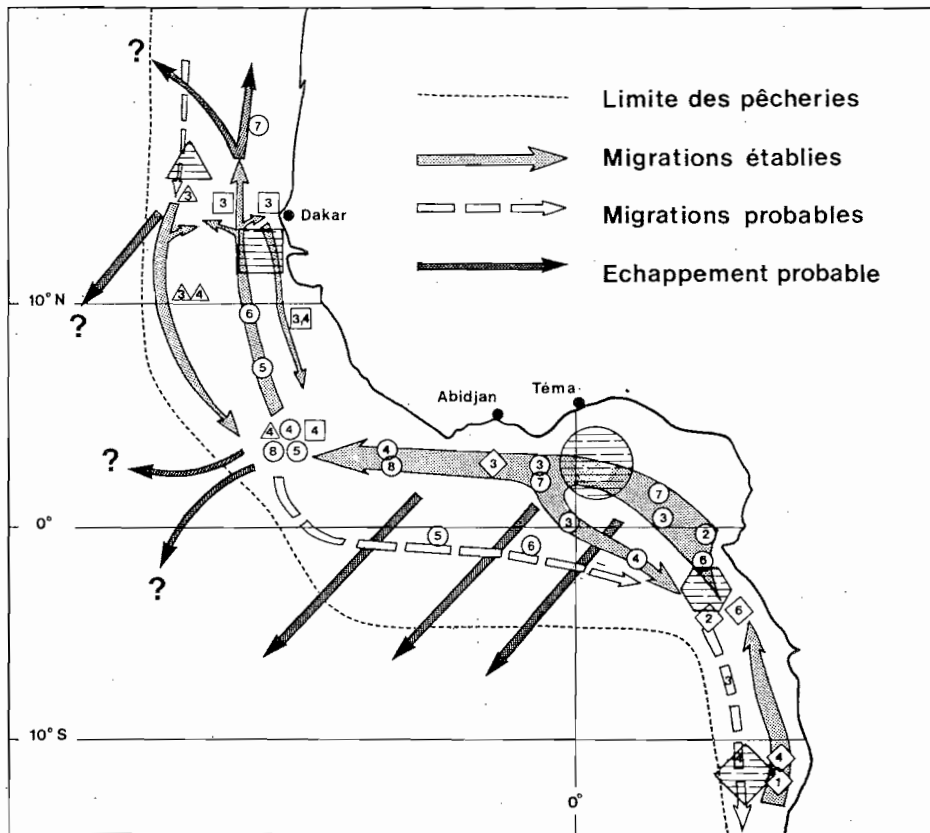


Figure 4. Localisation géographique des principaux marquages en Atlantique est, en relation avec les courants migratoires, tels qu'ils ont été établis lors du Symposium Listao (d'après Miyabe et Bard le présent volume).

Zone de marquage du Sénégal, carré strié.

Zone de marquage du Cap-Vert, triangle strié.

Zone de marquage de l'URSS, losange strié.

Zone de marquage du Japon, cercle strié.

Zone de marquage de la Côte d'Ivoire, hexagone strié.

Trimestre d'observation des listaos marqués par le Japon et la Côte d'Ivoire, chiffres dans cercles.

Trimestre d'observation des listaos marqués par le Sénégal, chiffres dans carrés.

Trimestre d'observation des listaos marqués par le Cap-Vert, chiffres dans triangles.

Trimestre d'observation des listaos marqués par l'URSS, chiffres dans losanges.

Trimestre d'observation des listaos d'après les données des pêcheries, chiffres non inclus dans un symbole.

Les trimestres sont indiqués par leur rang sur deux années consécutives où les listaos demeurent dans les pêcheries, mesurant de 40 à 60 cm.

Cependant les courbes de recapture des listaos marqués par le Japon restent les plus prometteuses dans le but annoncé au début, l'estimation des effectifs moyens de listaos dans le golfe de Guinée, et les paramètres de mortalité associés.

4. Corrections des Marquages du Japon 1980, 1981

4.1 LES ZONES GEOGRAPHIQUES

Les deux campagnes de marquage japonais ont eu lieu en août-septembre 1980, et juillet-août 1981 dans

le fond du golfe de Guinée (Kume et Kikawa 1982). Les listaos ont été récupérés par les canneurs basés à Tema (Ghana) et des senneurs basés à Abidjan (Côte d'Ivoire), voire Dakar (Sénégal).

L'étude des trajectoires de ces poissons marqués montre une dispersion principalement vers l'ouest et le sud-est (Figure 4). On peut schématiser cette dispersion des marques en utilisant des compartiments. Ce concept a été déjà justifié par Bard et al. (1983). Les compartiments définis sur la base des données des pêcheries sont représentés en Figure 5. On peut alors vérifier lors de quel mois les différents

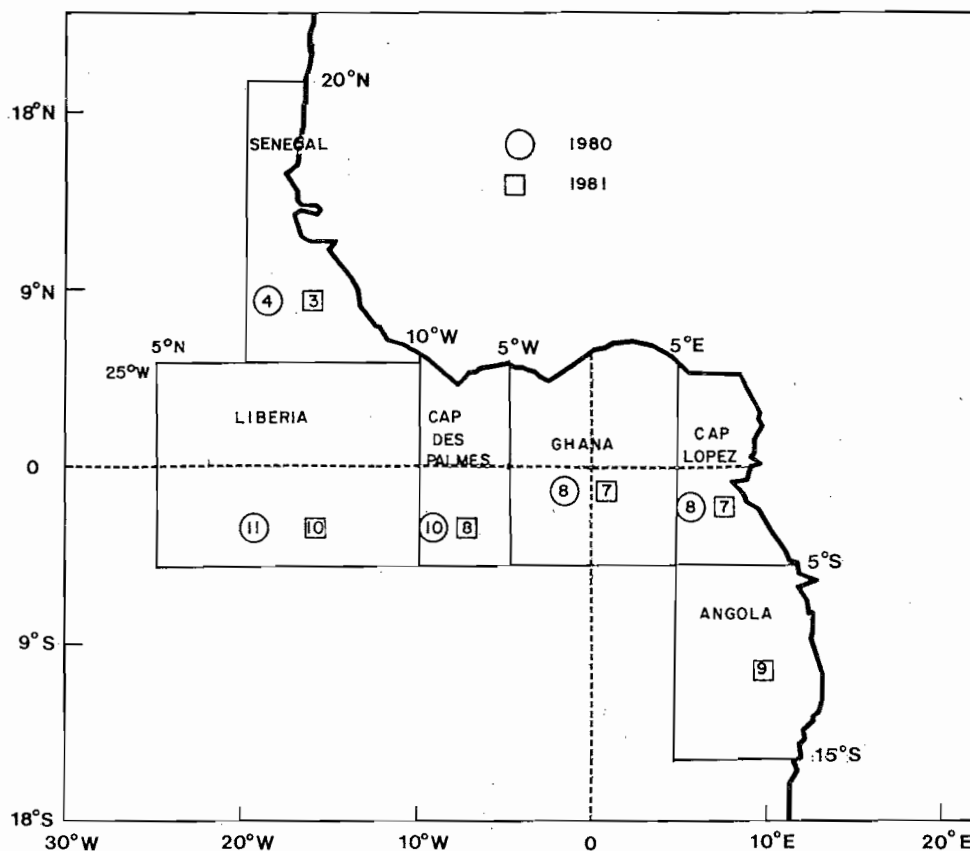


Figure 5. Compartiments utilisés pour l'analyse des migrations. Les chiffres portés sont les mois où apparaît pour la première fois une marque japonaise relâchée en juillet (1980), août (1980, 1981) et septembre (1981). Les relâchers ont eu lieu principalement dans le compartiment Ghana et en moindre mesure dans le compartiment Cap Lopez.

Les chiffres de mois de recapture dans la zone Sénégal sont des recaptures l'année suivant celle du marquage.

compartiments sont atteints par les poissons marqués (Fig. 5 et Table 3). Le résultat évident est que les listaos marqués sont présents dans les compartiments Cap Lopez, Ghana, dès le premier mois, et que la migration vers l'ouest amène des recaptures dans la zone Libéria en octobre de chaque année, via la zone Cap des Palmes. Le Sénégal n'est atteint que nettement plus tard, en mars, lors de la migration saisonnière nord tropicale. Les deux recaptures en Angola sont considérées comme négligeables.

Tout ceci définit bien une bande équatoriale 5°N, 5°S où tous les listaos marqués se retrouvent pendant

les six à sept premiers mois écoulés. Ce relatif isolement sera mis à profit pour évaluer le stock présent dans cette bande.

4.2 LE FACTEUR HUMAIN (β)

Ce problème est complexe, car l'efficacité des découvreurs varie selon les navires, canneurs ou senneurs, le port de premier débarquement, le port de destination finale. De plus un phénomène d'apprentissage semble avoir affecté les dockers de Téma et Abidjan, les principaux centres de récupération de listaos marqués dans le golfe de Guinée.

Table 4. Effectifs de marques récupérées selon les principaux ports, pour les marquages japonais de 1980 et 1981. Sur les effectifs totaux, 100 marques de 1980 et 58 marques de 1981 n'ont pu être attribuées à un mois précis.

(US PS = senneurs des USA. C Cong. = cargos congélateurs). Noter que les senneurs USA déchargent directement à Puerto Rico, et donc que les marques qu'ils portent ne sont pas soumises aux filtres des premiers ports de transbordement.

Année de Marquage	Effectif Rep-marqué	Rep-ris	Abidjan			Téma		Dakar			Puerto Rico			TOTAL
			Pont	Docker	Usine	Pont	Docker	Pont	Docker	Usine	US PS	C. Cong.	Divers Ports	
1980	5976	N	15	90	23	153	18	1	18	0	22	110	8	448
		%	0,25	1,50	0,38	2,56	0,30	0,02	0,30	0	0,37	1,84	0,13	7,50
1981	7000	N	55	257	18	227	64	8	6	5	65	34	8	747
		%	0,78	3,67	0,26	3,24	0,91	0,11	0,09	0,07	0,93	0,49	0,11	10,67

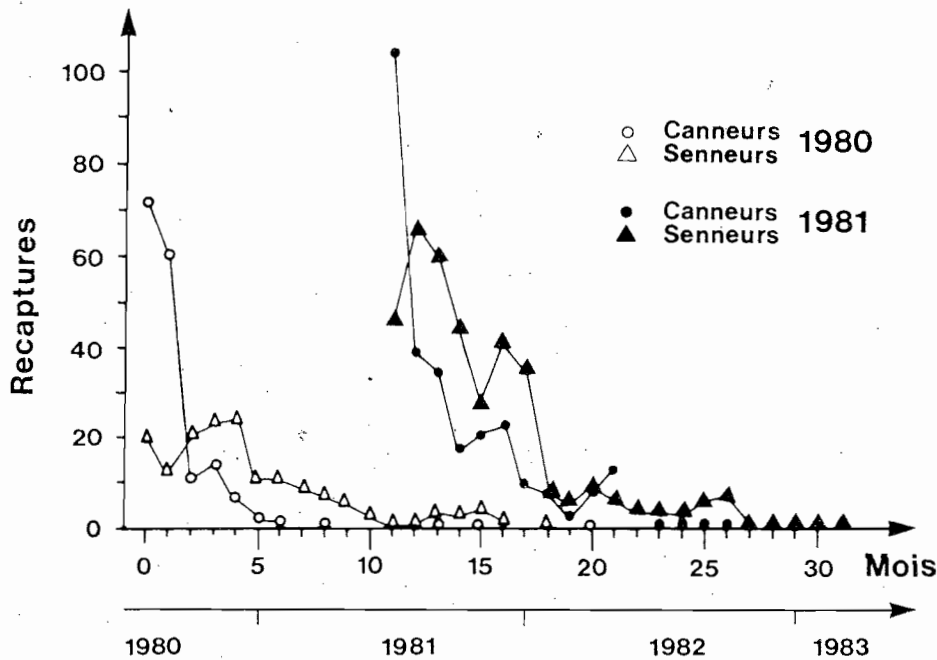


Figure 6. Retours de marques posées par le Japon en 1980, 1981 selon les deux grands modes de pêche, en fonction des mois écoulés.

Ceci apparaît déjà sur la Table 4 concernant les effectifs de marques récupérées selon les ports et selon les étapes de la transformation. Les taux de récupération à Puerto Rico, destination finale de la majorité des listaos après transbordement en cargos congélateurs, sont plus élevés en 1980 qu'en 1981, alors que c'est l'inverse pour les taux de récupération dans les ports de premier déchargement. Les chiffres des retours de 1980 ne sont donc pas directement comparables à ceux de 1981. Lorsqu'on étudie les retours de petits albacores et patudos marqués par la Côte d'Ivoire en 1980-1981 (Bard et al. 1983), ceci existe aussi.

Ce phénomène d'apprentissage se retrouve si l'on compare les retours mensuels selon les deux grands engins de pêche, senne ou canne, de 1980 à 1983 (Fig. 6). Les récupérations sur les canneurs, en majorité sur les ponts, ont été bonnes dès 1980, alors que pour les senneurs où les marques sont surtout retrouvées par les dockers, la proportion de retour est meilleure en 1981-1983. L'apprentissage a donc surtout affecté les reprises sur senneurs. On cherchera donc à corriger surtout les recaptures issues du marquage de 1981.

Il s'agit de calculer un coefficient dit efficacité (ϵ) qui est le rapport de marques entrant et sortant des diverses étapes de manipulation de listaos selon les ports. Ceci fonctionne comme des filtres. Pour ce faire, des "salages" ont été effectués sur des senneurs et des cargos congélateurs. Ceci a consisté à introduire des poissons de même taille porteurs d'un marque dans les cargaisons, soit en mer (thoniers), soit au port (cargos congélateurs). Les effectifs de

marques ainsi retournées permettent d'établir un taux d'efficacité des opérations de découverte. La Table 5 présente les résultats utilisables de ces expériences. Le détail de celles-ci et des conclusions complémentaires tirées de l'étude des retours particuliers aux usines d'Abidjan ont été commentés par Bard et al. (1983).

Table 5a. Récapitulation des salages effectués sur les thoniers FISM. (PR = Puerto Rico, AN = Abidjan, DK = Dakar). Total posé à Abidjan = 101, total récupéré 73, efficacité des dockers = 0,72.

Année	Thonier	No. posé	Premier port	Port final	Total repris
1981	1	10	6	AN	6
1981	2	19	11	AN	13
1981	3	21	15	AN	15
1981	4	17	11	AN	12
1982	5	19	18	AN	18
1982	6	15	12	AN	12
1981	7	20	9	DK	9

On distingue trois résultats majeurs:

- l'efficacité des dockers d'Abidjan travaillant sur des senneurs est $\epsilon = 0,72$ (Probabilité associée à un test χ^2 d'homogénéité = 0,13),
- l'efficacité totale des dockers et usines de Puerto Rico est très haute: $\epsilon = 0,92$ (Probabilité associée à un test χ^2 d'homogénéité = 0,25),
- lors des opérations de transbordement, de par la décongélation partielle des poissons, une chute supplémentaire des marques a lieu, dont le taux sera C.

Table 5b. Total posé sur cargo après 1980 = 62, total récupéré = 57, efficacité = 0,92.

Récapitulation des salages effectués sur des cargos congélateurs à destination de Puerto Rico. Cette destination comporte deux ports, Ponce et Mayaguez, dont le premier n'était pas correctement couvert en 1980 (Holzapfel, com. pers.). Le premier résultat n'est donc pas homogène aux quatre suivants et donc non utilisé dans les calculs.

Année	Cargo	No. posé	No. rec.	Port-final
1980	1	13	7	Puerto Rico (Ponce)
1981	2	16	16	P.R. (Mayaguez)
1981	3	15	13	P.R. (Mayaguez)
1981	4	11	11	P.R. (Mayaguez)
1982	5	20	17	P.R. Ponce

Or, il a été possible de vérifier l'origine de Téma ou Abidjan pour trente et une des trente-quatre marques récupérées à Puerto Rico venant par des cargos congélateurs en 1981, les trois dernières provenant d'autres ports. On a donc:

- pour Abidjan : 18 marques soit en affectant de $18/0,92 = 19,6$
- pour Téma : $13/0,92 = 14,1$

Avec ces éléments, en utilisant les chiffres de la Table 4, il est possible de calculer le taux de chute C et les efficacités de différentes étapes à Téma et Abidjan. Tout ceci suppose évidemment une constance des efficacités dans le temps. Comme déjà précisé il semble qu'il y ait eu un apprentissage des dockers en 1980, et donc les chiffres suivants se réfèrent à 1981 et au-delà.

On peut établir les équations de base suivantes tenant compte des filtres successifs.

A Abidjan nous avons:

$$(N_A - R_P - R_d - R_u)(1 - C) = R_{PR}/0,92$$

$$N_A - R_P = R_d/0,72$$

avec N_A : nombre total de marques arrivant à Abidjan; R_P : recaptures sur le pont; R_d : recaptures par les dockers; R_u : recaptures dans les usines; C: taux de chute dans les cargos, R_{PR} : recaptures à Puerto Rico d'origine Abidjan.

D'après les chiffres de la Table 4, on tire ainsi: $N_A = 412$ et $C = 0,76$.

A Téma nous avons

$$(N_T - R_P - R_d)(1 - C) = R_{PR}/0,92$$

avec N_T : nombre total de marques arrivant à Téma; R_P , R_d , R_{PR} et C ont la même signification que pour Abidjan. D'où on tire $N_T = 350$.

Les taux d'efficacités de ces diverses étapes sont alors:

Ville	Pont	Docker	Usine
Abidjan	0,13	0,72	1
Téma	0,65	0,52	

Ces chiffres sont cohérents, puisque les navires basés à Téma sont des canneurs où les thons sont capturés un par un. Les chances de détection des marques sont donc meilleures sur le pont des canneurs.

L'essentiel des listaos susceptibles de porter des marques japonaises a transité en 1980-1983 par Abidjan, Téma et en moindre mesure Dakar. Ces chiffres d'efficacité permettent donc de calculer le coefficient global β . Les efficacités des différents filtres de Dakar sont supposées égales à celles d'Abidjan.

Le calcul du coefficient β se fait alors de la façon suivante: pour une strate de recapture i , on applique un coefficient correctif K_i au vecteur des recaptures en fonction du temps $R_i(t)$; on a ainsi le vecteur des recaptures totales $R(t)$ avec:

$$R_i = \sum_i R_i(t) K_i$$

Les strates de recaptures et les coefficients K_i choisis sont alors:

- Pour Abidjan et Dakar: Pont $K_i = 1$,
Docker $K_i = 1/0,72$
- Pour Téma : Pont $K_i = 1$,
Docker $K_i = 1/0,52$

Ceci puisque les filtres "pont", "docker" sont successifs. Le rôle du filtre "usine" est ainsi éliminé tant à Abidjan et Dakar qu'à Puerto Rico.

Pour le cas particulier des senneurs des USA qui déchargent directement à Puerto Rico, on admet que toutes les marques sont récupérées. Leur contribution est mineure: (soixante-cinq marques, dont quinze non utilisables).

Le vecteur des recaptures globales ainsi corrigées $R(t)$ est porté en comparaison avec celui des recaptures brutes en Table 6 et Figure 3. On constate qu'il n'y a aucune différence entre les profils, ce qui correspond au fait que les vecteurs des recaptures par strates R_i sont relativement identiques.

Table 6. Comparaison des effectifs recapturés brut et corrigés pour l'expérience de marquage du Japon en 1981.

Mois	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20	Total
1981 brut	153	106	97	64	50	64	45	15	10	17	22	10	9	4	7	9	1	2	1	2	1	689
1981 corrigés	165	133	125	80	57	80	57	21	11	21	22	10	10	4	9	11	1	2	1	2	1	823

Les courbes de recaptures corrigées et non corrigées sont donc directement comparables; le rapport des effectifs totaux est une estimation de l'efficacité globale, pour l'expérience du Japon en 1981, soit

$$\epsilon = \frac{689}{823} = 0,84$$

Cette efficacité s'applique à l'effectif de marques attribuables à un mois de recapture précis. Une ultime correction tient compte des quantités de listaos débarqués directement en Espagne, sans aucun contrôle des recaptures. En 1981-1982, on l'estime à 5% des captures totales de listao en Atlantique est d'après l'Institut Espagnol d'Océanographie. Les ultimes envois à d'autres destinations sont négligeables. On a donc:

$$\beta_{1981-1983} = 0,84 \times 0,94 = 0,80$$

En ce qui concerne les recaptures issues de l'expérience de 1980, on a vu qu'il y a eu un phénomène d'apprentissage des dockers déchargeant les senneurs. Ceci serait une erreur de type 3, difficile à corriger.

L'ordre de grandeur de cette erreur peut s'apprécier en considérant le rapport des taux de recapture pour chaque expérience du Japon, sachant que les efforts nominaux en Atlantique Est ont peu varié de 1980 à 1983. Soit donc

Expérience	Année	Recap-		%	Rapport
		Marqués	turés		
Expérience	1980	5976	448	7,497	= 0,702
Expérience	1981	7000	747	10,671	

L'erreur risque donc d'être importante, et ceci amène à ne pas analyser plus avant les données de l'expérience 1980.

4.3 EVALUATION DE ρ ET π

Le coefficient ρ mesurant la chute immédiate des marques au marquage ne peut être estimé que par double marquage. Aucune expérience sur le listao n'a été faite en Atlantique, mais un certain nombre dans le Pacifique, avec les mêmes méthodes et types de marques. Il est donc possible de se référer aux

diverses expériences citées par la SPC (1981c) qui concluent à une valeur moyenne de $\rho = 0,90$, pour les thons en général.

La valeur de π , le taux de survie des poissons aux opérations de marquage, est plus difficile à établir. Cependant lors du marquage effectué en 1982 par le Sénégal un certain nombre de bancs bien individualisés ont été repris rapidement par des senneurs opérant à proximité. Les taux de recaptures ont donc pu être calculés banc par banc et sont élevés (Table 7). Un résultat analogue a été obtenu sur des thonidés juvéniles dans le golfe de Guinée.

Table 7. Recaptures de thons marqués par cas de bancs en moins de sept jours. Dans le cas 20, la recapture a été instantanée. (AL = albacore, PA = Patudo).

Cas	Marqués	Repris	%	Espèce	Lieu
1	32	12	37.5	Listao	Sénégal
2	718	258	35.0	"	"
3	34	9	26.5	"	"
4	24	11	45.8	"	"
5	544	200	36.8	"	"
6	40	9	22.5	"	"
7	142	58	40.8	"	"
8	253	106	41.9	"	"
9	44	26	59.1	"	"
10	72	19	26.4	"	"
11	71	18	25.4	"	"
12	34	6	17.7	"	"
13	68	20	29.4	"	"
14	215	56	26.1	"	"
15	195	38	19.5	"	"
16	44	7	15.9	"	"
17	58	23	39.7	"	"
18	33	20	60.6	"	"
19	19	5	26.3	"	"
20	82	45	54.9	AL + PA	Golfe Guinée

On peut alors considérer que les plus hauts taux de recaptures ainsi enregistrés sont une estimation de π , affecté de ρ . On retient alors $\pi\rho = 0,60$, d'où $\pi = 0,67$.

5. Analyse des Marquages Japon 1980 et 1981

5.1 METHODE

De par la longue série de recaptures et de la dispersion des listaos marqués atteignant le secteur tropical nord (zone Sénégal) après plus de sept mois de mer, il

n'est plus concevable de faire appel aux méthodes classiques basées sur une capturabilité constante, telles qu'elles ont été appliquées aux listaos marqués dans le Pacifique est (Bayliff 1977).

Une hypothèse de base doit toutefois être faite; le taux d'émigration hors des zones de pêche, dit E , est constant dans le temps. Ceci n'est pas inconcevable pour les listaos marqués par le Japon qui ont fourni constamment des recaptures dans les principales zones de pêche pendant les vingt mois qui ont suivi leur relâcher (Table 3 et Fig. 3). La mortalité naturelle est supposée a priori constante, et donc X' est considéré par la suite comme constant sur la période des recaptures.

Le seul paramètre variable de l'équation (2) est alors F_i fonction des intervalles mensuels i . Une solution possible est alors une analyse inverse des cohortes des poissons marqués. L'analyse des cohortes sera pratiquée en fonction de diverses valeurs de X' et de la mortalité par pêche finale (F_n) qui s'applique aux ultimes recaptures.

Ces deux coefficients seront utilisés sur base mensuelle d'où l'indice m .

Le choix de la période d'application du F_n a été guidé par deux considérations:

1° — la série des recaptures doit être longue.

2° — la mortalité par pêche finale doit s'appliquer encore de façon sensible à la population marquée pour engendrer des recaptures qui ne soient pas erratiques.

On a choisi le quatrième trimestre de l'année après quinze mois de mer, soit la période novembre, décembre 1982 pour le marquage 1981, et octobre, novembre 1981 pour le marquage 1980. Au quatrième trimestre, en effet, l'effort des senneurs dans la zone Libéria se porte intensivement sur le listao (Bard et al. 1983). Les vecteurs des prises sont portés en Table 2 et 6. Pour l'expérience 1981, on pourrait opérer aussi bien sur les recaptures brutes que corrigées par β puisque les profils sont identiques. Par la suite on utilise les recaptures brutes.

Une série d'essais est alors menée en faisant varier X'_m de 0,10 à 0,24 et F_{nm} de 0,008 à 0,1 (pour obtenir des taux annuels il convient de multiplier par 12).

La gamme des valeurs de F_{nm} a été choisie pour encadrer largement la valeur moyenne supposée de la mortalité par pêche des listaos dans le golfe de Guinée, d'après les analyses des captures (Fonteneau, "Effort de pêche", le présent volume).

On peut alors dresser une table des effectifs initiaux ainsi calculés en poissons marqués au temps zéro et

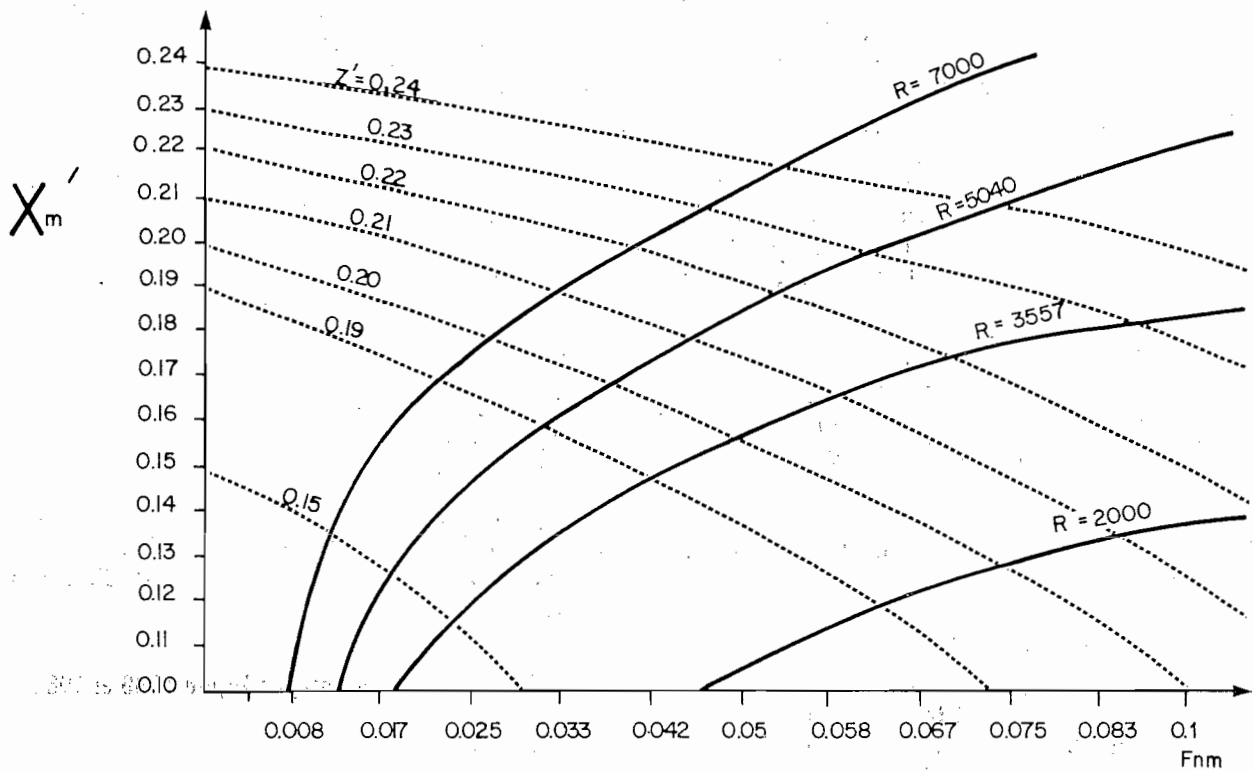


Figure 7. Isolignes d'effectifs initiaux des marques posées par le Japon en 1981, selon diverses valeurs de X'_m et F_{nm} (trait fort). Sur ceci sont superposées des isolignes de mortalité par pêche moyenne pour les sept premiers mois écoulés après le marquage (F_{1-7}), toujours selon les mêmes valeurs de X'_m et F_{nm} . Noter que les mortalités par pêche en abscisses sont des valeurs de F_{nm} terminales, et ne sont donc pas comparables directement aux F_{1-7} .

comparer avec les effectifs réels affectés des corrections décrites ci-dessus. Cet effectif est comparable à un recrutement dans une population quelconque.

5.2 LE CAS DU MARQUAGE 1981

La Figure 7 montre les isolignes d'effectifs initiaux en fonction des deux paramètres évoqués. A ceci il faut comparer les chiffres suivants:

Le nombre réel de poissons marqués est 7000, et si on retient $\pi\rho = 0,60$ et $\rho = 0,80$, l'estimation minimale de recrutement est 3360. Cette solution est la plus vraisemblable. Il faut toutefois rappeler que l'estimation de π est par défaut, et donc l'estimation maximale de l'effectif de poissons marqués initialement serait

$$7000 \times 0,90 \times 0,80 = 5040$$

si l'on admet une survie totale des poissons au marquage.

Ces deux isolignes décrivent le domaine des effectifs initiaux possibles sur la Figure 7 en fonction de X'_m et F_{nm} . Ceci n'est pas assez discriminant; il faut une contrainte supplémentaire pour isoler une solution unique.

5.3 LA CONTRAINTE SUPPLEMENTAIRE

On a déjà évoqué le fait que pendant les sept premiers mois écoulés, la décroissance des effectifs marqués est régulière (Fig. 3). Les retours tant par les canneurs que par les senneurs ont les mêmes tendances et proportions (Fig. 6). En outre les recaptures se limitent à la bande équatoriale.

Nous faisons alors l'hypothèse que les capturabilités sont constantes lors de cette période.

Toutefois reste le problème des efforts de pêche effectifs qui sont inconnus; on admet donc en outre que la proportion des efforts canneur, senneur reste constante sur cette période.

On peut alors calculer les valeurs de la mortalité moyenne apparente Z_{1-7} correspondant à chaque analyse de cohorte précédemment menée en fonction de X'_m et F_{nm} . Ces différents jeux de valeurs permettent de tracer des isolignes de la valeur moyenne de Z'_{1-7} . Elles sont portées également sur la Figure 7.

Deux possibilités s'ouvrent pour estimer le Z'_{1-7} réel:

a) — Admettre en outre que les efforts de pêche conjoints des senneurs et des canneurs sont à peu près constants. On peut alors utiliser directement la pente décroissante des logarithmes de recaptures.

b) — Une méthode particulière de correction par les seules captures a été proposée par Kleiber et al. (1983). L'équation dérivée est

$$r_i = \frac{\pi\rho\beta N_0 C_i e^{-iZ'} (e^{Z'} - 1)}{P Z'} \quad (3)$$

avec C_i , les captures mensuelles, P la population sous-jacente, N_0 le nombre initial de poissons marqués, Z' la mortalité totale apparente, π, ρ, β tels que définis pour l'équation (2). Après transformation logarithmique en portant r_i/C_i , en fonction des périodes i , on peut estimer Z' . Mais le terme P doit être constant à l'échelle mensuelle, ce qui implique que la population sous-jacente bénéficie d'un recrutement permanent, compensant ainsi les mortalités.

Ceci n'est pas inconcevable dans le golfe de Guinée, vu la stabilité des fréquences de taille des

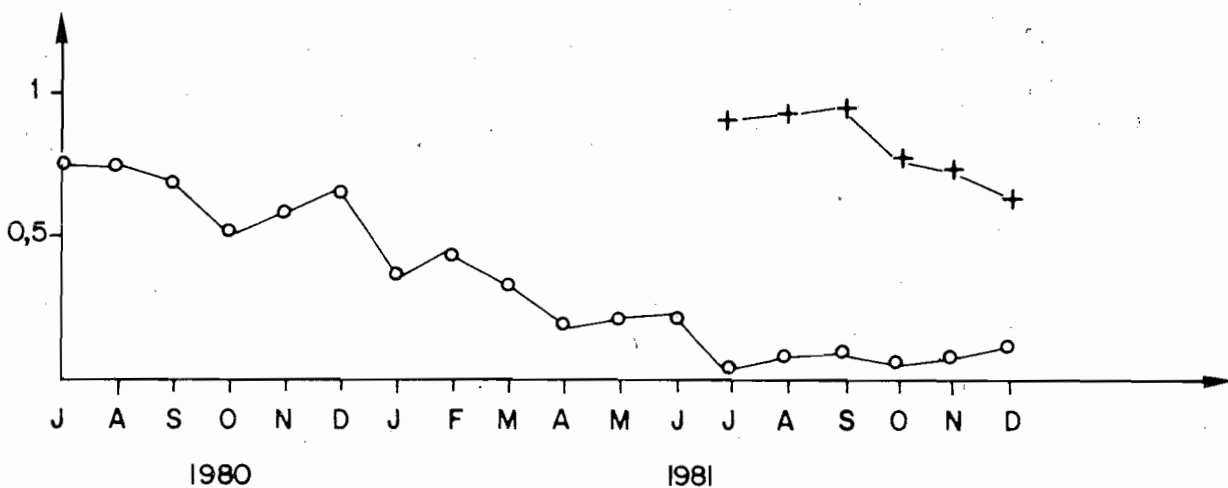


Figure 8. Evolution de la proportion de listaos mesurant 40 à 50 cm en juillet, août, affectés d'une croissance de 12 cm/an, dans les captures de listaos effectuées en zone équatoriale. Ces chiffres sont issus de tables démographiques dressées d'après les statistiques de pêche en Atlantique. Les listaos mesurant 40 à 50 cm au départ sont les seuls susceptibles de recéler des listaos marqués.

captures, constamment observée depuis 1970 (ORS-TOM 1976), et en particulier en 1980-83. La Figure 8, utilisant une croissance moyenne de 12 cm/an pour la population marquée, le confirme.

Cette méthode semble donc bien applicable et se restreint à la seule hypothèse de la capturabilité constante. La correction se fait par les captures en poids, lissées par une moyenne mobile d'ordre 2. Ceci est nécessaire pour tenir compte d'un marquage s'étendant sur deux mois.

5.4 MORTALITES POUR 1981

La Figure 9 résume les ajustements effectués sur les chiffres de recaptures brutes ou corrigés par les captures. Le modèle est une droite logarithmique et l'ajustement est fait par régression simple. Les pentes estimateurs de Z'_{1-7} sont très cohérentes; -0,19 pour la courbe des recaptures brutes; -0,21 pour la courbe des recaptures corrigées par les captures, ce qui semble la meilleure estimation.

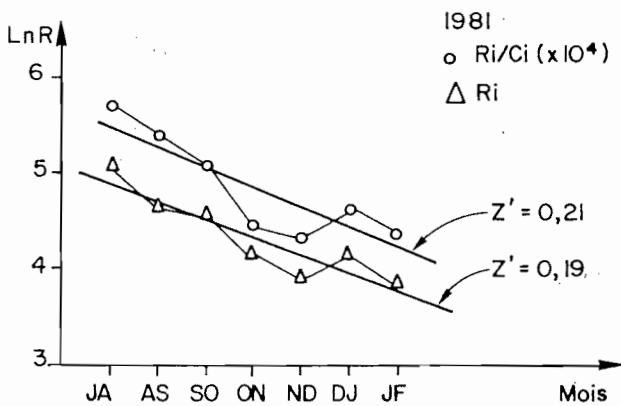


Figure 9. Logarithmes des recaptures de marques posées par le Japon en 1981 brutes (R_i) ou corrigées par les captures totales en poids (R_i/C_i). Ceci concerne les 7 premiers mois écoulés après le marquage où la capturabilité est supposée à peu près constante. Les intervalles de confiance au seuil 0,05 des pentes sont respectivement:

Pour $R_i = 0,12 < 0,19 < 0,26$

Pour $R_i/C_i = 0,11 < 0,21 < 0,32$

En utilisant alors l'intersection des isolignes de Z'_{1-7} et dans effectifs initiaux de marques, sur la Figure 7, on obtient en retenant $\pi\rho = 0,60$:

Pour $Z'_{1-7} = 0,21$, $F_{1-7} = 0,045$, $X' = 0,165$ en mois⁻¹

Pour $Z'_{1-7} = 0,19$, $F_{1-7} = 0,043$, $X' = 0,147$ en mois⁻¹

Cependant les intervalles de confiance sur les valeurs de Z'_{1-7} sont larges, et ceci retentit sur la précision de l'estimation de F_{1-7} et donc de X' . En outre il n'y a pas d'intervalle de confiance déterminé

sur les estimations des effectifs réels au temps zéro. Pour toutes ces raisons nous nous cantonnerons à l'évaluation de l'effectif moyen de la population sous-jacente de listaos dans le golfe de Guinée, ainsi que d'un X' moyen.

5.5 EVALUATION DE LA POPULATION DE LISTAOS EQUATORIAUX EN 1981

Des analyses de cohortes en sens direct ont été effectuées sur des tables démographiques mensuelles des captures de listaos équatoriaux, mesurant entre 40 et 50 cm en juillet-août 1981, et affectés d'une croissance mensuelle de 1 cm/mois. Ces listaos représentent les captures effectuées sur la population sous-jacente au marquage de 1981. Les analyses de cohortes portent sur les six derniers mois de 1981, en introduisant des effectifs arbitraires variant de 120 à 50×10^6 individus en juillet 1981. On peut comparer les vecteurs de F_m ainsi engendrés sur ces six mois avec la valeur de $F_{1-7} = 0,045$ déduite des marquages. Cette comparaison est faite graphiquement sur la Figure 10. La mortalité naturelle retenue est de 0,6 (Fonteneau, "Etat des stocks", le présent volume).

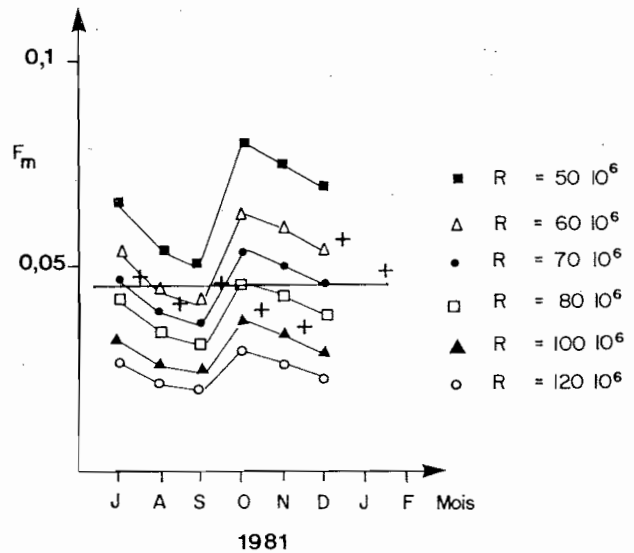


Figure 10. Vecteur des mortalités par pêche mensuelles (F_m) pour les listaos mesurant entre 40 et 50 cm en juillet 1981, avec une croissance de 12 cm/an, selon diverses valeurs des effectifs initiaux. La ligne horizontale représente $F_m = 0,045$. Les sept croix représentent les valeurs de F_m issues de la meilleure solution des Figures conjointes 7 et 9.

L'examen des divers profils de mortalité par pêche mensuels selon les divers effectifs initiaux possibles, montre d'abord que l'hypothèse d'une mortalité par pêche relativement constante durant cette période est acceptable. Il n'y a pas de tendance particulière.

Les points représentant les valeurs de F_m déduits de notre analyse des marquages présentent toutefois une certaine dispersion autour de la valeur moyenne $F_{1-7} = 0,045$.

L'effectif initial qui engendre les valeurs de mortalité par pêche les plus proches est de 70×10^6 listaos dans la zone Ghana en juillet 1981. Un calcul direct utilisant l'équation de Baranov pour les six mois donne un effectif de $69,6 \times 10^6$ listaos. On considère que ces listaos ont été recrutés en avril 1981 dans la zone Cap Lopez (Fig. 4 et 5). En tenant compte des pêches antérieures, ce recrutement est estimé à 90×10^6 listaos.

Il est toutefois bon de rappeler que, très probablement, un recrutement complémentaire a lieu lors du second semestre, en zone équatoriale (Fig. 8). Des immigrations sont également probables en zone Sénégal.

6. Composantes de X' , Consequences

Les valeurs retenues de X'_m sont de 0,165 et 0,147 en mois⁻¹, soit en année⁻¹ 1,98 et 1,74, ce qui est considérable. On doit examiner les composantes de X' en fonction de ces chiffres. On a:

$$X' = M + F + G + L$$

L et G sont liés au marquage lui-même. L est le taux de chute des marques en fonction du temps.

Les doubles marquages pratiqués sur diverses espèces de thons indiquent des valeurs annuelles de L variant de 0,076 à 0,814 (SPC 1981c). Cependant il semble que pour des thons correctement marqués le taux soit modéré (0,1 à 0,2 année⁻¹). L n'explique donc pas les fortes valeurs de X' .

En ce qui concerne G, la mortalité liée au port de la marque, les auteurs de la SPC (*op.cit.*) montrent que l'usage d'une marque de taille moindre ne produit pas des taux de survie significativement supérieurs. Mais l'extrapolation au fait que G serait donc faible reste hasardeuse. On peut arguer qu'un listao, même très peu affecté par sa marque, risque de nager plus facilement en queue de banc, donc être plus vulnérable aux prédateurs. G pourrait donc être important.

M, la mortalité naturelle du listao est actuellement indéterminée. Les auteurs supposent des valeurs de 0,6 à 1,0 année⁻¹. Au vu des caractéristiques biologiques en Atlantique Fonteneau ("Etat des stocks", le présent volume) admet 0,6 année⁻¹.

En prenant les fourchettes citées de M et L, on obtient pour X' pris égal à 1,98, ce qui est la meilleure estimation:

$$E + G = 1,28 \text{ à } 0,78 \text{ année}^{-1}$$

La valeur absolue de la composante E+G reste donc considérable. Il n'est actuellement pas possible de séparer le taux d'émigration, mais il reste de la place pour une valeur substantielle de E, une très forte mortalité liée au port de la marque apparaissant comme peu vraisemblable. Ce taux d'émigration E mesurerait une émigration continue hors des zones de pêche du golfe de Guinée. L'analyse des données démographiques des pêcheries indique que cela est vraisemblable (Fonteneau, "Etat des stocks", le présent volume).

Toutefois les coefficients bruts Z' des zones où il semble qu'il y ait une émigration importante (zone du Sénégal, Iles du Cap-Vert, Iles Canaries) dont les valeurs sont voisines de 3,0 année⁻¹, indiquent que cette émigration hors du golfe de Guinée serait modérée. Bard et Antoine (le présent volume) montrent que ce pourrait être une fuite continue des listaos grandissant les plus vite.

7. Conclusion Générale

L'analyse des marquages de listao en Atlantique est conduit aux conclusions suivantes:

- Parmi les divers marquages du Programme Listao, ceux effectués par le Japon en 1980, 1981 sont les plus fructueux. Le marquage de 1981 a été plus particulièrement analysé.
- Les retours de marques sont affectés de diverses erreurs de type 1. Le facteur humain a été évalué à 0,80 pour la période 1981-1983. Le taux de survie des listaos au marquage a été évalué à 0,67.
- Une méthode basée sur l'analyse des cohortes de poissons marqués, à laquelle on adjoint une contrainte supplémentaire, permet d'évaluer la mortalité par pêche moyenne sur les six derniers mois en 1981, soit $F_m = 0,045$ mois⁻¹, pour la population du golfe de Guinée.

Le recrutement de listao au Cap Lopez en avril 1981 que l'on déduit est alors de 90×10^6 individus.

- De la même méthode, on tire un calcul de X'_m que l'on évalue à 0,165 mois⁻¹.
- Ce coefficient est suffisamment fort pour laisser la possibilité d'une émigration

modérée des listaos du golfe de Guinée, hors des zones de pêche actuelles. Cette émigration serait plutôt constante dans le temps, et affecterait les individus grandissant les plus vite.

Enfin il apparaît qu'un des problèmes essentiels en matière de marquages de thonidés est l'évaluation des

mortalités liées au port de la marques, pour lesquelles aucune estimation n'existe à l'heure actuelle. Les méthodes d'analyse présentées par Kleiber et al. (1983b) qui privilégient le calcul d'un coefficient total de mortalité apparente pour l'évaluation du taux de renouvellement d'un stock exploitable, sont affectées de cette même carence.