0 3 SEP. 1986

EVALUATION DES RESSOURCES EN BONITES (Katsuwonus pelamis) DU PACIFIQUE CENTRAL ET OCCIDENTAL PAR L'ESTIMATION DU STOCK PERMANENT ET DES COMPOSANTES DU RENOUVELLEMENT DE LA POPULATION D'APRES LES DONNEES DE MARQUAGE

P. Kleiber, A.W. Argue
et
R.E. Kearney

Loan no. 180 (c)

Programme d'évaluation des thonidés et marlins
Rapport technique No.8

Commission du Pacifique Sud
Nouméa, Nouvelle-Calédonie
Mai 1986

526/86

180

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 original de ce *Rapport technique* No. 8 du Programme d'évaluation des thonidés et marlins, a été publiée en juillet 1983 sous le titre :

Assessment of skipjack *(Katsuwonus pelamis)* resources in the central and western Pacific by estimating standing stock and components of population turnover from tagging data'. *Technical Report* No. 8.

Composition, mise en page et impression
réalisées au siège de la Commission du Pacifique Sud,
Nouméa (Nouvelle-Calédonie), 1986

PREFACE

Le Programme d'étude et d'évaluation des stocks de bonites a constitué un élément du programme de travail de la Commission du Pacifique Sud, financé hors budget par les gouvernements d'Australie, des Etats-Unis d'Amérique, de la France, du Japon, de la Nouvelle-Zélande et du Royaume-Uni.

Le Programme d'évaluation des thonidés et marlins, qui a succédé au Programme bonite, est financé par l'Australie, les Etats-Unis d'Amérique, la France et la Nouvelle-Zélande. Il a pour objet de mieux connaître l'état des stocks régionaux de thons et de marlins présentant un intérêt commercial. La publication des derniers résultats du Programme bonite se poursuit dans le cadre du Programme thonidés.

Au moment de l'élaboration du présent rapport, le personnel du Programme était composé du coordonnateur, R.E. Kearney; des chargés de recherche, A.W. Argue, C.P. Ellway, R. Farman, R.D. Gillett, P. Kleiber, J. Sibert, W.A. Smith and M.J. Williams; des assistantes de recherche, Susan Van Lopik et Veronica van Kouwen; et de la secrétaire, Carol Moulin.

Nos remerciements vont à R.L. Allen (Fisheries Research Division, Ministère de l'agriculture et des pêches, Wellington, Nouvelle-Zélande), R.C. Francis (National Marine Fisheries Service, Seattle, Etats-Unis) et J. Wetherall (National Marine Fisheries Service, Honolulu, Etats-Unis), dont les commentaires sur le manuscrit et les suggestions nous ont permis d'améliorer ce rapport.

Programme thonidés
Commission du Pacifique Sud

RESUME

Au cours des dernières années, la pêche bonitière de surface a connu une intensité accrue dans le Pacifique central et occidental. Dans le cadre du Programme d'étude et d'évaluation des stocks de bonites de la Commission du Pacifique Sud on a procédé au lâcher après marquage de plus de 140.000 bonites d'octobre 1977 à août 1980. Cette opération s'est déroulée sur une vaste portion du Pacifique central et occidental. Il s'agissait d'étudier la dynamique de la ressource en bonites exploitée dans ces pêcheries. Plus de 6.000 marques ont été d'ores et déjà récupérées. Les données provenant du marquage et les récupérations, ainsi que les statistiques de l'effort de pêche et des prises, ont servi à évaluer l'état de la ressource globale et de celle des différents pays et territoires. Un modèle de déperdition de marques a été mis au point. Ont été incorporées au modèle les non-récupérations et les pertes de marques dues au décrochage de celles-ci ou à la mortalité par marquage. D'autres formes du modèle basées soit sur les statistiques de prises soit sur celles de l'effort ont servi à établir les estimations et les intervalles de confiance relatifs au stock permanent, à la déperdition (dont les pertes dues à la mortalité naturelle, à la mortalité par pêche et aux migrations), à la mortalité par pêche, à la capturabilité, au débit (stock permanent multiplié par déperdition), au rapport d'exploitation (mortalité par pêche divisée par déperdition), et concernant l'ensemble de la zone étudiée ainsi que les différents pays et territoires.

Le stock permanent total est estimé à trois millions de tonnes, avec un intervalle de confiance de 95 pour 100 allant de 2,5 à 3,7 millions de tonnes. Le taux global de déperdition est de 0,17 par mois [0,15 - 0,20], taux qui, dans des conditions d'équilibre, équivaut au taux de renouvellement de la ressource en bonites. Le débit total annuel est estimé à 6,2 millions de tonnes [5,5 à 7,1 millions de tonnes]. Le rapport global d'exploitation est de 0,04. Les rapports d'exploitation pour les six pays et territoires dont les statistiques de prises et d'effort sont connues, s'étalent entre 0,02 et 0,46; un seul pays dépasse 0,17. Le niveau peu élevé des rapports d'exploitation enregistrés dans une grande partie du Pacifique central et occidental au cours du séjour des marques à la mer indique qu'il existe d'importantes possibilités d'accroissement des prises de bonites dans de nombreuses zones et dans la région toute entière.

TABLE DES MATIERES

		Page
PREFACE		iii
RESUME		iv
LISTE DES TABLEAUX		vi
LISTE DES FIGURES		vi
1.0	INTRODUCTION	1
2.0	METHODES DE MARQUAGE ET DE RECUPERATION DES MARQUES	3
3.0	METHODES D'ANALYSE	4
	3.1 Dérivation du modèle d'analyse	4
	3.2 Ajustement du modèle	8
	3.3 Limites de confiance	8
	3.4 Forme du modèle basée sur l'effort, avec taux de déperdition variable	9
	3.5 Détermination des valeurs de β	11
	3.6 Hypothèses du modèle	11
	3.6.1 Répartition dans le temps des lâchers de marques	12
	3.6.2 Situation d'équilibre	12
	3.6.3 Surface couverte par l'opération de marquage	12
	3.6.4 Autres hypothèses	13
4.0	DONNEES UTILISEES DANS L'ANALYSE	13
	4.1 Récupérations, prises, effort	13
	4.1.1 Données globales	15
	4.1.2 Données par pays	16
	4.2 Nombre de marques mises à l'eau, N_o	17
	4.3 Survie de type 1, conservation de la marque, α, et taux de récupération des marques, β	17
	4.3.1 Essais d'estimation de $\alpha\beta$ au moyen du modèle à trois paramètres	18
	4.3.2 Estimation de β	18
	4.3.3 Estimation de α	21
	4.3.4 Valeur supposée de $\alpha\beta$	21
	4.4 Perte de marques de type 2, ψ	21
5.0	RESULTATS ET DISCUSSION	23
	5.1 Courbes de perte de marques	23
	5.2 Estimations de paramètres au moyen du modèle analytique	23
	5.3 Estimations des paramètres : discussion	28
	5.3.1 Fiabilité des estimations de paramètres	28
	5.3.2 Stock permanent et débit	29
	5.3.3 Déperdition	30
	5.3.4 Capturabilité	31
	5.3.5 Rapport d'exploitation	32
6.0	CONCLUSIONS	34
BIBLIOGRAPHIE		35
ANNEXE	Influence sur la déperdition de la taille lors du relâcher	38

LISTE DES TABLEAUX

Tableau		Page
1	Formes du modèle utilisé pour l'estimation directe des paramètres de population; équations ayant servi au calcul des paramètres de population et liste des données requises	7
2	Récupérations et autres données entrant dans l'estimation des paramètres de population	14
3	Calcul de β	22
4	Résultats des formes du modèle analytique figurant dans le tableau 1 sur la base des données du tableau 2	26
5	Résultats du modèle basé sur l'effort, avec déperdition variable	27

LISTE DES FIGURES

Figure		Page
A	La zone d'action de la Commission du Pacifique Sud	au verso de la couverture
1	Répartition géographique des lâchers de marque et limites de la zone d'action de la Commission du Pacifique Sud	2
2	Exemple de région de confiance, délimitée par la surface de la somme des carrés, tracée en fonction du stock permanent et de la déperdition	10
3	Régions de confiance de l'estimation des trois paramètres du modèle basé sur une déperdition variable; données relatives à la Papouasie-Nouvelle-Guinée	19
4	Régions de confiance de l'estimation des trois paramètres du modèle basé sur une déperdition variable; données de 1980 concernant les Iles Salomon	20
5	Courbes de déperdition globale	24
6	Exemple de courbe de déperdition des marques se rapportant à un seul pays	25
7	Aire de rendement de Beverton-Holt	33

EVALUATION DES RESSOURCES EN BONITES (Katsuwonus pelamis) DU PACIFIQUE CENTRAL ET OCCIDENTAL PAR L'ESTIMATION DU STOCK PERMANENT ET DES COMPOSANTES DU RENOUVELLEMENT DE LA POPULATION D'APRES LES DONNEES DE MARQUAGE

1.0 INTRODUCTION

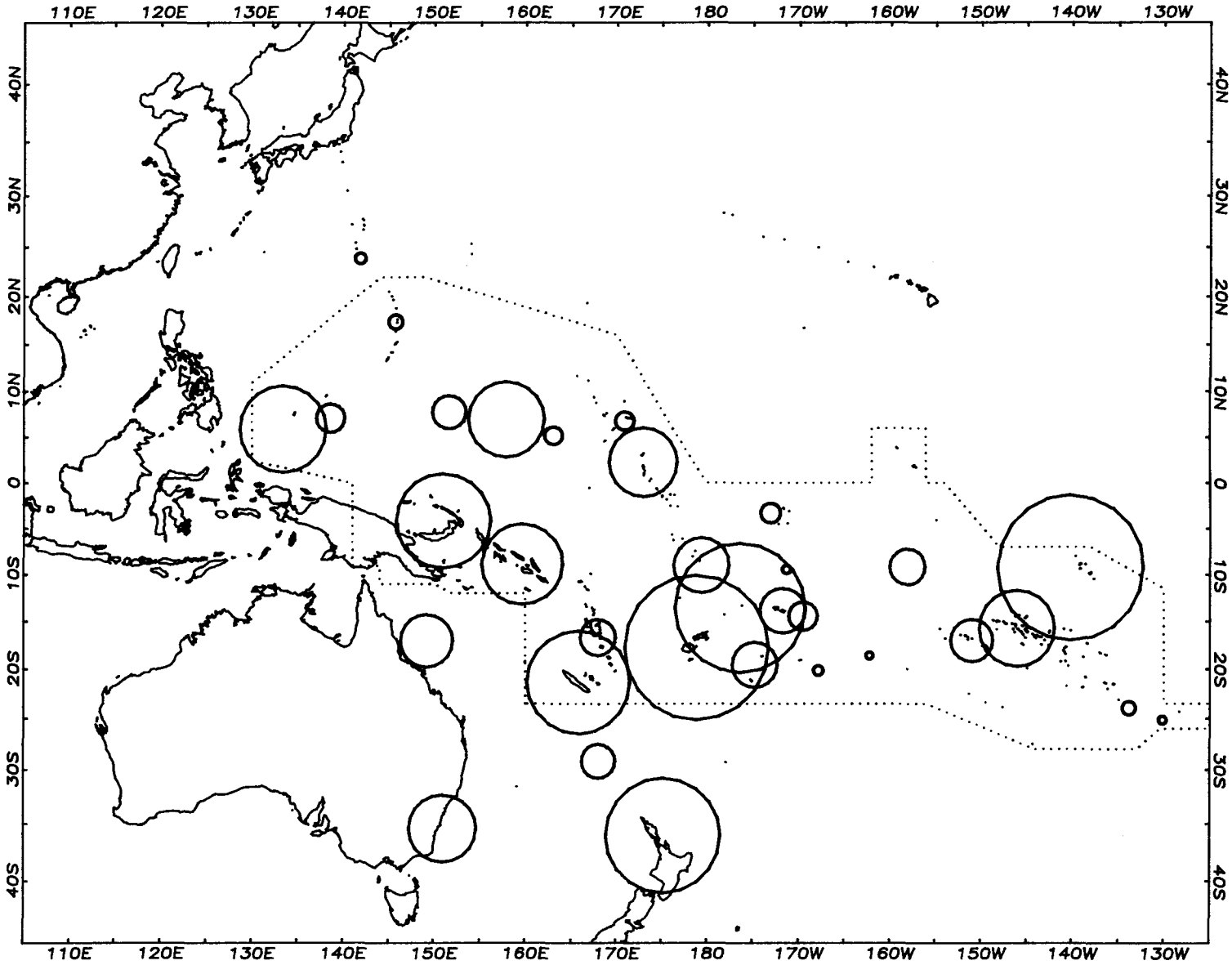
Les prises annuelles de bonites (Katsuwonus pelamis), dans la zone desservie par la CPS, se sont rapidement accrues, passant de moins de 5.000 tonnes au début des années 1960 à environ 220.000 tonnes au moment de l'expérience de marquage décrite ici. Cette situation a amené de nombreux pays de la région à s'inquiéter de l'ampleur que pourraient avoir les interactions entre pêcheries de surface et de l'impossibilité éventuelle de maintenir ces rendements accrus. C'est ainsi que la Commission a entrepris la mise en oeuvre du Programme d'étude et d'évaluation des stocks de bonites afin de procéder à une estimation des ressources en bonites et de l'aptitude de ces ressources à supporter une intensité de pêche accrue. C'est le marquage qui a été adopté comme principale technique d'évaluation des stocks (Anon 1975). Entre octobre 1977 et août 1980, on a procédé, dans le cadre du Programme, au marquage et au lâcher d'environ 140.000 bonites (figure 1) tant à l'intérieur qu'au-delà des limites de la zone d'action de la CPS (figure A, deuxième de couverture). En avril 1983, 6.000 de ces poissons avaient été récupérés et signalés à la Commission; le taux de récupération des marques est actuellement inférieur à un par mois.

On trouvera dans ce document une analyse des données du marquage et de la récupération des marques qui a pour objet d'évaluer le stock permanent de bonites, le taux de renouvellement de la ressource et l'intensité de pêche à laquelle elle est soumise dans l'ensemble de la région, ainsi que dans les eaux des différents pays et territoires pour lesquels on dispose d'informations détaillées sur les prises et l'effort de pêche. C'est la première fois que l'on utilise les résultats du marquage pour effectuer l'évaluation quantitative des ressources en bonites du Pacifique central et occidental. Joseph et Calkins (1969) s'étaient servis des données du marquage et de l'effort de pêche pour mettre au point deux modèles d'analyse destinés à l'étude du taux de renouvellement et de l'incidence de la pêche sur les composantes septentrionnale et méridionale de la ressource en bonites du Pacifique oriental. Notre document présente un modèle d'analyse qui, en partant des données du marquage et des statistiques de prises et d'effort, fournit des estimations et des intervalles de confiance relatifs aux paramètres suivants qui servent à définir l'état de la population d'une pêcherie :

1) Stock permanent - quantité de bonites d'une taille vulnérable aux engins de pêche et se trouvant dans les parages d'une pêcherie (ou dans une zone assez proche pour qu'il y ait une bonne chance qu'elles pénètrent dans ces parages de leur vivant).

2) Déperdition - taux de diminution dans le temps du stock permanent, du fait de la mortalité naturelle, de la mortalité par pêche, de l'émigration et d'autres facteurs. Si le stock permanent est stable, le taux de déperdition constitue une estimation du taux de renouvellement de la population.

FIGURE 1. REPARTITION GEOGRAPHIQUE DES LACHERS DE MARQUE (cercles) ET LIMITES DE LA ZONE D'ACTION DE LA COMMISSION DU PACIFIQUE SUD (trait pointillé). Les cercles ont pour centre les pays, territoires ou subdivisions territoriales où les poissons marqués ont été mis à l'eau. La surface des cercles est proportionnelle au nombre de bonites relâchées après marquage dans le pays ou le territoire.



3) Mortalité par pêche - taux d'exploitation du stock permanent par unité de temps.

4) Débit - produit de la déperdition et du stock permanent; mesure le flux de biomasse dans le stock. Le débit équivaut à la somme des individus perdus par suite de décès, d'émigration ou de croissance au-delà de la taille vulnérable. Dans les cas de stabilité de peuplement, il s'agit également de la somme de la productivité in situ et de l'émigration des poissons de taille vulnérable. Le débit rend peut-être mieux compte de l'état de la ressource que le stock permanent car il est mesuré avec les mêmes unités que le taux de prises (biomasse par unité de temps), ce qui le rend plus directement comparable à celui-ci.

5) Rapport d'exploitation - c'est le rapport entre le taux de prises et le débit (équivalent au rapport entre la mortalité par pêche et la déperdition). Si la mortalité par pêche est faible par rapport au renouvellement de la population - si le rapport d'exploitation est faible, en d'autres termes - il se peut que la pêche n'ait qu'une incidence réduite sur la population et que le rendement total puisse être augmenté par l'accroissement de l'intensité de pêche. L'accroissement durable du rendement total est fonction de la taille de la population et du rapport entre celle-ci et le recrutement.

2.0 METHODES DE MARQUAGE ET DE RECUPERATION DES MARQUES

Le marquage a été effectué sur une période de trois ans, lors de trois croisières de dix mois sur un senneur japonais affrété à cet effet. Pendant ces trois années, on s'est rendu au moins une fois dans tous les pays et territoires de la zone d'action de la CPS. L'établissement du parcours suivi par le navire de marquage a été dicté par la volonté de couvrir l'ensemble de la zone d'étude qui incluait la zone d'action de la CPS ainsi que des eaux limitrophes connues pour abonder en bonites (Kearney 1984). Le nombre de marques mises à l'eau n'est pas le même pour toutes les zones car le succès d'une opération de marquage est fonction des conditions de pêche qui varient sensiblement suivant le lieu ou le moment. La figure 1 montre la distribution géographique des opérations de marquage de bonites.

Les bonites étaient capturées à la canne et posées directement sur la table de marquage où elles étaient mesurées et marquées à l'aide de marques à ardillon en plastique selon la technique décrite par Kearney et Gillett (1984). La principale source de récupération de marques était constituée par les pêcheurs embarqués sur les flottilles locales ou étrangères et le personnel des usines de traitement du poisson. Les pêcheries locales de la zone d'étude étaient les pêcheries de canneurs opérant en Papouasie-Nouvelle-Guinée, dans les Iles Salomon, à Fidji et à Palau, la pêcherie de catamarans du type Alia au Samoa-Occidental, la pêcherie de bonitiers des Iles de la Société (Polynésie française), et la pêcherie de senneurs de Nouvelle-Zélande. On trouvera des informations sur les pêcheries locales dans les rapports du Programme bonite consacrés aux différents pays (par exemple : Kearney 1982; Argue et Kearney 1982, 1983; Gillett et Kearney 1983; Kleiber et Kearney 1983). Les flottilles étrangères ayant réalisé d'importantes prises de bonites à l'époque où l'on avait lâché la plupart des poissons marqués sont la flottille hauturière de canneurs japonais et les flottilles de plus en plus importantes de senneurs japonais et américains.

Des récompenses étaient offertes et des loteries organisées pour encourager le renvoi des marques (Kearney 1984). Il a été possible d'éprouver partiellement l'efficacité du système de renvoi des marques grâce à une expérience consistant à marquer 131 poissons prélevés puis replacés dans les cales de senneurs par les soins d'agents du ministère néo-zélandais de l'agriculture et de la pêche au cours de la campagne de pêche 1980-1981 dans ce pays.

Afin d'étudier la question du décrochage des marques et de la mortalité due au marquage, une expérience de double marquage a été menée en 1980 dans les eaux fidjiennes. Elle a consisté à relâcher 5.399 bonites portant une double marque en même temps que 5.626 autres en portant une seule (Programme bonite 1981).

Les méthodes de traitement des données qui ont été utilisées pour l'enregistrement, la vérification et l'exploitation des résultats du marquage sont décrites par Kleiber et Maynard (1984).

3.0 METHODES D'ANALYSE

L'évaluation des paramètres de population pertinents a été effectuée en analysant les courbes de déperdition des marques, c'est-à-dire le taux de récupération des marques (nombre de marques récupérées par unité de temps) calculé en fonction du temps de séjour à la mer. Il est entendu que le nombre de marques récupérées par unité de temps diminue avec le temps, puisque la densité des marques parmi la population exploitée tend à décroître par suite d'un certain nombre de facteurs (mortalité, émigration, décrochage des marques). Les analyses présentées dans ce rapport ont été faites en employant un modèle dans lequel le taux de récupération est calculé en fonction du temps écoulé depuis la mise à l'eau, compte tenu des variations d'intensité de la pêche. Ce modèle revêt deux formes de base : l'une qui inclut les données sur les prises et l'autre qui inclut celles sur l'effort de pêche.

3.1 Dérivation du modèle d'analyse

On s'attend à des pertes de poissons marqués aussitôt après le marquage, avant toute recapture éventuelle, ces pertes résultant de la mortalité à court terme, par suite de traumatismes résultant de la manipulation en cours du marquage, et du décrochage immédiat des marques. La mortalité immédiate et le décrochage des marques intervenant aussitôt après la remise à l'eau sont définis comme pertes de type 1 par Bayliff et Mobrand (1972). Ces pertes entraînent une diminution du nombre effectif de poissons marqués et relâchés à l'instant zéro. Soit N_o le nombre de poissons marqués et α la proportion de ceux qui survivent aux pertes du type 1 (c'est-à-dire 1 moins le produit de la mortalité de type 1 et des décrochages de marques de type 1), le nombre effectif de poissons marqués au début de l'opération est αN_o.

Passé le stade des pertes de type 1, il existe un certain nombre de facteurs qui tendent à réduire la population de poissons marqués. Il y a ce qui concerne tous les poisons, qu'ils soient ou non porteurs de marques ; ce sont la mortalité naturelle, l'émigration, la mortalité par pêche et la croissance au-delà de la taille vulnérable. Les poissons marqués sont en outre exposés aux pertes de type 2, ou pertes à long terme ; ce sont les pertes causées par le décrochage de la marque et par la mortalité due au port d'une marque. On suppose que tous les facteurs de

déperdition postérieurs aux facteurs de type 1 entraînent une diminution exponentielle de la population marquée. Ainsi, **A** étant le taux de déperdition immédiate (par unité de temps inversé) incorporant tous les facteurs de déperdition, le nombre de poissons marqués se trouvant à l'eau en fonction du temps sera :

$$N = \alpha N_o e^{-At} \qquad (1)$$

t représentant le temps écoulé depuis la mise à l'eau. Si **F** est le taux de mortalité instantanée due à la pêche (par unité de temps inversé), le nombre de marques récupérées par unité de temps sera donc **FN.**

Soit **r** le nombre cumulé de marques récupérées, le taux de récupération de marques utilisables est donné par

$$\frac{dr}{dt} = \beta FN = \alpha\beta N_o F e^{-At} \qquad (2)$$

où β représente la proportion de marques récupérées qui sont accompagnées de renseignements utilisables quant aux conditions de recapture. (On ne pouvait prendre en compte dans l'analyse toutes les marques récupérées puisque, pour certaines, le moment de la récupération était soit inconnu, soit indiqué de façon imprécise). On suppose que β et **A** sont à peu près constants dans le temps alors que **F** peut varier en fonction du temps.[1]

L'intégration de l'équation (2) afin d'obtenir la valeur des récupérations de marques accumulées dans la **i**-ème unité de temps après marquage nous donne

$$r_i = \alpha\beta N_o F_i \int_{i-1}^{i} e^{-At} dt = \frac{\alpha\beta N_o F_i}{A} e^{-iA}\left(e^{A} - 1\right) \qquad (3)$$

où F_i est la mortalité moyenne par pêche au cours de l'unité de temps **i**. On peut également dériver le résultat ci-dessus en appliquant l'équation standard des prises (Baranov 1918) aux unités de temps successives. On peut obtenir une valeur approchée de F_i

$$F_i \cong \frac{C_i}{P} \cong Q E_i \qquad (4)$$

où C_i = prise par unité de biomasse dans l'unité de temps **i**

P = stock permanent par unité de biomasse (supposée constante dans le temps)

Q = coefficient de capturabilité, ou fraction du stock permanent exploitée par une unité d'effort et mesurée par unité inverse de l'effort de pêche (supposé constant dans le temps).

E_i = unités d'effort dans une unité de temps **i**.

---

1. Il existe là une contradiction interne puisque **F**, qui est variable, est une composante de **A** qui est supposé constant. Toutefois, quand on utilise des données de prises le modèle est plus facilement maniable si **A** est tenu pour constant (voir section 3.4). La contradiction est minime quand **F** est faible par rapport à **F** (voir section 3.6).

Le modèle peut revêtir deux formes différentes suivant le terme de l'équation (4) qui remplacera F_i dans l'équation (3) :

$$r_i = \frac{\alpha\beta N_o C_i}{PA_c} e^{-iA_c}\left(e^{A_c}-1\right) \qquad (5)$$

$$r_i = \frac{\alpha\beta N_o Q E_i}{A_e} e^{-iA_e}\left(e^{A_e}-1\right) \qquad (6)$$

le paramètre de déperdition portant un indice, P, dans la forme du modèle basée sur les prises, et un indice, Q, dans celle basée sur l'effort. Notons qu'il s'agit en réalité de modèles à deux paramètres puisque $\alpha\beta N_o$ ne peut être séparé de P et Q. L'estimation de P ou de Q par adaptation du modèle aux données de récupérations requiert l'affectation d'une valeur à la quantité $\alpha\beta N_o$. En général, N_o est connu avec précision, mais les valeurs de α et de β doivent faire l'objet d'une estimation.

Hormis P, stock permanent, les paramètres des équations (5) et (6) ne correspondent pas de manière directe avec les paramètres pertinents énoncés dans l'introduction. Le taux de déperdition totale, A, comporte une composante liée aux décrochages de marques et à la mortalité due au marquage (type 2). Cette composante étant définie par ψ (unité de temps inversé) nous avons

$$Z_c = A_c-\psi \quad ; \quad Z_e = A_e-\psi \qquad (7)$$

Z_c et Z_e étant respectivement le taux de déperdition basé sur les prises et celui basé sur l'effort, pour une cohorte de poissons non marqués. Le débit (biomasse par unité de temps) sera donc donné par

$$T = Z_c P \qquad (8)$$

Dans le cadre du modèle, la mortalité par pêche n'est pas considérée comme constante, mais on peut en obtenir la moyenne. Si le taux de prises moyen est $\overline{C}$, ou l'effort moyen $\overline{E}$, alors la mortalité par pêche moyenne est :

$$F_c = \frac{\overline{C}}{P} \quad ; \quad F_e = Q\overline{E} \qquad (9)$$

Ainsi, le taux d'exploitation (indépendant de toute unité) est donné par

$$H_c = \frac{F_c}{Z_c} = \frac{\overline{C}}{T} \quad ; \quad H_e = \frac{F_e}{Z_e} \qquad (10)$$

L'estimation des paramètres définis par les équations (7) à (10) peut être effectuée en utilisant ces mêmes équations, l'estimation des paramètres tirée des formes du modèle qui sont représentées par les équations (5) et (6) et les valeurs de $\overline{C}$, $\overline{E}$ et ψ. Dans la pratique, il était plus aisé, dans l'utilisation de certains paramètres - notamment pour ce qui a trait à la détermination de l'intervalle de confiance (voir section 3.3) - d'utiliser les équations (7) et (10) pour en dériver de nouvelles formes du modèle contenant les paramètres souhaités et pour obtenir directement des estimations par ajustement des formes ainsi reparamétrisées. La forme du modèle ou bien l'équation qui a servi à estimer la valeur de chaque paramètre est reprise en détail dans le tableau 1, de même que la liste des données à traiter.

TABLEAU 1. FORMES DU MODELE UTILISE POUR L'ESTIMATION DIRECTE DES PARAMETRES DE POPULATION; EQUATIONS AYANT SERVI AU CALCUL DES PARAMETRES DE POPULATION ET LISTE DES DONNEES REQUISES

Paramètre		Forme du modèle
déperdition stock permanent	Z_c P	$r_i = \frac{\alpha\beta N_o C_i}{P(Z_c+\psi)} e^{-i(Z_c+\psi)}\left(e^{Z_c+\psi}-1\right)$
déperdition capturabilité	Z_e Q	$r_i = \frac{\alpha\beta N_o Q E_i}{Z_e+\psi} e^{-i(Z_e+\psi)}\left(e^{Z_e+\psi}-1\right)$
déperdition débit	Z_c T	$r_i = \frac{\alpha\beta N_o Z_c C_i}{T(Z_c+\psi)} e^{-i(Z_c+\psi)}\left(e^{Z_c+\psi}-1\right)$
déperdition rapport d'exploitation	Z_e H_e	$r_i = \frac{\alpha\beta N_o H_e Z_e E_i}{\overline{E}(Z_e+\psi)} e^{-i(Z_e+\psi)}\left(e^{Z_e+\psi}-1\right)$

Paramètre		Equation
mortalité par pêche	F_c	$F_c = \frac{\overline{C}}{P}$
mortalité par pêche	F_e	$F_e = Q\overline{E}$
rapport d'exploitation	H_c	$H_c = \frac{\overline{C}}{T}$

Données requises

r_i = récupérations de marques par intervalle de temps

C_i = prise par intervalle de temps

E_i = effort par intervalle de temps

$\overline{C}$ = prise moyenne par intervalle de temps

$\overline{E}$ = effort moyen par intervalle de temps

α = conservation des marques de type 1 et survie

β = proportion de récupérations assorties d'informations utiles

N_o = nombre de marques mises à l'eau

ψ = décrochage de marques de type 2 et mortalité par marquage

3.2 Ajustement du modèle

Les paramètres ont été estimés en ajustant les formes du modèle figurant au tableau 1, par rapport au nombre de marques récupérées, en prenant en compte les données sur les prises et sur l'effort ainsi que les estimations de $\alpha\beta N_o$ et de ψ. Les formes du modèle étant toutes non linéaires, un procédé de régression itérative à permis l'ajustement de chaque modèle en déterminant la valeur de la paire de paramètres qui donnait la meilleure correspondance entre le nombre prévu au moyen du modèle et le nombre effectif de marques récupérées. La meilleure correspondance est celle qui est obtenue lorsque les paramètres du modèle sont ajustés de telle sorte que les résidus entre les valeurs réelles et les valeurs escomptées soient réduits au minimum. Ce procédé d'ajustement est une adaptation du logarithme général de Marquardt (Conway, Glass et Wilcox 1970). Le procédé a été modifié afin qu'on puisse utiliser plusieurs ensembles de données de marquage et de récupérations dans la même analyse, avec pour objectif d'arriver à un ensemble unique de valeurs pour les paramètres, permettant de mieux rendre compte des résultats de tous les jeux de données. Cela a été rendu nécessaire par le fait que les marques avaient parfois été lâchées au cours de deux périodes consécutives (mois ou périodes de 10 jours). Sans cela, il aurait fallu traiter ces données séparément ou encore poser l'hypothèse d'une période de marquage commune.

On a procédé à une transformation $\sqrt{X}$ du nombre effectif et du nombre escompté de marques récupérées. La racine carrée de cette dernière valeur a été mise en correspondance avec la racine carrée de la première, ce qui fait que la réduction minimale des résidus correspond à la réduction des résidus de la différence entre les racines carrées respectives des deux valeurs en question. D'une part, si l'on opère l'ajustement sans aucune transformation, l'écart entre une et deux récupérations, dans une période donnée, pèsera du même poids dans l'analyse que celui entre 100 et 101 récupérations, bien que l'écart soit proportionnellement très différent d'un cas à l'autre. D'autre part, dans le cas d'une transformation logarithmique, l'écart entre 1 et 2 récupérations aura la même incidence que l'écart entre 100 et 200 récupérations alors que, selon toute vraisemblance, l'incertitude statistique est proportionnellement plus grande pour un petit nombre que pour quelques centaines de récupérations. La transformation $\sqrt{X}$ est un compromis entre ces deux extrêmes. En outre, le rapport entre les poissons marqués et les non-marqués étant faible, on peut raisonnablement considérer que l'échantillonnage de poissons marqués relève pratiquement de l'événement rare ou du processus de sondage de Poisson. Dans l'hypothèse que le nombre de récupérations en un mois constitue en fait une variable aléatoire de Poisson, l'utilisation de la transformation $\sqrt{X}$ revient à pondérer chaque point par l'inverse de son écart-type.

3.3 Limites de confiance

Afin de déterminer le degré de précision des estimations de paramètres, on a procédé à la dérivation d'intervalles de confiance de 95 pour 100 de la manière suivante. La somme des carrés résiduelle calculée en fonction des valeurs des deux paramètres constitue une surface à trois dimensions en forme de cuvette dont le point le plus bas, S_{min}, correspond aux valeurs paramétriques donnant le meilleur ajustement. La limite de la région de confiance commune aux estimations respectives des deux paramètres est une courbe de niveau située sur la surface de la somme des carrés là où la somme des carrés résiduelle est égale à une valeur limite d'acceptation définie par :

$$S_{crit} = S_{min}\left[1 + \frac{2}{n-2} F_{0,05(2,\, n-2)}\right] \qquad (11)$$

où $F_{0,05(2,\, n-2)}$ représente la valeur limite d'acceptation de la distribution de F à un niveau de probabilité de **0,05** et à **2** et **n-2** degrés de liberté, **n** étant le nombre de points représentatifs de données entrant dans l'analyse (Conway, Glass et Wilcox 1970). Un algorithme de recherche numérique a été conçu pour déterminer le tracé de la courbe S_{crit} sur la surface correspondant à la somme des carrés. La figure 2 représente un exemple de surface de somme de carrés et de région de confiance commune de 95 pour 100. Les intervalles de confiance des différents paramètres sont délimités par les extrémités de la région de confiance de 95 pour 100.

Comme on peut le voir au tableau 1, la valeur de certains paramètres n'a pas été estimée directement à partir du modèle, mais calculée sur la base d'autres valeurs de paramètre estimées directement. Dans tous les cas de ce genre, on n'a utilisé pour le calcul qu'un seul des paramètres estimés directement. Les limites de confiance du paramètre ont été calculées en incorporant dans l'opération les limites de confiance du paramètre estimé directement. Par exemple :

$$F_e = Q\bar{E}$$

Première limite de confiance de F_e = (première limite de confiance de Q)$\bar{E}$

Deuxième limite de confiance de F_e = (deuxième limite de confiance de Q)$\bar{E}$

Notons que, hormis les données sur les marques effectivement récupérées, aucune des deux méthodes pour le calcul des intervalles de confiance ne tient compte des incertitudes quant à la valeur des données à traiter. (La liste de ces données figure au tableau 1.)

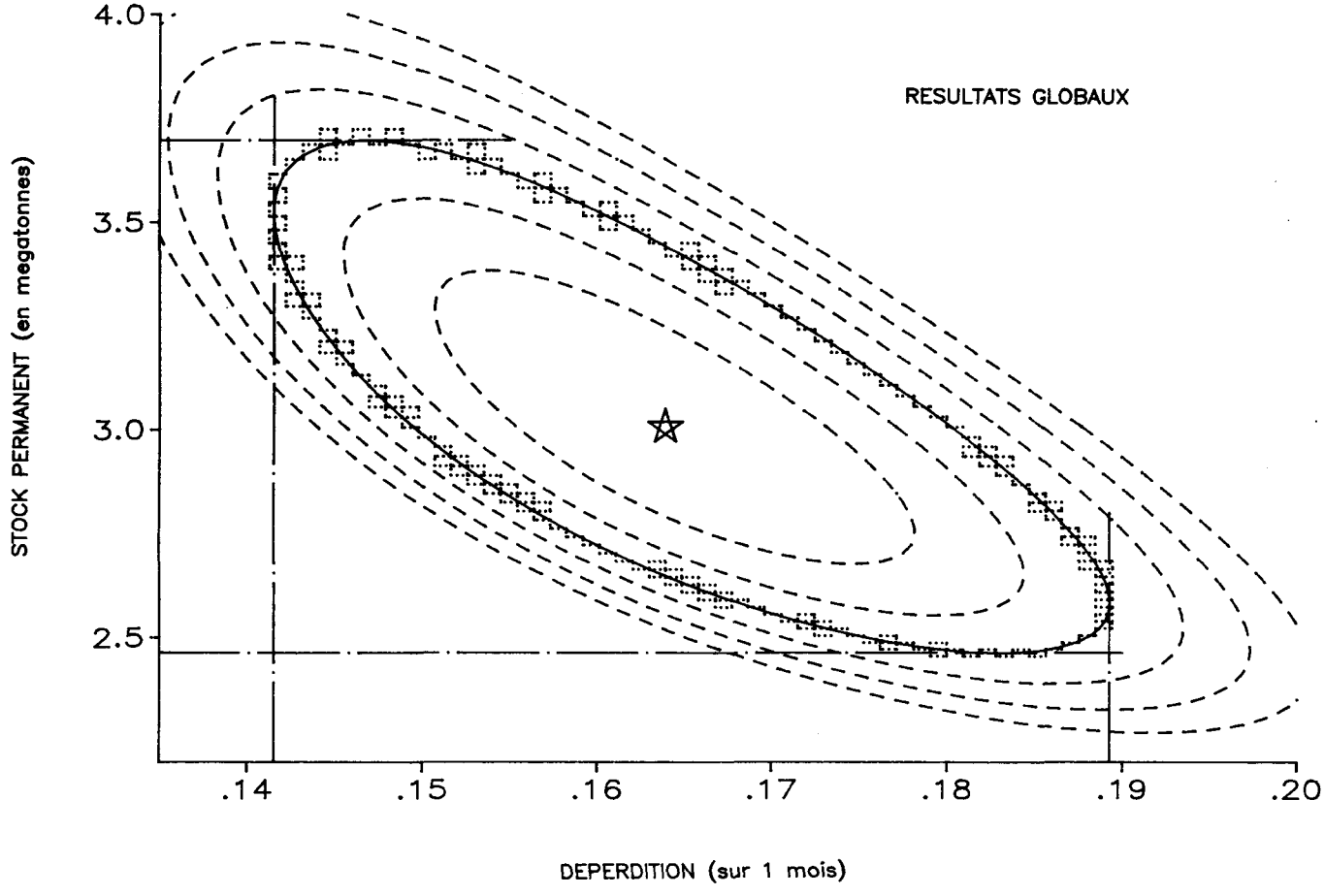
3.4 Forme du modèle basée sur l'effort, avec taux de déperdition variable

Les formes du modèle déjà vu admettent que la mortalité par pêche puisse varier dans le temps, mais reposent sur l'hypothèse, paradoxale, que le taux de déperdition demeure constant. Dans les formes basées sur les prises, il est difficile d'éliminer cette contradiction puisqu'il faudrait, pour être tout à fait cohérent, que le stock permanent soit également considéré comme variable. Il faudrait donc incorporer au modèle un certain élément de recrutement et, par là même, de nouvelles hypothèses. Toutefois, dans les formes du modèle qui sont basées sur l'effort de pêche, il est logique que le taux de déperdition soit admis comme variable et que la capturabilité soit néanmoins supposée constante. Le modèle revêt alors la forme suivante :

$$r_i = \frac{\alpha\beta N_0 Q E_i}{M+Q E_i}\left(\prod_{j=1}^{i} e^{-1(M+Q E_j)}\right)\left(e^{(M+Q E_i)_{-1}}\right) \qquad (12)$$

où la constante, M, représente toutes les formes de déperdition, sauf celles dues à la pêche et à la mortalité de type 2, et où la déperdition totale, $M+Q E_i+\psi$, varie en fonction de l'effort E_i. A effort constant, cette équation équivaut à la forme du modèle représentée par l'équation (6) qui comporte deux paramètres estimés. Toutefois, s'il y a variation de

FIGURE 2. EXEMPLE DE REGION DE CONFIANCE, DELIMITEE PAR LA SURFACE DE LA SOMME DES CARRES, TRACEE EN FONCTION DU STOCK PERMANENT ET DE LA DEPERDITION. Les traits interrompus sont les courbes de niveau de la surface de la somme des carrés. L'étoile se situe au point le plus bas de la surface et correspond à la paire de valeurs paramétriques donnant le meilleur ajustement. Le trait continu représente la courbe de niveau correspondant à la valeur critique de la somme des carrés donnée par l'équation (11). Ce trait englobe la région de confiance de 95 pour 100 et la projection des extrémités de cette courbe sur l'axe des paramètres délimite la région de confiance de 95 pour 100 de ces paramètres. Le trait pointillé montre la trajectoire qu'emprunte l'algorithme numérique de recherche pour tracer la courbe de niveau correspondant à la valeur limite de la somme des carrés.



l'effort, l'équation (12) comprend trois paramètres, M, Q et $\alpha\beta$ (puisque N_o est connu et ψ a été estimé séparément). Cette équation pourrait donc, au moins en théorie, servir à l'estimation de $\alpha\beta$.

L'équation (12) a été ajustée à des sous-ensembles de données sur les récupérations qui étaient assorties des données correspondantes sur l'effort de pêche. La procédure d'ajustement de cette forme du modèle est analogue à celle décrite dans la section 3.2, à ceci près qu'une démarche différente a été utilisée pour calculer la somme minimale des carrés. Il s'agit de l'algorithme simplex de Nelder et Mead (1965), mieux adapté à l'équation (12) et qui offre la facilité de pouvoir choisir que les différents paramètres de l'équation demeurent fixes ou qu'ils soient ajustés par le biais de la procédure d'ajustement.

Pour déterminer les limites de confiance, une fois ajustés les trois paramètres, il fallut tracer une courbe conchoïdale en trois dimensions correspondant à la somme critique des carrés, selon une méthode analogue à celle décrite à la section 3.3, mais avec la somme critique des carrés se définissant par :

$$S_{crit} = S_{min}\left[1 + \frac{3}{n-3} F_{0,05(3,\ n-3)}\right] \qquad (13)$$

3.5 Détermination des valeurs de β

L'estimation de β se trouve compliquée par le fait que la récupération des poissons marqués peut intervenir de différentes manières : lors d'une sortie de pêche à bord de différents types de navires, lors d'un déchargement, au cours du traitement du poisson dans une conserverie. A chacun de ces modes de récupération correspond un degré de probabilité, et par là même, une valeur β. Un β d'ensemble s'appliquant à plusieurs modes de récupération peut être dérivé de la façon suivante :

Soit :

p_j = nombre de récupérations utilisables effectuées grâce au mode de récupération j

q_j = nombre de récupérations inutilisables effectuées grâce au mode de récupération j

ζ_j = proportion de marques renvoyées à la suite d'une récupération de type j

Le facteur β est le rapport entre le nombre de récupérations utilisables et le nombre total de récupérations ; sa valeur se détermine comme suit :

$$\beta = \frac{\sum p_j}{\sum \frac{p_j + q_j}{\zeta_j}} \qquad (14)$$

3.6 Hypothèses du modèle

La dérivation des différentes formes du modèle repose sur une série d'hypothèses. Des simulations ont permis de déterminer l'incidence qu'aurait sur l'estimation des paramètres le non-respect de certaines de ces hypothèses. Nous résumons dans cette section les résultats de ces simulations, résultats qui n'ont pas encore été publiés. On trouvera d'autres détails dans la section 5.5.3.

3.6.1 Répartition dans le temps des lâchers de marques

On suppose que toutes les marques sont mises à l'eau à l'instant zéro et non pas tout au long du premier intervalle de temps. C'est effectivement le cas pour les données globales utilisées dans le présent rapport (voir section 4.1.1), mais cela ne se vérifie pas pour les autres ensembles de données. La simulation montre que ce problème n'a aucune influence sur le modèle si l'on dispose de chiffres de récupérations correspondant à des intervalles de temps suffisamment nombreux.

3.6.2 Situation d'équilibre

L'une des principales hypothèses que comporte le modèle est, qu'au cours de l'opération de marquage, il n'y a guère de variations quant à la valeur des paramètres que comporte la forme du modèle utilisée. Pour les formes du modèle basées sur les prises, il faut que la population et le taux de déperdition soient constants; pour celles basées sur l'effort, la capturabilité et le taux de déperdition doivent être constants. Subsidiairement, on suppose, pour toutes les formes du modèle, sauf celle de l'équation (12), que s'il y a variations de la mortalité par pêche, ces variations se limitent à des valeurs peu importantes par rapport au taux global de déperdition. On a étudié plusieurs situations de non équilibre modifiant les valeurs respectives du stock permanent, du recrutement, de la mortalité naturelle, de l'effort de pêche et de la capturabilité. Le modèle semble bien résister à d'importants écarts par rapport à la situation d'équilibre, à condition que les variations qui interviennent soient de caractère cyclique. Autrement dit, le modèle analytique a donné des estimations de paramètres qui étaient proches des valeurs moyennes des variables de simulation. Le modèle semble moins bien résister à des tendances homogènes de grande ampleur. Dans ce cas, les estimations du stock permanent et de la capturabilité correspondraient à des valeurs de départ plutôt qu'à des valeurs moyennes. En général, l'estimation des paramètres est plus proche de la valeur moyenne que des valeurs extrêmes de la variable de simulation correspondante.

Il serait très nuisible à la gestion d'une pêcherie que le rapport d'exploitation soit sous-estimé au point que ladite pêcherie semblerait pouvoir supporter une intensité de pêche accrue alors qu'il n'en serait pas ainsi en réalité. Dans les exercices de simulation, les scénarios qui admettent un tel cas de figure comportent une spectaculaire diminution de la population, notamment lorsque celle-ci découle d'une baisse immédiate du recrutement ou de l'accroissement immédiat de la mortalité. Une telle baisse ou un tel accroissement d'un ordre de grandeur entraîne une sous-estimation du rapport d'exploitation inférieure à un facteur de quatre, et des changements d'ordre de grandeur s'étalant sur deux années amènent une sous-estimation de ce même rapport qui est inférieure à un facteur de deux. Une diminution immédiate du recrutement ou une augmentation immédiate de la mortalité d'un facteur de deux produisent une sous-estimation du rapport d'exploitation inférieure à un facteur de 1,4. Ainsi, quand il y a des écarts importants par rapport à la situation d'équilibre on constate une moindre sous-estimation du rapport d'exploitation.

3.6.3 Surface couverte par l'opération de marquage

La dérivation du modèle est fondée implicitement sur l'hypothèse que le stock, mesuré par **P**, constitue une entité clairement définie. Toutefois, si une pêcherie est entourée de zones inexploitées, et que les

poissons se déplacent d'une zone à l'autre par suite d'un comportement diffusible ou analogue, la frontière réelle du stock d'origine des individus marqués n'est pas nettement délimitée. La zone occupée par une cohorte d'individus marqués ne peut que s'étendre avec le temps. En revanche, leur nombre diminue simultanément du fait de la déperdition, ce qui tend à limiter la durée de l'opération. La surface réelle du territoire concerné par l'expérience de marquage serait donc le résultat d'un compromis entre l'expansion migratoire et la déperdition. Ce phénomène fait toujours l'objet de la mise au point de modèles de simulation. Les résultats de ces travaux indiquent pour l'instant que l'estimation du stock permanent correspond à une population occupant un territoire plus étendu que celui qui est effectivement exploité, et la différence entre la zone peuplée par le stock et la zone exploitée est fonction du degré de diffusibilité du comportement des poissons. Pour une surface exploitée de la taille environ de la pêcherie locale des Iles Salomon ou de la Papouasie-Nouvelle-Guinée, et un niveau de diffusibilité assez élevé pour rendre compte du mouvement de marques observé entre les Iles Salomon et la Papouasie-Nouvelle-Guinée, les exercices de simulation montrent que la taille effective du stock est égale à celle d'une population occupant une zone environ dix fois plus étendue que la surface exploitée. Ainsi, la mesure opérationnelle du stock permanent qu'on obtient dans un tel cas correspond à la définition du stock permanent qui figure dans l'introduction, à savoir que le stock comprend les poissons qui se trouvent hors de la zone exploitée mais en sont assez proches pour qu'il y ait de bonnes chances qu'ils pénètrent dans cette zone au cours de leur vie.

3.6.4 Autres hypothèses

Il y a d'autres hypothèses liées à l'utilisation du modèle analytique qui n'ont pas été étudiées par simulation. Par exemple, cette forme d'analyse, comme la plupart des autres formes d'analyse de résultats de marquage, suppose que les individus marqués sont aussi susceptibles d'être capturés que les individus non marqués. C'est-à-dire, que les poissons marqués sont répartis au sein de la population de façon aléatoire et qu'ils ne sont ni plus ni moins vulnérables aux engins de pêche que les poissons non marqués. On suppose également que β est constant dans le temps. Si ce n'est pas le cas, notamment si β diminue dans le temps, la baisse observée du taux de récupération des marques serait due en partie à la diminution de β, et les valeurs du taux de déperdition obtenues au moyen du modèle constitueraient autant de surestimations.

4.0 DONNEES UTILISEES DANS L'ANALYSE

4.1 Récupérations, prises, effort

Dans le tableau 2 figurent le nombre de marques récupérées ainsi que les données entrant dans le modèle analytique. On y trouve les données globales, ainsi que des sous-ensembles de données sur les récupérations correspondant à des cohortes de bonites marquées, lâchées dans certains pays au cours de certains mois (périodes de dix jours dans le cas de la Nouvelle-Zélande). Les pays pris en compte sont ceux pour lesquels on disposait d'informations sur les prises ou l'effort de pêche, ou encore sur les deux, et concernant l'ensemble ou une partie des flottilles pêchant dans les eaux de ce pays. Les données sur les prises et, éventuellement, celles sur l'effort sont reprises au tableau 2.

TABLEAU 2. RECUPERATIONS ET AUTRES DONNEES ENTRANT DANS L'ESTIMATION DES PARAMETRES DE POPULATION. Données globables et par pays. La section 4.1 explique de façon complète les symboles et les sources de données utilisés dans ce tableau.

Données globales

Prise moyenne = 19000
$\alpha\beta$ = 0,60

t	r	C_t
a 1	2820	19000
2	506	19000
3	379	19000
4	261	19000
5	198	19000
6	120	19000
7	115	19000
8	93	19000
9	94	19000
10	114	19000
11	142	19000
12	106	19000
13	72	19000
14	62	19000
15	75	19000
16	42	19000
17	17	19000
18	24	19000
19	16	19000
20	23	19000
21	13	19000
22	8	19000
23	10	19000
24	11	19000
25	3	19000
26	6	19000
27	8	19000
28	7	19000
29	2	19000
30	0	19000
31	1	19000
32	1	19000
33	1	19000
34	1	19000
35	0	19000
36	1	19000
37	0	19000
38	0	19000
39	0	19000
40	0	19000
41	0	19000

Papouasie-Nouvelle-Guinée

$\bar{C}$ = 2000
$\bar{E}$ = 670
$\alpha\beta$ = 0,68
N_o = 6009

t	r	C_t	E_t
a 7905	20	379	114
a 7906	391	2153	598
7907	208	2972	1035
7908	100	2492	913
7909	58	1840	809
7910	27	654	614
7911	5	811	706
7912	3	286	212
8003	1	609	440
8004	5	1956	802
8005	1	2243	985
8006	2	2860	1005
8007	3	2878	1068
8008	7	5514	1180
8009	5	3982	988
8010	0	3697	850
8011	0	3055	831
8012	0	1800	553
8101	0	222	99
8103	0	1814	447
8104	0	4675	918
8105	0	3085	977
8106	0	3340	962
8107	1	3421	1077
8108	1	2100	964
8109	0	1660	885
8110	0	1435	626
8111	0	426	185
8112	0	77	42

Iles Salomon (1977)

$\bar{C}$ = 1200
$\bar{E}$ = 340
$\alpha\beta$ = 0,64
N_o = 1709

t	r	C_t	E_t
7711	17	754	317
7712	10	365	397
7801	0	15	73
7803	0	15	34
7804	3	941	460
7805	5	888	465
7806	1	1526	515
7807	5	1973	551
7808	3	1587	512
7809	4	2304	517
7810	7	2317	497
7811	5	2915	514
7812	5	2723	518
7901	1	1106	223
7904	2	1438	305
7905	0	1788	485

Iles Salomon (1980)

$\bar{C}$ = 2200
$\bar{E}$ = 490
$\alpha\beta$ = 0,54
N_o = 2012

t	r	C_t	E_t
8006	9	354	179
8007	28	2558	558
8008	25	2778	554
8009	9	2770	574
8010	8	3244	566
8011	20	3313	566
8012	16	2774	594
8101	18	1531	463
8104	5	1210	258
8105	5	1881	560
8106	11	2934	614
8107	4	2796	628
8108	6	3474	640
8109	2	2631	639
8110	0	2087	630
8111	0	2131	632
8112	1	1231	415
8112	1	1231	415

Fidji

$\bar{C}$ = 350
$\bar{E}$ = 120
$\alpha\beta$ = 0,80
N_o = 11646

t	r	C_t	E_t
a 8004	594	185	76
a 8005	183	65	86
8006	6	76	42
8007	11	116	33
8008	19	98	49
8009	2	99	20
8010	2	79	21
8011	2	106	45
8012	11	229	41
8101	27	737	198
8102	42	862	161
8103	35	953	193
8104	8	605	150
8105	12	536	138
8106	10	418	132
8107	5	387	140
8108	1	76	23
8110	3	77	33
8111	1	143	82
8112	2	298	147
8201	0	600	224
8202	1	688	226
8203	1	696	241
8204	0	405	231
8205	0	509	275
8206	0	285	168
8207	0	118	81
8208	0	42	31

Archipel des Gilbert, Kiribati

$\bar{C}$ = 20
$\alpha\beta$ = 0,82
N_o = 4403

t	r	C_t
7807	26	22.6
7808	159	49.5
7809	82	63.5
7810	78	76.3
7902	0	0.8
7903	0	3.8
7904	1	9.4
7905	0	8.3
7906	0	26.8
7907	0	8.8
7908	0	12.1
7909	0	6.8

Iles de la Société, Polynésie française

$\bar{C}$ = 100
$\alpha\beta$ = 0,82
N_o = 823

t	r	C_t
a 7812	0	60
7901	1	56
7902	4	64
7903	4	91
7904	1	110
7905	3	170
7906	2	130
7907	0	94
7908	0	89
7909	0	48
7910	0	62
7911	0	100

N_o = 896

t	r	C_t
a 7901	0	7
7902	2	64
7903	1	91
7904	0	110
7905	0	170
7906	0	130
7907	0	94
7908	0	89
7909	0	48
7910	0	62
7911	0	100
7912	1	54
8001	0	190
8002	0	130
8003	0	83
8004	0	82
8005	0	160
8006	0	97
8007	1	78
8008	0	32
8009	0	55
8010	0	150
8011	0	130
8012	0	180

Nouvelle-Zélande

$\bar{C}$ = 2300
$\bar{E}$ = 150
$\alpha\beta$ = 0,37
N_o = 2678

t	r	C_t	E_t
790221	2	336	37
790301	223	2396	120
790311	7	148	18
790321	30	215	24
790401	1	3	1
791121	0	25	7
791201	0	15	7
791221	0	35	6
800101	5	1319	94
800111	0	2100	87
800121	1	1186	86
800201	3	1986	135
800211	1	142	18
800221	0	219	33

N_o = 6298

t	r	C_t	E_t
790301	280	1917	96
790311	8	148	18
790321	48	215	24
790401	0	3	1
791121	0	25	7
791201	0	15	7
791221	0	35	6
800101	5	1319	94
800111	3	2100	87
800121	6	1186	86
800201	6	1986	135
800211	1	142	18
800221	0	219	33
800301	1	1191	76
800311	0	493	36
800321	1	113	19
800501	0	18	5
800521	0	49	5
800601	2	35	9
800611	0	12	2

Pour chaque jeu de données figurant au tableau 2, la colonne **t** donne le moment où les marques se trouvaient à l'eau pour ce qui concerne les données globales, et la période où les marques ont été récupérées pour ce qui est des données par pays. Pour les données globales, le moment exprimé correspond aux mois passés en mer, alors que pour les pays, la date est l'année civile et le mois où a eu lieu la récupération, sauf pour la Nouvelle-Zélande où est précisé le point de départ de la période de dix jours. On trouve à la colonne **r** le nombre de récupérations utilisables au cours du mois ou de la période de dix jours considérée. N'ont été aucunement prises en compte les récupérations effectuées par le navire de marquage lui-même car l'effort de pêche est dans ce cas généralement identique au lieu et à l'instant de la mise à l'eau. Ont également été écartées les récupérations qui n'étaient pas assorties d'une date. Si l'on pouvait établir qu'une date de récupération mal connue se situait à l'intérieur d'un intervalle de temps dont la longueur représente une période plus courte que la moitié du temps écoulé entre la mise à l'eau et le milieu de la période de liberté, alors la donnée était prise en compte avec pour date de récupération le milieu de l'intervalle de temps. Autrement, ces données étaient rejetées. Dans le cas de certains pays, les données de récupération ont fait l'objet d'un filtrage supplémentaire (voir section 4.1.2).

La colonne C_i du tableau 2 est celle des prises de bonites en tonnes au cours de la période considérée et, le cas échéant, la colonne E_i représente l'effort par jour de bateau, ou par coup de senne tournante dans le cas de la Nouvelle-Zélande. Pour les données par pays, les captures ont été calculées au prorata de l'effort de pêche pour tenir compte de l'instant où les lâchers de marques ont eu lieu dans la période initiale. La prise, $\overline{C}$, et l'effort, $\overline{E}$, moyens par mois ont servi pour le calcul de certains paramètres de population dérivés des paramètres du modèle de base. Ces valeurs figurent au début de chaque jeu de données. Les moyennes ont été calculées sur la base de la période couverte par chaque jeu de données. Elles comprennent les mois de prises ou d'effort zéro. Les taux de prises et d'effort correspondant à certains mois s'écartaient parfois considérablement de la moyenne, notamment dans le cas de la pêche en Nouvelle-Zélande qui présente un caractère hautement saisonnier; pour ce dernier pays apparaît donc une moyenne des prises et de l'effort concernant la période allant de décembre à mars.

Dans plusieurs cas, la première ou les deux premières périodes couvertes par le jeu de données n'ont pas été prises en compte dans l'analyse. Dans le tableau 2, un "a" précède la ligne correspondant à ces périodes. Dans toute opération de marquage, les premiers résultats peuvent facilement se trouver "en décalage" du fait de la présence insuffisante de poissons marqués au sein de la population non marquée. Pour les besoins de la présente analyse, les premiers résultats ont été écartés quant il y avait tout lieu de supposer que ces deux catégories d'individus s'étaient insuffisamment mélangées dans la ou les premières périodes, ou si une telle approche tendait à améliorer de façon significative la capacité du modèle à s'ajuster aux données.

4.1.1 Données globales

Il fallait pour pouvoir appliquer le modèle analytique aux données globales, supposer constant le taux de prises mensuel puisqu'on ne connaissait pas les taux de prises réels en fonction des différentes catégories de mois en liberté. Les taux de prises réels n'étaient pas connus parce que a) n'étaient pas disponibles les données sur les prises

pour toute la zone étudiée, et b) les récupérations relevant d'une catégorie de mois en liberté donnée n'avaient pas toutes été effectuées dans le même mois calendaire. La valeur supposée de 19.000 tonnes par mois (223.000 tonnes par an) prend en compte les prises réalisées dans la zone étudiée par la flottille japonaise de canneurs hauturiers, celles des quatre pêcheries en co-entreprise de la région (Papouasie-Nouvelle-Guinée, Iles Salomon, Fidji et Palau), celles de la flottille de senneurs pêchant en Nouvelle-Zélande et les estimations concernant les prises effectuées dans cette même zone par les flottilles japonaises et américaines de senneurs de haute mer.

4.1.2 Données par pays

Les données du tableau 2 concernant la Papouasie-Nouvelle-Guinée correspondent aux lâchers de deux mois consécutifs, mai et juin 1979. Les 2.718 mises à l'eau de mai ayant toutes eu lieu dans les cinq derniers jours du mois, elles ont été combinées avec les 3.291 mises à l'eau de juin pour constituer un jeu de données. Ces résultats ne se rapportent qu'à la flottille de canneurs locale pêchant en Papouasie-Nouvelle-Guinée. En outre, ces données ne portent que sur les mises à l'eau, les récupérations et les prises effectuées dans la partie orientale de la Mer de Bismarck, qui constitue la zone de pêche principale de la flottille locale. Les statistiques de pêche proviennent du ministère des industries primaires de Papouasie-Nouvelle-Guinée. De plus amples détails sur le choix de données de recaptures ainsi que sur la pêche à la canne en Papouasie-Nouvelle-Guinée sont fournis par le Programme thonidés (1984).

Les deux ensembles de données relatives aux Iles Salomon sont basés sur des lots de marques lâchées en novembre 1977 et juin 1980. Ces données incluent les mises à l'eau, les récupérations et les prises effectuées par la flottille locale de canneurs des Iles Salomon pêchant uniquement dans le Slot et les eaux avoisinantes. On a exclu de l'analyse les mises à l'eau et les récupérations concernant un certain banc de poissons en majorité de petite taille afin de mieux faire correspondre la répartition par taille des poissons marqués avec celle des prises réalisées par la flottille locale. Les statistiques des pêches ont été fournies par le ministère des ressources naturelles des Iles Salomon. De plus amples détails sur le choix des données de recaptures ainsi que sur la pêche à la canne dans les Iles Salomon sont donnés par Argue et Kearney (1982).

Concernant la Nouvelle-Zélande, les deux jeux de données correspondent aux marques mises à l'eau dans ce pays au cours de deux périodes consécutives de dix jours entre la fin février et la mi-mars 1979. Ces données portent sur les mises à l'eau, les récupérations et les prises effectuées par des senneurs pêchant dans les eaux de ce pays. Ces statistiques de pêche proviennent de la Division de la recherche sur les pêches (Fisheries Research Division) et de Habib et al. (1980a, 1980b). Les statistiques étant réparties sur la base de périodes de dix jours, les données concernant les récupérations de marques ont été également réparties sur cette base. Des détails complémentaires sur le choix des données de recaptures et sur la pêche à la senne en Nouvelle-Zélande sont apportés par Argue et Kearney (1983).

Les données concernant Fidji comprennent les marques mises à l'eau en avril 1980 uniquement, ainsi que les récupérations et les prises réalisées par la flottille locale de canneurs pêchant à Fidji. Les statistiques de pêche proviennent de Anon (1982). De plus amples détails concernant le choix de données de récupérations et la pêche locale à la canne sont

fournis par Kearney (1982). Deux séries de données supplémentaires concernant les récupérations ont été prises en compte dans cette analyse, en plus des statistiques sur les pêches pour 1982 qui ont été récemment publiées. Ces chiffres sont fournis par la Division des pêches du ministère fidjien de l'agriculture et des pêches.

Les données sur Kiribati se limitent aux lâchers effectués dans les Iles Gilbert, aux environs de Butaritari notamment, et aux récupérations réalisées dans cette même zone par deux canneurs de recherche exploités consécutivement par l'Agence japonaise de coopération internationale, en 1978, et les Nations Unies, en 1979. Les données sur les prises proviennent du ministère des ressources naturelles de Kiribati. Des informations supplémentaires concernant le choix des données de récupérations et la pêcherie étudiée sont fournies par Kleiber et Kearney (1983).

Les deux jeux de données relatives aux Iles de la Société (Polynésie française) ne portent que sur les récupérations effectuées par les "bonitiers", bateaux locaux destinés à la pêche à la traîne et qui utilisent des leurres de nacre. Les statistiques sur les prises proviennent de Marcille et al. (1979) et Chabanne et Marcille (1980). De plus amples détails sur le choix des données de récupérations et sur la pêche aux bonitiers se trouvent dans Gillett et Kearney (1983).

4.2 Nombre de marques mises à l'eau, N_o

Le nombre de bonites remises à l'eau qui correspond à chaque jeu de données figure au tableau 2 en haut de chaque colonne. En réalité, la valeur N_o n'était pas connue avec la plus grande précision. En effet, environ 7 pour 100 de l'ensemble des individus marqués étaient d'une autre espèce que la bonite (plus de 99% de thons jaunes); et de temps à autre, les pannes du système d'enregistrement embarqué empêchaient de répertorier certaines des espèces remises à l'eau (0,5% environ). Pour estimer le nombre de bonites relâchées, on répartissait, pour chaque banc, les poissons relâchés dont l'espèce n'avait pas été répertoriée entre bonites et thons jaunes, suivant le rapport entre bonites et thons jaunes reconnus comme tels composant un banc donné (qu'ils aient été relâchés ou non). Le nombre estimatif de bonites parmi les poissons relâchés non identifiés était alors ajouté au nombre de bonites relâchées après l'identification pour arriver à une estimation du nombre total de bonites relâchées. Pour ce qui est des données globales, la valeur de N_o est estimée à 140.433 bonites marquées et relâchées, soit 139.960 bonites répertoriées, et les 740 individus d'espèces inconnues répartis entre 473 bonites et 267 thons jaunes. Ainsi, le nombre total de bonites relâchées se situait-il sans aucun doute entre 139.960 (en supposant qu'aucun individu non identifié ne soit une bonite) et 140.700 (en supposant que tous les individus non identifiés soient des bonites).

4.3 Survie de type 1, conservation de la marque, α, et taux de récupération des marques, β

Des efforts considérables ont été déployés pour maintenir à un haut niveau d'efficacité la procédure de marquage (Kearney et Gillett 1984) afin de porter au maximum la valeur α, ainsi que le système de récupération des marques (Kearney 1984) pour essayer d'en faire de même pour β. Toutefois, l'analyse des résultats a rendu nécessaire l'estimation de valeurs pour $\alpha\beta$.

4.3.1 Essais d'estimation de $\alpha\beta$ au moyen du modèle à trois paramètres

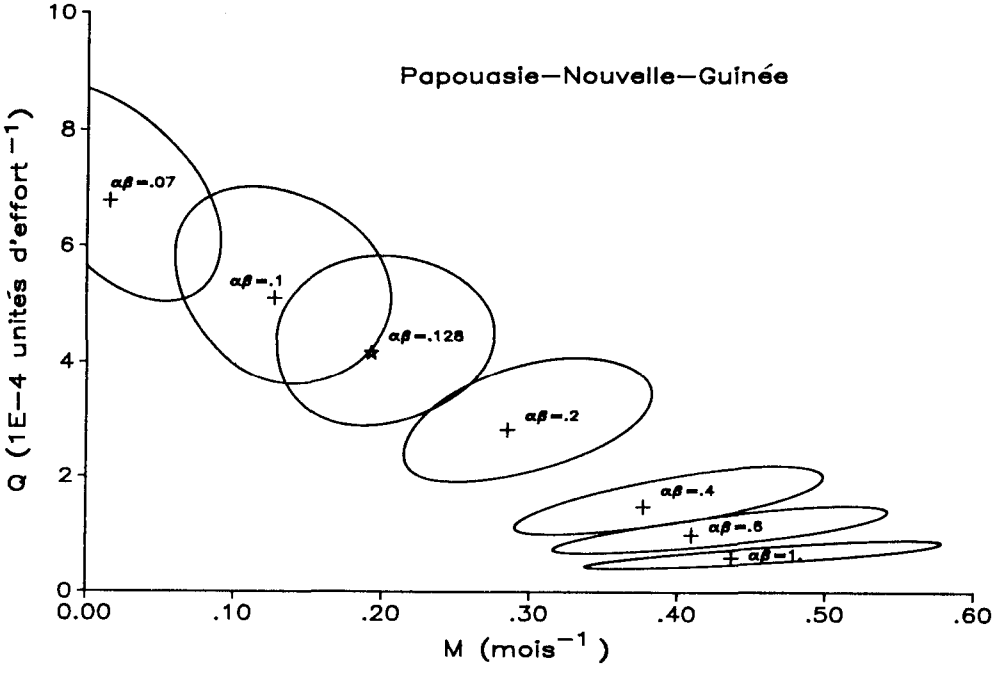
Théoriquement, on pourrait utiliser la forme à trois paramètres du modèle analytique qui est donné par l'équation (12) pour estimer la valeur de $\alpha\beta$. Dans cette optique, on a ajusté l'équation (12) aux cinq ensembles de données incluant l'effort qui figurent au tableau 2. On a fait correspondre N_o aux valeurs données dans le tableau 2, et les paramètres M, Q et $\alpha\beta$ ont été modifiés au moyen de la procédure d'ajustement. Le procédé a donné des valeurs impossibles (M négatif ou $\alpha\beta$ supérieur à 1,0) dans trois cas, et des valeurs possibles dans deux cas. L'étude des régions de confiance à trois dimensions se rapportant aux deux derniers cas (figures 3 et 4) a révélé que $\alpha\beta$ était très mal défini par l'analyse. L'intervalle de confiance de 95 pour 100 [soit environ 0,05--1,0] recouvre presque toutes les valeurs possibles du paramètre [0--1,0]. En outre, les tracés du haut dans les figures 3 et 4 montrent bien que si la valeur de $\alpha\beta$ peut être limitée par suite de données indépendantes (une ou plusieurs expériences destinées à mesurer ce facteur par exemple), la confiance s'attachant aux autres paramètres se trouve renforcée d'autant. Les expériences de salage et de double marquage ont permis d'obtenir de telles données indépendantes pour certains des composants de α et de β.

4.3.2 Estimation de β

Vingt-cinq pour cent des marques utilisées dans l'opération de salage effectuée sur des senneurs en Nouvelle-Zélande, ont été récupérées. Elle l'on toutes été dans des installations terrestres de transformation du poisson, principalement à Pago Pago où le gros de la prise a été déchargé. Cette expérience a eu lieu plus d'un an après la plupart des récupérations enregistrées dans des installations terrestres dans le cadre du programme normal de marquage. Il est donc possible que le faible nombre de marques récupérées à la suite de l'expérience de salage soit le résultat d'un problème apparu plus tard au niveau du système de récupération des marques, ou encore d'un problème propre aux poissons de Nouvelle-Zélande pêchés à la senne et traités à Pago Pago. Malheureusement, il n'y a pas eu d'expérience de salage sur des poissons pêchés à la canne ou des poissons destinés à d'autres installations de traitement. Il se peut également que les marques placées sur des poissons morts risquent davantage de se décrocher et se perdre que lorsqu'il s'agit de poissons vivants. A première vue, les résultats de l'expérience de salage donnent à penser que la valeur de ζ_s (aptitude du personnel des installations terrestres de transformation à trouver les marques combinée avec leur propension à les renvoyer) peut avoir été aussi faible que 0,25, pour ce qui concerne les installations terrestres au moment de l'expérience en question. Néanmoins, la valeur de ζ_s peut bien avoir été supérieure pour ce qui a trait à Pago Pago et à d'autres installations de traitement au moment où y transitaient les poissons marqués et remis à l'eau dans le cadre du Programme bonite. Les valeurs 0,25 et 1,0 ont été attribuées à ζ_s pour le pire et pour le meilleur cas de figure.

Un éventail de valeurs de ζ_f (propension des pêcheurs à la canne à renvoyer les marques) peut être établi grâce aux résultats du double marquage effectué à Fidji. Une analyse de ces résultats utilisant la méthode établie par Bayliff et Mobrand (1972) a permis d'estimer à 0,997, avec un intervalle de confiance de 95 pour 100 [0,82--1,0], la quantité $\rho\zeta_f$, où ρ représente la conservation à court terme des marques (type 1) (1 moins le taux de décrochage des marques) (Programme thonidés, analyses non publiées). Cet intervalle s'applique séparément à ρ et à ζ_f, car ces deux quantités se situent nécessairement sur l'intervalle [0--1,0].

FIGURE 3. REGIONS DE CONFIANCE DE L'ESTIMATION DES TROIS PARAMETRES DU MODELE BASE SUR UNE DEPERDITION VARIABLE; DONNEES RELATIVES A LA PAPOUASIE-NOUVELLE-GUINEE. On voit sur le diagramme du haut des tranches de la région de confiance correspondant à différentes valeurs de $\alpha\beta$. L'axe $\alpha\beta$ s'étend vers le bas par rapport au plan de la page. Sur le diagramme du bas, la figure tourne vers l'avant par rapport à l'axe des M, aussi l'axe des Q s'élève-t-il par rapport au plan de la page. Les tranches correspondent aux différents niveaux de Q. En haut, les croix correspondent aux valeurs de Q et de M donnant le meilleur ajustement, $\alpha\beta$ étant constant à tous les niveaux; en bas, les croix représentent les valeurs de $\alpha\beta$ et de M donnant le meilleur ajustement, Q demeurant constant à tous les niveaux. Dans les deux diagrammes, l'étoile est située au lieu correspondant au meilleur ajustement des trois paramètres.



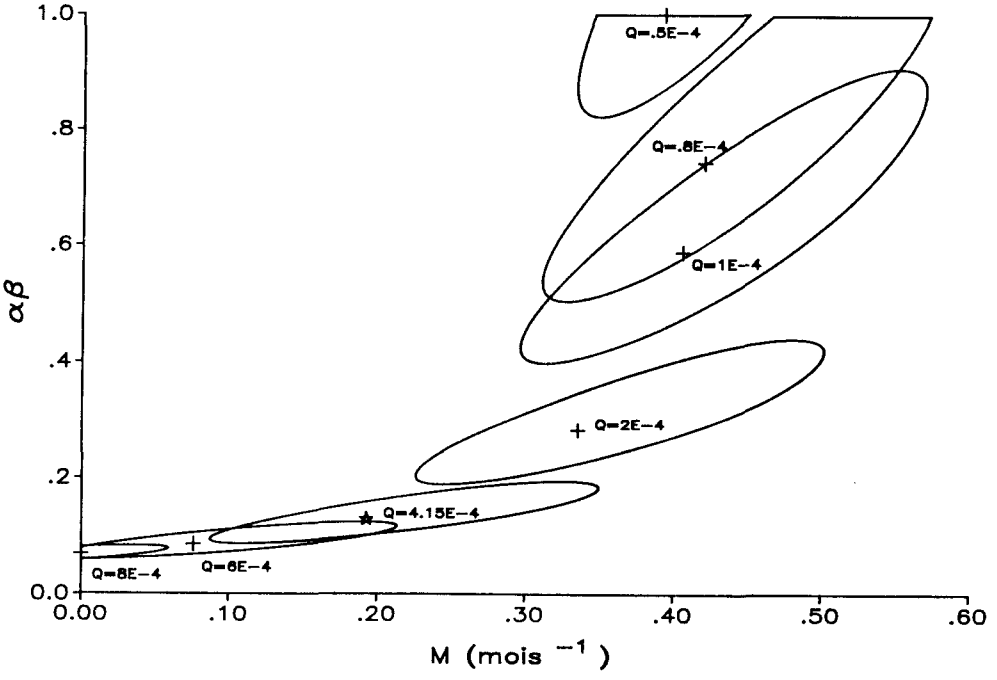
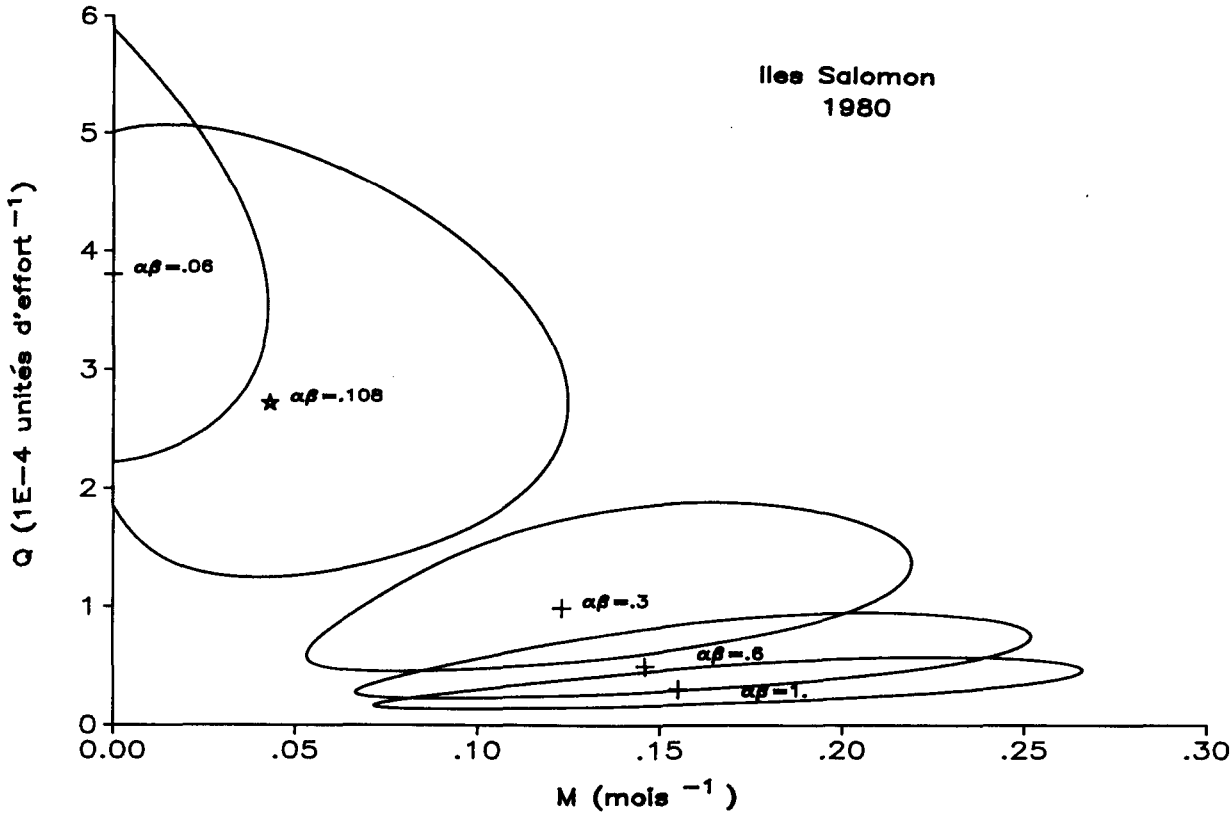
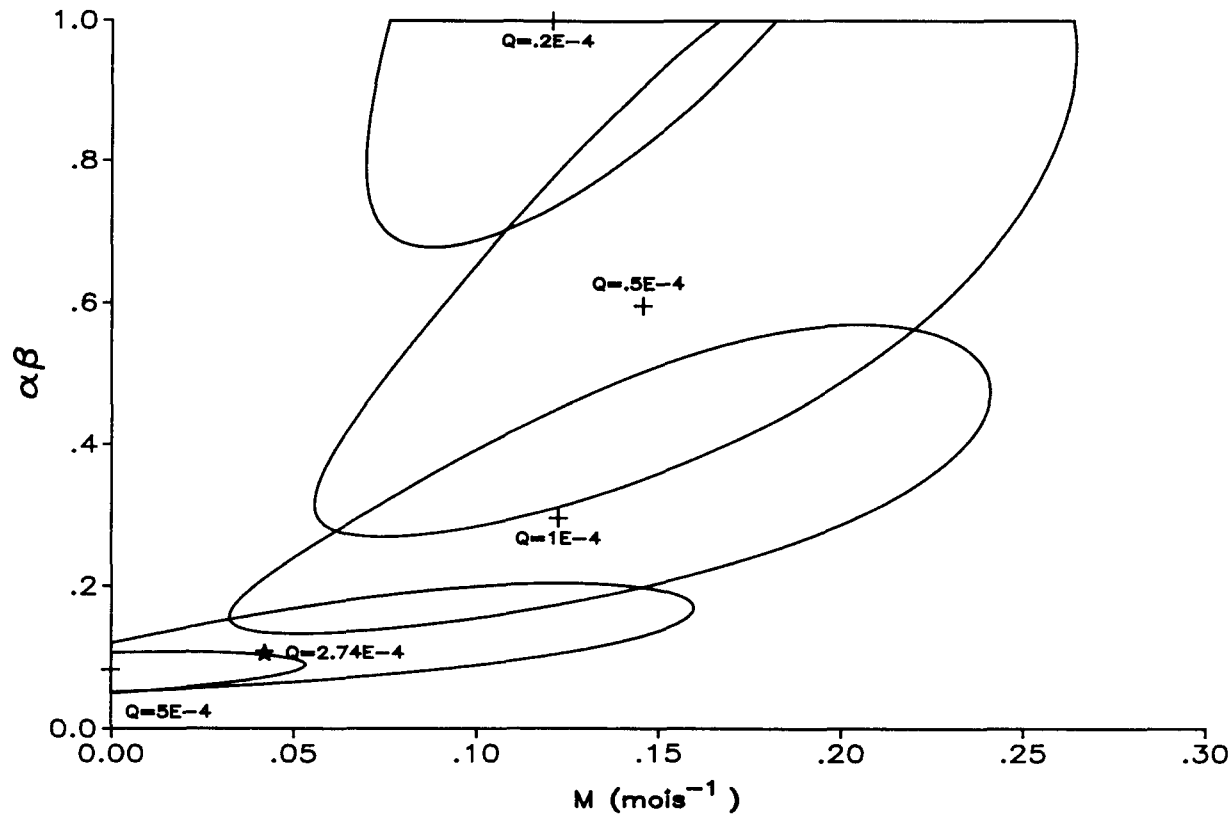


FIGURE 4. REGIONS DE CONFIANCE DE L'ESTIMATION DES TROIS PARAMETRES DU MODELE BASE SUR UNE DEPERDITION VARIABLE; DONNEES DE 1980 CONCERNANT LES ILES SALOMON. Par ailleurs, cette figure est analogue à la figure 3.





En admettant l'existence de deux modes de récupération - 1) par les pêcheurs à bord de leur bateau et 2) par le personnel des installations de traitement - et admettant les intervalles donnés ci-dessus pour les facteurs ζ correspondants, les valeurs de β dans le pire et dans le meilleur cas de figure sont calculées grâce à l'équation (14) et figurent dans le tableau 3.

4.3.3 Estimation de α

La valeur de α est fonction de la mortalité et des décrochages de marques de type 1. Comme nous venons de le voir, les pertes de marques de type 1, $1-\rho$, doivent être minimes. La mortalité par marquage (type 1) est plus difficile à déterminer. Cependant, des taux élevés de récupérations de marques (>50%) ont été enregistrés dans le Pacifique oriental (W.H. Bayliff, communication personnelle) dans le cadre d'opérations de marquage utilisant des méthodes analogues à celles du Programme bonite, mais peut-être moins rigoureuses. Cela donne tout lieu de penser que la somme de la mortalité par marquage et des pertes de marques de type 1 atteint un niveau modeste. Faute d'informations quantitatives supplémentaires, le chiffre de 10 pour 100 a été retenu pour les pertes de type 1, soit une valeur de α de 0,9.

4.3.4 Valeur supposée de $\alpha\beta$

Les valeurs de $\alpha\beta$ utilisées dans le modèle analytique figurent en tête de chaque jeu de données du tableau 2. Elles ont été dérivées d'une valeur supposée de 0,9 en ce qui concerne α et d'une valeur de β à mi-chemin des valeurs respectives du pire et du meilleur cas de figure tels qu'ils apparaissent dans le tableau 3 (voir section 4.3.2). Il en découle des valeurs de $\alpha\beta$ utilisées aux fins de la présente analyse, qui sont parfois différentes des valeurs adoptées dans des rapports précédents relatifs aux résultats de différents pays (Kearney 1982; Argue et Kearney 1982, 1983; Gillett et Kearney 1983; Kleiber et Kearney 1983). C'est que, devant la grande incertitude qui règne à ce sujet, les choix sont quelque peu arbitraires et dépendent de la démarche propre à chaque auteur.

4.4 Perte de marques de type 2, ψ

On a admis une valeur de ψ - facteur de perte de marque de type 2 - commune à tous les ensembles de données. Les pertes de type 2 ont été estimées sur la base de l'expérience de double marquage (Programme bonite 1981). L'estimation de la mortalité de type 2 n'est pas aussi aisée. La proportion de bonites à double marque récupérées n'est pas inférieure de façon significative à celle des bonites à marque unique relâchées à la même époque, sauf pour ce qui concerne les poissons d'une taille inférieure ou égale à 45 cm (Programme bonite 1981). En conséquence, même si elle a été significative, la mortalité par marquage de type 2 n'a pu augmenter en raison de la présence d'une seconde marque, sauf peut être dans le cas des poissons de petite taille. La différence qui a été observée à propos de ces derniers peut relever d'une mortalité de type 1 ou de type 2 mais, comme il est démontré en annexe, il n'y a pas de différence perceptible quant au taux de déperdition entre les poissons de moins de 45 cm et ceux de 45 à 55 cm. Ce qui laisse supposer que la diminution des récupérations de poissons de petite taille doublement marqués, constitue essentiellement un phénomène de type 1. En tout état de cause, ces petits poissons représentent moins de 15 pour 100 des récupérations prises en compte dans ce rapport. On suppose, aux fins de la présente analyse, que la mortalité de type 2 est égale à zéro et que la valeur de ψ est 0,0073 par mois, ce qui correspond à l'estimation des décrochages de marques de type 2.

TABLEAU 3. CALCUL DE β. Les valeurs de β dans le meilleur et le pire cas sont calculées grâce à l'équation (14) en se servant d'hypothèses quant à la valeur de ζ dans le meilleur et le pire cas.

		Récupérations		ζ		β	
	Lieu de la récupération	Utilisables	Rejetées	Pire cas	Meilleur cas	Pire cas	Meilleur cas
Résultats globaux	en mer (pêcheurs)	4641	125	0,82	1,0	0,47	0,87
	à terre	711	706	0,25	1,0		
Papouasie-Nouvelle-Guinée	en mer (pêcheurs)	838	7	0,82	1,0	0,62	0,90
	à terre	0	82	0,25	1,0		
Iles Salomon 1977	en mer (pêcheurs)	65	1	0,82	1,0	0,55	0,88
	à terre	3	8	0,25	1,0		
Iles Salomon 1980	en mer (pêcheurs)	167	6	0,82	1,0	0,43	0,77
	à terre	0	45	0,25	1,0		
Nouvelle-Zélande	en mer (pêcheurs)	231	12	0,82	1,0	0,19	0,64
	à terre	403	352	0,25	1,0		
Fidji	en mer (pêcheurs)	977	23	0,82	1,0	0,80	0,98
	à terre	1	0	0,25	1,0		
Archipel des Gilbert	en mer (pêcheurs)	346	0	0,82	1,0	0,82	1,0
Iles de la Société	en mer (pêcheurs)	20	0	0,82	1,0	0,82	1,0

5.0 RESULTATS ET DISCUSSION

5.1 Courbes de perte de marques

La figure 5 montre deux courbes de récupérations de marques par rapport au temps de séjour à la mer correspondant aux données globales du tableau 2. Les traits continus représentent les valeurs prévisionnelles obtenues par le meilleur ajustement possible du modèle analytique. La courbe du haut est tracée en fonction d'une échelle de racines carrées figurée par l'axe des "Y", car x a été utilisé pour l'ajustement du modèle. Ainsi, la procédure d'ajustement a tendu à réduire au minimum l'écart entre les points et le trait de la courbe du haut. Un tracé semi-logarithmique des mêmes résultats est représenté par la courbe du bas, mais, bien entendu, on ne peut y faire figurer les points correspondant à zéro récupération dans un mois donné. Dans la figure 5, les récupérations par mois diminuent, comme prévu, avec le temps et suivent une ligne presque droite par rapport à l'échelle semi-logarithmique. Le trait continu, donné par la procédure d'ajustement, est droit dans le cas du tracé semi-logarithmique parce que le taux de prises est supposé constant. La saillie que présentent les données observées à un an de liberté environ résultent probablement de phénomènes saisonniers touchant les pêcheries. La plupart des pêcheries de la région connaissent chaque année une période d'effort de pêche accru qui dure d'un peu plus d'un mois (Nouvelle-Zélande) à plusieurs mois (Papouasie-Nouvelle-Guinée). Vu que la tendance, dans les différentes zones, était de mettre les marques à l'eau au cours de ces périodes, il n'est pas surprenant qu'une soudaine montée des récupérations vienne coïncider avec l'intensification de la pêche qui a lieu un an environ après le marquage.

La figure 6 donne l'exemple d'une courbe de déperdition des marques correspondant aux données pour un certain pays, telles qu'elles apparaissent au tableau 2. Ici, l'axe des "X" représente les mois de calendrier, comme pour les données concernant les autres pays. La dispersion est plus grande que dans la figure 5 du fait de la variabilité statistique plus importante qui résulte de la diminution du nombre de données, et des variations de l'intensité de pêche intervenues au cours de l'expérience. Lorsqu'elles étaient connues, les informations détaillées sur les prises ou sur l'effort, ou encore sur les deux, étaient intégrées au modèle analytique afin de corriger les écarts d'intensité de pêche. Le trait continu de la figure 6 n'est pas lisse parce qu'il représente les variations du taux de prises ainsi que la baisse constante due à la déperdition dans toutes ses composantes.

5.2 Estimations de paramètres au moyen du modèle analytique

Les estimations de paramètres effectuées grâce aux formes du modèle figurant au tableau 1, sont données dans le tableau 4, avec des intervalles de confiance de 95 pour 100. Les colonnes du tableau 4 correspondent aux jeux de données du tableau 2, à ceci près que les données relatives à des mises à l'eau effectuées dans des mois consécutifs (périodes de dix jours dans le cas de la Nouvelle-Zélande) ont été combinées en une seule opération d'ajustement. Les deux jeux de données concernant les Iles Salomon ont été traités séparément puisque deux années et sept mois séparent les périodes de mise à l'eau; on ne pouvait donc admettre comme similaires les conditions de pêche correspondant à ces deux périodes.

FIGURE 5. COURBES DE DEPERDITION GLOBALE. Ces étoiles représentent les taux globaux de récupérations donnés dans le tableau 2. Les traits continus figurent les valeurs escomptées à partir du meilleur ajustement de la forme du modèle analytique utilisant les données de prise. Dans la figure du haut, l'axe des ordonnées représente l'échelle des racines carrées, et dans celle du bas, elle prend la forme d'une échelle logarithmique.

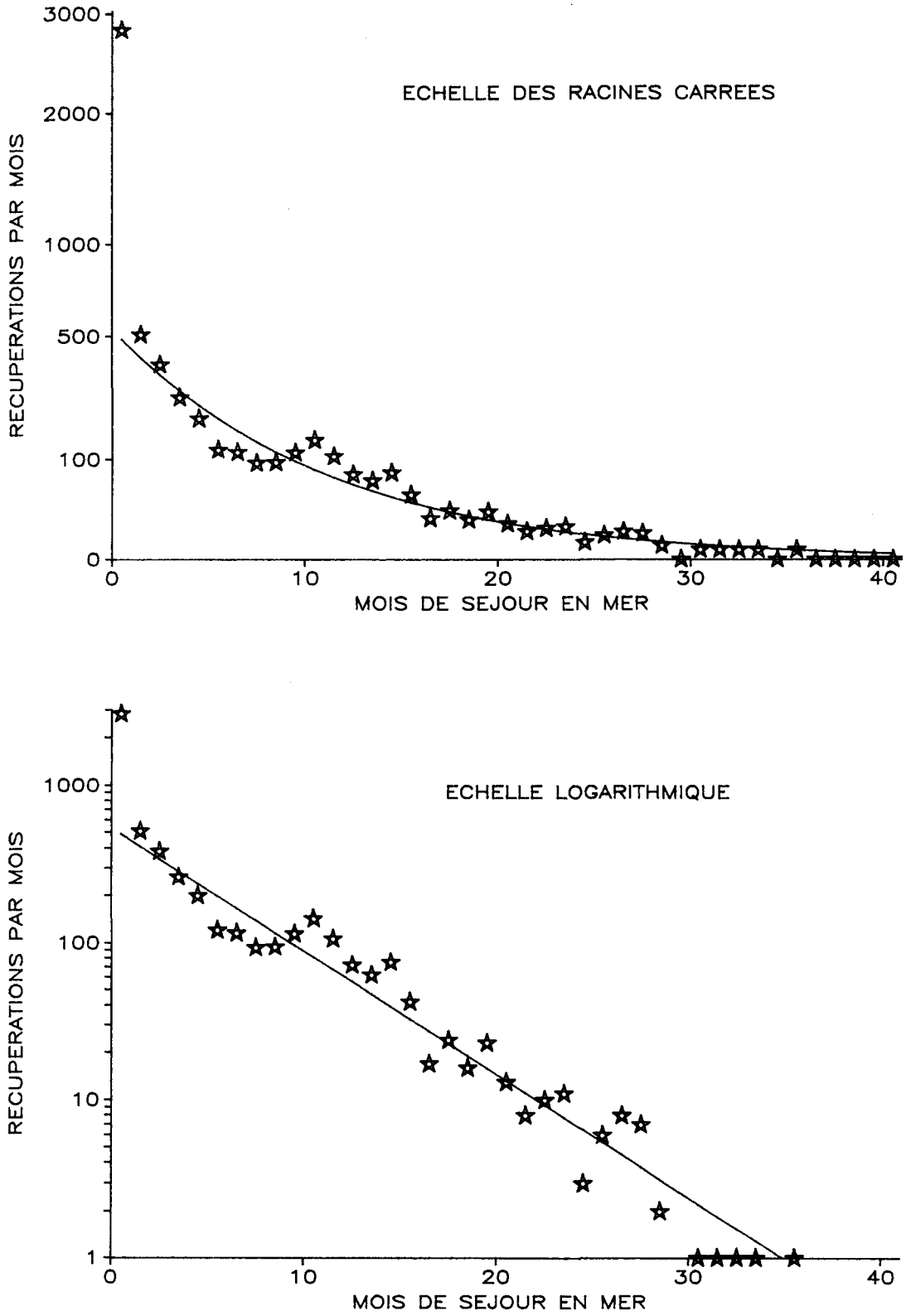


FIGURE 6. EXEMPLE DE COURBE DE DEPERDITION DES MARQUES SE RAPPORTANT A UN SEUL PAYS (Iles Salomon, juin 1980)

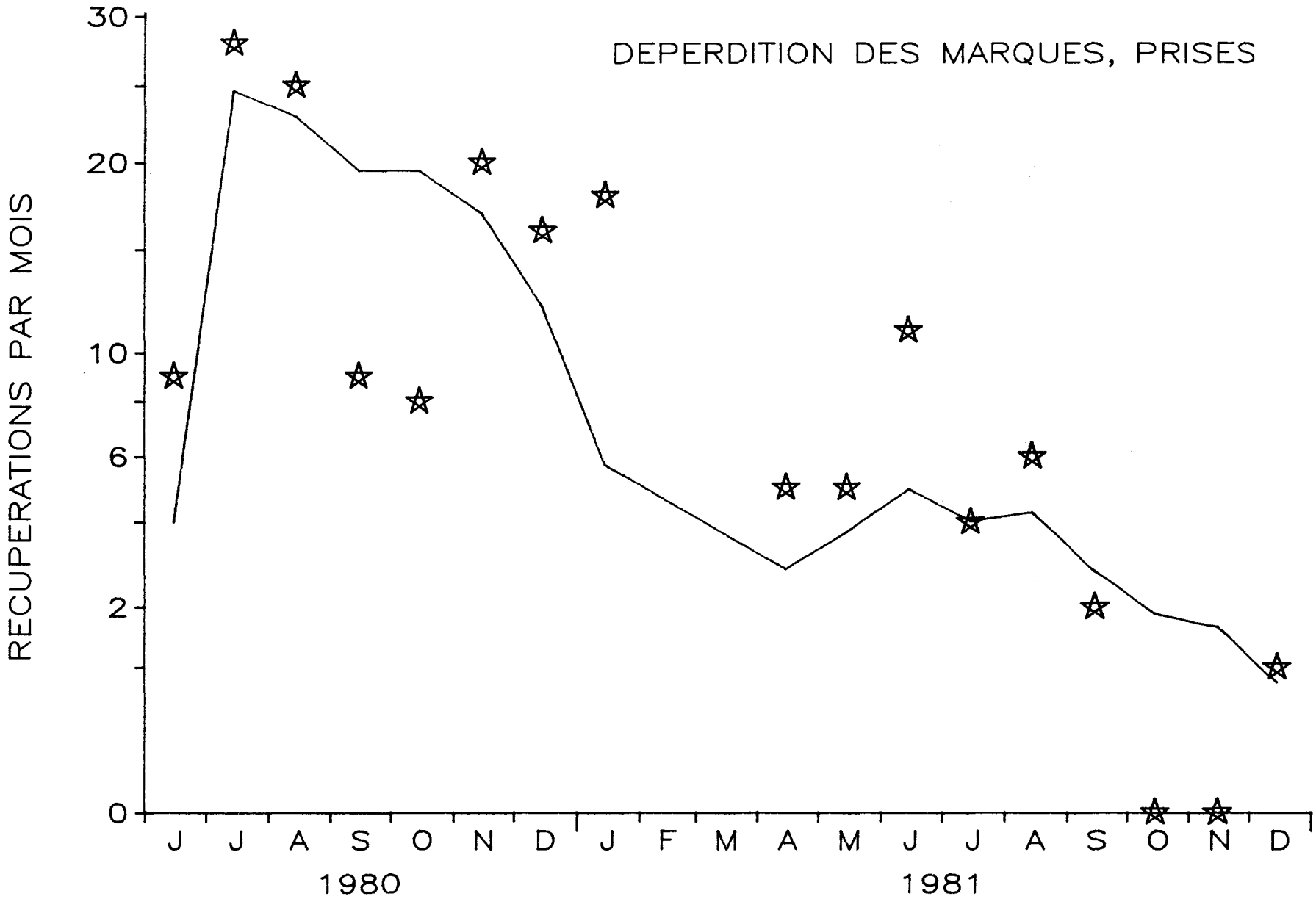


TABLEAU 4. RESULTATS DES FORMES DU MODELE ANALYTIQUE FIGURANT DANS LE TABLEAU 1 SUR LA BASE DES DONNEES DU TABLEAU 2. Dans chaque rectangle, le chiffre du haut est la meilleure estimation du paramètre et, le cas échéant, les deux chiffres du dessous représentent les limites de confiance à 95%. Certains chiffres sont assortis de multiplicateurs exponentiels de la forme analytique : 19E3, par exemple. Cela signifie 19×10^3. Les limites de confiance portent le même multiplicateur que les estimations auxquelles elles correspondent, multiplicateurs qui toutefois ne figurent pas dans le tableau. Les symboles figurant en tête des différentes rangées de chiffres sont expliqués ci-dessous. Tous les jeux de données ne comportent pas des statistiques de l'effort de pêche. Aussi trouve-t-on des rectangles vides dans la rangée consacrée à l'effort ainsi que dans les rangées concernant des quantités qui sont fonction de la valeur de l'effort. Les abréviations entre parenthèses, au-dessous du titre des colonnes, renvoient aux fichiers informatiques qui contiennent les données sur le marquage et les statistiques de prises.

	Données globales (AGGPLO)	Papouasie-Nouvelle-Guinée (P79C)	Iles Salomon 1977 (SOF3)	Iles Salomon 1980 (SOF1)	Fidji (FIJPLO)	Archipel des Gilbert (KIRPLO)	Iles de la Société (SOCPLO)	Nouvelle-Zélande (ZC1.2)
$\bar{C}$	19E3	2000	1200	2200	350	20	100	2300
$\bar{E}$		670	340	490	120			150
G_c	0,95	0,96	0,69	0,63	0,80	0,91	0,36	0,91
G_e		0,95	0,52	0,68	0,68			0,85
P	3,0E6 2,5 - 3,7	35E3 27 - 45	49E3 25 - 124	89E3 48 - 185	39E3 20 - 79	1,0E3 0,5 - 2,1	9,7E3 1,8 - 67,1	13E3 10 - 17
Q		0,90E-4 0,60 - 1,44	0,27E-4 0,08 - 0,65	0,56E-4 0,29 - 0,96	0,81E-4 0,36 - 1,64			0,0012 0,0008 - 0,0017
Z_c	0,17 0,15 - 0,20	0,38 0,32 - 0,46	0,23 0,13 - 0,34	0,15 0,07 - 0,26	0,19 0,13 - 0,26	0,37 0,16 - 0,69	0,59 0,20 - 1,30	0,38 0,30 - 0,52
Z_e		0,47 0,35 - 0,65	0,14 0,01 - 0,29	0,16 0,09 - 0,26	0,19 0,12 - 0,26			0,39 0,29 - 0,62
F_c	0,63E-2 0,51 - 0,77	0,058 0,045 - 0,075	0,024 0,010 - 0,049	0,025 0,012 - 0,046	0,0091 0,0044 - 0,0174	0,019 0,009 - 0,038	0,010 0,001 - 0,055	0,17 0,13 - 0,22
F_e		0,061 0,040 - 0,097	0,0092 0,0027 - 0,0223	0,027 0,014 - 0,047	0,0097 0,0043 - 0,0197			0,18 0,12 - 0,25
T	0,52E6 0,46 - 0,59	13E3 11 - 16	11E3 7 - 19	13E3 9 - 22	7,3E3 4,8 - 11,4	0,38E3 0,24 - 0,64	5,7E3 2,1 - 20,1	5,0E3 3,8 - 7,0
H_c	0,037 0,032 - 0,042	0,15 0,13 - 0,18	0,11 0,06 - 0,17	0,16 0,10 - 0,25	0,048 0,031 - 0,072	0,052 0,031 - 0,083	0,017 0,005 - 0,048	0,46 0,33 - 0,60
H_e		0,13 0,10 - 0,16	0,067 0,034 - 0,270	0,17 0,11 - 0,24	0,056 0,030 - 0,084			0,46 0,29 - 0,65

Définition des symboles :

$\bar{C}$ = prise moyenne au cours de l'opération de marquage (tonne/mois)

$\bar{E}$ = effort moyen au cours de l'opération de marquage (unités d'effort/mois

G_c = pourcentage de variance dont rend compte le modèle qui inclut les données sur les prises

G_e = pourcentage de variance dont rend compte le modèle qui inclut les données sur l'effort

P = stock permanent (tonnes)

Q = capturabilité (unités d'effort^{-1}, coups de senne dans le cas de la Nouvelle-Zélande, jours/bateau ailleurs)

Z_c = déperdition (mois^{-1}) tenant compte des données sur les prises

Z_e = déperdition (mois^{-1}) tenant compte des données sur l'effort

F_c = mortalité par pêche (mois^{-1}) tenant compte des données sur les prises

F_e = mortalité par pêche (mois^{-1}) tenant compte des données sur l'effort

T = débit (tonnes/mois)

H_c = rapport d'exploitation (adimensionné) tenant compte des données sur les prises

H_e = rapport d'exploitation (adimensionné) tenant compte des données sur l'effort

Dans le tableau 4, les deux premières rangées de chiffres représentent les valeurs moyennes du taux de récupération et de l'effort correspondant aux ensembles de données à traiter qui figurent au tableau 2. La rangée intitulée G_c indique dans quelle mesure les formes du modèle basées sur les prises s'ajustent aux données, alors que G_e en fait de même pour les formes du modèle fondé sur l'effort (les données sur l'effort n'étaient pas connues pour toutes les pêcheries). La valeur qui figure dans chaque colonne est la proportion de la variance totale existant parmi les données observées qui est éliminée par ajustement du modèle. Soit l'équation :

$$\left.\begin{matrix} G_c \\ G_e \end{matrix}\right\} = 1 - \frac{S_{min}/(n-2)}{\text{variance totale}} \qquad (15)$$

où la variance totale est la variance des racines carrées des taux de récupération, qui ressort des données à traiter, par rapport à la moyenne des racines carrées.

Au tableau 5 figurent les estimations de paramètres obtenues en ajustant la forme du modèle fondé sur la déperdition variable (équation 12) aux jeux de données comportant des chiffres sur l'effort. Les résultats donnés dans ce tableau sont obtenus en accrochant, dans le cadre de la procédure d'ajustement, le paramètre $\alpha\beta N_o$ aux valeurs calculées à partir de $\alpha\beta$ et de N_o du tableau 2 (soit les mêmes valeurs qui ont donné les résultats figurant au tableau 4). Les quantités de la rangée **G** sont analogues à celles de la rangée G_c et G_e définies ci-dessus (équation 15). Les rangées **M** et **Q** du tableau 5 correspondent respectivement aux estimations de la déperdition, compte non tenu de la mortalité par pêche, et à la capturabilité. Afin de permettre la comparaison des estimations de **M** avec les résultats figurant au tableau 4, les valeurs de Z_e moins F_e de ce même tableau sont données à la dernière rangée du tableau 5.

TABLEAU 5. RESULTATS DU MODELE BASE SUR L'EFFORT, AVEC DEPERDITION VARIABLE. Les chiffres sont présentés selon les mêmes principes que dans le tableau 4. Afin de permettre la comparaison de **M** avec les résultats obtenus par le modèle à déperdition constante, on trouvera à la dernière ligne les valeurs de la déperdition moins la mortalité par pêche ($Z_e - F_e$) qui sont reprises du tableau 4.

	Papouasie-Nouvelle-Guinée	Iles Salomon 1977	Iles Salomon 1980	Fidji	Nouvelle-Zélande
G	0,95	0,51	0,68	0,68	0,85
Q	0,88E-4 0,60-1,3	0,26E-4 0,08-0,64	0,55E-4 0,39-0,96	0,79E-4 0,35-1,56	0,13E-2 0,09-0,18
M	0,41 0,31-0,55	0,13 <0,01-0,27	0,14 0,07-0,22	0,18 0,12-0,24	0,35 0,25-0,58
$Z_e - F_e$	0,41	0,13	0,13	0,18	0,21

Les résultats obtenus par l'équation (12) (tableau 5) sont, dans la plupart des cas, proches des résultats correspondants (tableau 4) que donnent les formes du modèle fondées sur un taux de déperdition fixe. L'utilisation de l'équation (12) (G_e dans le tableau 4 et G dans le tableau 5) ne réduit pas la part de variance éliminée par le modèle. Les estimations de la capturabilité sont de même très semblables d'un tableau à l'autre. Les deux dernières rangées du tableau 5 sont bien appareillées, sauf dans le cas de la Nouvelle-Zélande. Aussi, l'écart entre la forme du modèle basée sur une déperdition variable et celle fondée sur une déperdition constante est-il peut être le fait du caractère hautement saisonnier de la pêche en Nouvelle-Zélande, les importantes variations de déperdition qui en résultent étant mieux reflétées par la forme à déperdition variable que par celle à déperdition constante.

5.3 Estimations des paramètres : discussion

Les résultats donnés dans la section 5.2 constituent la base des rapports par pays du Programme bonite. Une discussion détaillée des implications de ces résultats pour les différents pays figurera dans les rapports les concernant.

5.3.1 Fiabilité des estimations de paramètres

Il convient de souligner que les limites de confiance figurant aux tableaux 4 et 5 ne tiennent pas compte de l'incertitude quant aux valeurs de $\alpha\beta N_o$ et de ψ, aussi les intervalles de confiance y sont-ils des estimations minimales.

La prise en compte de l'incertitude quant à ψ (taux de décrochage de marques de type 2) influerait directement sur les intervalles de confiance de la déperdition et, par conséquent et dans une même mesure, sur les estimations du débit et du rapport d'exploitation. L'intervalle de confiance à 95 pour 100 de ψ est égal à [0,0031--0,0116] mois^{-1}. Toutefois, étant donné la grandeur de ψ (0,0073 mois^{-1}), la prise en compte de la variance de ψ ne peut guère augmenter de plus de 10 pour 100 les intervalles de confiance de l'un quelconque des paramètres ci-dessus.

La prise en compte de l'incertitude quant à la valeur de $\alpha\beta N_o$ influerait sur l'intervalle de confiance de tous les paramètres hormis ceux relatifs à la déperdition, Z_c et Z_e. L'incertitude que comporte N_o est faible. Comme on l'a montré plus haut pour les données globales (section 4.2), elle doit se situer entre 139,960 et 140,700, soit un intervalle de 0,5 pour 100. L'incertitude quant à α et β est beaucoup plus grande. L'intervalle entre l'estimation de β dans le meilleur et dans le pire des cas peut être considérable (tableau 3), et la valeur supposée de α n'est qu'une hypothèse reposant sur peu de données quantitatives. Des expériences sont en cours en vue d'obtenir des informations quantitatives plus précises sur α et β, mais en attendant il faut souligner que les intervalles de confiance donnés dans les tableaux 4 et 5 seraient plus importants si l'incertitude à propos de α et de β avait été prise en compte. Les figures 3 et 4 donnent un aperçu de l'étendue que prendraient les régions de confiance de M et de Q si l'incertitude quant à $\alpha\beta$ était prise en considération. Néanmoins, il importe de noter dans les figure 3 et 4 que l'incidence de l'incertitude liée à $\alpha\beta$ dépend de ce que $\alpha\beta$ se situe dans la partie supérieure ou encore dans la partie inférieure du champ de possibilités délimité par [0--1,0]. L'intervalle de confiance de M se trouve sensiblement réduit si $\alpha\beta$ se révèle plus grand que 0,4, mais une définition plus précise de M à l'intérieur de l'intervalle [0,4--1,0] ne diminuerait pas de beaucoup plus l'intervalle de confiance de $\alpha\beta$.

Il convient de souligner que les valeurs des paramètres concernant les différents pays, aussi bien que les valeurs globales, ont été estimées pour des périodes de temps relativement courtes. Il n'est pas irréaliste de supposer une situation d'équilibre au cours de la période de 1 à 3 ans que durent les opérations de marquage, mais ceci n'est pas nécessairement valable pour des périodes plus longues quand des modifications interviennent dans les pêcheries ou au niveau du recrutement. Plusieurs pêcheries de la région ont subi des changements importants ces dernières années, et il existe des indications que des mutations écologiques majeures ont eu lieu dans les eaux de la zone tropicale du Pacifique central et du Pacifique occidental (Wyrtki 1975; Donguy et Henin 1978), mutations qui pourraient vraisemblablement avoir une incidence sur le recrutement.

5.3.2 Stock permanent et débit

L'estimation globale du stock permanent de bonites est de trois millions de tonnes, estimation dont l'intervalle de confiance de 95 pour 100 va de 2,5 à 3,7 millions de tonnes (tableau 4). L'estimation globale du débit est de 520,000 tonnes par mois avec un intervalle de confiance se situant entre 460.000 et 590.000 tonnes par mois. L'estimation du débit annuel est de 6,2 millions de tonnes (5,5 à 7,1 millions de tonnes). La zone à laquelle correspondent les estimations globales n'est pas clairement délimitée (voir section 3.6.3). La zone effective va probablement au-delà des secteurs de la région où ont eu lieu les opérations de marquage, mais la question de savoir si elle couvre l'ensemble de la zone étudiée, qui correspond plus au moins à la zone d'action de la Commission du Pacifique Sud, augmentée des eaux septentrionales de la Nouvelle-Zélande et orientales de l'Australie (figure 1) doit être étudiée plus avant grâce à des analyses de simulation.

Le stock permanent dans différents secteurs, à condition qu'il y ait densité uniforme du stock, serait plutôt proportionnel à la taille du secteur. La différence entre les données des divers pays est donc fonction de l'aire couverte par les opérations de marquage respectives, qu'on a veillé à faire correspondre plus ou moins aux pêcheries locales. Cela apparaît de façon évidente dans le tableau 4 quand on compare le **P** de l'archipel des Gilbert au **P** des autres pays. L'estimation pour les Iles Gilbert est plus faible que celle concernant les autres pays, puisque la "pêcherie" fait référence à un seul bateau opérant autour d'un unique atoll, ce qui représente une aire bien plus réduite que pour les autres pays. L'estimation globale de **P** est sensiblement supérieure à la somme des estimations relative aux divers pays et territoires figurant dans le tableau 4, parce que ces derniers ne sont qu'une petite partie de l'ensemble des pays et territoires pris en compte dans l'estimation globale. Entre ces extrêmes, il est difficile d'interpréter les comparaisons entre différents pays; à cause premièrement des grands intervalles de confiance qui se chevauchent et deuxièmement du fait de la difficulté qu'il y a à évaluer la surface effectivement couverte par les pêcheries concernées par l'opération de marquage. Comme il est dit dans la section 3.6.3, la diffusibilité du comportement des poissons peut faire que la zone effectivement peuplée soit un peu plus étendue que la zone exploitée, même si cette dernière demeure constante tout au long de la période de marquage.

Le débit, **T**, est seulement plus ou moins proportionnel à la taille de la zone exploitée puisqu'il est égal au produit de la déperdition et du stock permanent; or la déperdition comporte un élément qui est lié à l'émigration qui devrait, a priori, varier de façon inversement proportionnelle à l'aire exploitée.

5.3.3 Déperdition

La déperdition et ses composantes ne sont pas censées être proportionnelles à l'aire couverte par le marquage. Toutefois, la déperdition n'est pas nécessairement indépendante de cette surface, car les estimations de la déperdition incluent une composante qui est liée aux mouvements de dispersion de la population. L'importance de cette composante a tendance à croître à mesure que diminue la taille de la zone considérée. La déperdition devrait donc varier en proportion inverse de la surface et approcher quand celle-ci est étendue, un taux dénué de toute composante de dispersion. C'est probablement la raison pour laquelle l'estimation globale de la déperdition est moins élevée que toutes les estimations par pays, à une exception près (bien que seules trois de ces estimations présentent des intervalles de confiance qui ne se chevauchent pas).

Dans l'hypothèse d'un état d'équilibre, le taux de déperdition est équivalent au taux de renouvellement de la population. Les modèles de simulation (résumés dans la section 3.6.2) montrent que, dans une situation de non équilibre, l'estimation de la déperdition tend à rendre compte de la déperdition moyenne au cours de l'opération de marquage. Il en découle que dans les cas où l'état de non équilibre est imputable aux fluctuations saisonnières et où les marques sont récupérées sur une période d'un an au moins, l'estimation de la déperdition correspond au renouvellement moyen de la population sur une année. Les modèles de simulation montrent également que dans des conditions de non équilibre (c'est-à-dire quand la somme des recrues est différente de celle des pertes), l'estimation de Z_c tend à se rapprocher de la somme des recrues et celle de Z_e de la somme des pertes. On peut en conclure que si Z_c est plus grand que Z_e, la population est en augmentation, alors que dans le cas contraire, la population est en diminution. Les seuls cas de différence notable entre Z_c et Z_e sont constitués par les données de 1977 concernant les Iles Salomon ($Z_c > Z_e$) et celles concernant la Papouasie-Nouvelle-Guinée ($Z_e > Z_c$).[2] Il est peut être fortuit que la tendance à l'accroissement de P aux Iles Salomon (octobre 1977 par rapport à juin 1980) soit cohérente avec la tendance prévue par suite des estimations de Z_c et Z_e pour 1977, vu que les intervalles de confiance correspondant aux deux estimations de P sont élevés et se chevauchent.[3] La tendance prévue pour la Papouasie-Nouvelle-Guinée n'a pu être vérifiée en l'absence de nouvelles opérations de marquage dans les eaux de ce pays.

La déperdition est estimée globalement à 0,17 mois^{-1}, avec un intervalle de confiance de [0,15--0,20] mois^{-1}. Quand on en soustrait la mortalité par pêche, F, la déperdition restante est 0,16. Joseph et Calkins (1969) font état d'une estimation comparable de la déperdition de

---

2. Les régions de confiance du tableau 4 ne peuvent servir à juger du caractère significatif de la différence entre les estimations de Z_c et Z_e lorsque ces paramètres proviennent du même jeu de données. Il se peut en effet qu'il existe une forte covariance positive entre ces deux estimations, ce qui tendrait à réduire au minimum la variance de la différence entre elles.

3. Dans un tel cas de comparaison entre deux jeux de données indépendants l'un de l'autre, ce sont les régions de confiance du tableau 4 qui sont valables.

bonites, **F** non compris, s'établissant à 0,14 mois^{-1}, obtenue à la suite d'une expérience de marquage effectuée dans la partie septentrionnale de la pêcherie du Pacifique oriental. Ssentongo et Larkin (1973) fournissent une méthode pour calculer la déperdition[4] dans les populations exploitées à partir de la longueur des individus au moment du recrutement, de la longueur moyenne des prises et de la valeur des paramètres du modèle de croissance de von Bertalanffy. Dans le cas de bonites, soit une longueur de 38 cm au recrutement et une longueur moyenne des prises de 50,4 cm (qui est la longueur moyenne des poissons marqués dans le cadre du Programme bonite), et soit 62,5 cm et 0,17 mois^{-1} les valeurs respectives de L_∞ et **K** dans le modèle de von Bertanlanffy (Sibert, Kearney et Lawson 1983) : la valeur prévisonnelle de la déperdition est 0,24 mois^{-1}, qui tombe à 0,23 après soustraction de notre estimation de **F**. Pauly (1979) a établi une équation régressive qui permet de prévoir la déperdition d'une espèce de poisson, en excluant **F**, et sur la base de la valeur des paramètres du modèle de von Bertalanffy et de la température moyenne du milieu. Cette équation régressive est fondée sur l'estimation de la déperdition au sein d'une grande variété de familles halieutiques (dont la bonite entre autres exemples de scombridés). La prédiction obtenue grâce à cette équation concerne donc les poissons en général, en fonction de l'ensemble de variables indépendantes que sont L_∞, **K**, et la température de l'eau. Soit les valeurs données ci-dessus à L_∞ et **K** et une température moyenne de l'eau s'établissant à 25°C, la déperdition prévisionnelle de bonites est de 0,18 mois^{-1}. Cette estimation est semblable à notre estimation globale, ainsi qu'à celle de Joseph et Calkins et à celle obtenue par la méthode de Ssentongo et Larkin. La convergence de ces différentes estimations tend à en renforcer la fiabilité.

5.3.4 Capturabilité

Les coefficients de capturabilité, **Q**, dans les cas de pêche à la canne (tableau 4) vont de 0,000027 par jour de pêche lors du marquage de novembre 1977 aux Iles Salomon, à 0,000090 par jour de pêche pour le marquage effectué en mai et juin 1979 en Papouasie-Nouvelle-Guinée; toutefois, toutes les estimations présentent des intervalles de confiance qui se chevauchent et les différences entre pays ne sont guère significatives. Le **Q** correspondant aux senneurs de Nouvelle-Zélande, mesuré par coup de senne, est 0,0012 et l'intervalle de confiance de 95 pour 100 ne coïncide pas avec celui des estimations concernant les canneurs. Le **Q** par coup de senne peut être converti en **Q** par jour de pêche, afin d'avoir la même unité de temps pour le **Q** se rapportant aux canneurs, en utilisant comme moyenne 1,5 coup de senne par jour de pêche lors des saisons 1979-1980 et 1980-1981 en Nouvelle-Zélande (par Argue et Kearney 1983). Ainsi, calculé, le **Q** relatif aux senneurs (0,0018) est 28 fois supérieur aux valeurs moyennes de **Q** du tableau 4 qui concerne les canneurs. Cela tient probablement à la plus grande puissance de pêche des senneurs et à la plus grande vulnérabilité des bonites dans les eaux côtières de Nouvelle-Zélande.

---

4. La terme qui est généralement utilisé est "mortalité" ou "mortalité naturelle". Joseph et Calkins (1969) précisent que leur estimation inclut les facteurs d'émigration, et la plupart des estimations connues concernant la mortalité de poissons prennent probablement en compte, elles aussi, des facteurs de pertes autres que la mortalité. C'est pourquoi nous utilisons le mot "déperdition".

5.3.5 Rapport d'exploitation

Les rapports d'exploitation estimés sur la base des prises, H_c, ainsi que les limites de confiance correspondantes, sont, à l'exception des données de 1977 pour les Iles Salomon, très proches des rapports d'exploitation et des limites de confiance basés sur l'effort, H_e (tableau 4). Pour ce qui est des données de 1977 concernant les Iles Salomon, H_c (0,11) est plus grand que H_e (0,067), à cause peut-être d'une augmentation de la population intervenue au cours de ces expériences, ainsi que le prévoit l'hypothèse de la section 5.3.3. En général, les valeurs de H_c sont faibles - de 0,017 à 0,17 - et présentent des intervalles de confiance qui se chevauchent. La valeur de H_c pour la Nouvelle-Zélande est relativement élevée (0,46) et comporte un intervalle de confiance de [0,33--0,60].

Une fois qu'on a défini le rapport d'exploitation et procédé aux estimations qui s'ensuivent, il convient de disposer d'un point de référence grâce auquel il soit possible de considérer une estimation donnée comme élevée (indiquant une forte intensité de pêche) ou basse (signe d'une augmentation possible du rendement). Le rapport d'exploitation est analogue au facteur X de Gulland (1971) qui définit X de telle sorte que

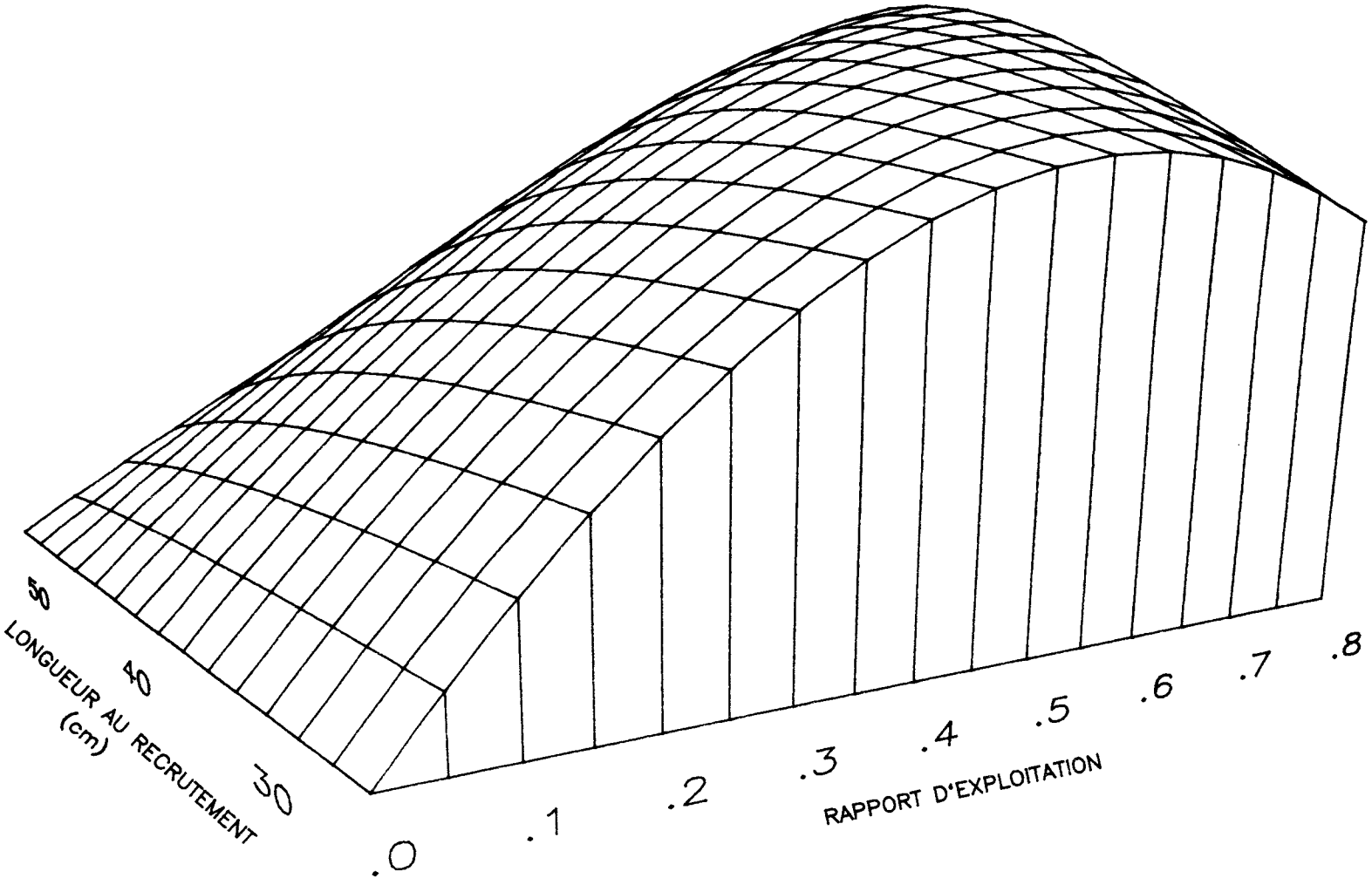
$$Y = XM_vP_v \qquad (16)$$

où Y désigne le rendement potentiel, M_v le renouvellement vierge et P_v la taille du stock vierge. Gulland se fonde sur deux arguments pour dire que le rendement maximal d'une pêcherie est atteint quant X a une valeur approximative de 0,5. L'un de ces arguments est basé sur le modèle de Schaefer et a été démontré par Francis (1974) comme étant sujet à caution. L'autre argument se fonde sur le modèle de rendement par recrue de Beverton-Holt qui, dans un large éventail de cas, établit le rendement maximal par recrue à une valeur de X proche de 0,5. Il convient de noter qu'aux termes de ce second argument un rendement équilibré suppose un recrutement constant, indépendamment du niveau du stock permanent.

Les facteurs donnant une valeur optimale à X, selon le modèle de Beverton-Holt, sont la mortalité naturelle, la taille à l'instant du recrutement au sein de la pêcherie, ainsi que les paramètres du modèle de croissance de von Bertalanffy. La figure 7 retrace le rendement qui selon Beverton-Holt correspond à différentes valeurs du rapport d'exploitation et de la taille au recrutement, en tenant compte des valeurs de K et de L_∞ données à la section 5.3.3 et en supposant une mortalité naturelle de 0,16 mois^{-1}. Etant donné une taille de 36 à 40 cm au recrutement, et un recrutement constant, le rapport d'exploitation qui donne le rendement maximal se situe environ entre 0,5 et 0,7.

L'estimation du rapport d'exploitation, H_c dans le tableau 4, se situe à un faible niveau (0,04) pour ce qui est des résultats globaux, ce qui laisse supposer que la pêche a peu d'impact sur la ressource en bonites dans l'ensemble de la zone étudiée. Dans le cas des pays disposant de pêcheries commerciales bien établies, les rapports d'exploitation sont plus élevés (0,15--0,46), alors qu'ils le sont peu (<0,1) dans les pays dont les pêcheries sont petites ou en début d'exploitation. Le fait que les rapports d'exploitation soient faibles dans une grande partie de la zone étudiée indique qu'il existe d'importantes possibilités d'accroissement du rendement en bonites, aussi bien dans certains pays que dans l'ensemble de la zone.

FIGURE 7. AIRE DE RENDEMENT DE BEVERTON-HOLT. Le rendement relatif est tracé en fonction du rapport d'exploitation et de la longueur au moment du recrutement. La mortalité naturelle est supposée être de 0,16 mois^{-1}. L_∞ et **K**, du modèle de croissance de von Bertalanffy, sont supposés s'établir à 62,5 cm et 0,17 mois^{-1} respectivement (Sibert, Kearney et Lawson 1983).



6.0 CONCLUSIONS

Les analyses exposées dans le présent document témoignent de l'importance de la ressource en bonites dans la zone qui a été étudiée dans le cadre du Programme bonite. Cette ressource connaît un taux de renouvellement élevé, et le taux de mortalité par pêche au cours de la période qu'a duré cette étude ne représente qu'un fraction minime - moins de 0,05 - du taux de renouvellement. Cela laisse supposer que les prises de bonites dans toute cette zone pourraient être augmentées de façon substantielle par rapport à ce qu'elles étaient dans la période étudiée. Le modèle basé sur les récupérations et sur la déperdition qui a été employé pour arriver à des estimations globales et à des intervalles de confiance portant sur le stock permanent, le renouvellement et la mortalité par pêche, a été appliqué aux données sur le marquage concernant les pays et territoires de la zone étudiée pratiquant la pêche bonitière et disposant de statistiques sur les prises. Les estimations de paramètres et les intervalles de confiance ainsi dérivés donnent à penser que la pêche a un plus grand impact sur les zones de petite taille qu'au niveau global, bien que les prises semblent dans tous les cas pouvoir être augmentées. Ces estimations constituent le fondement des rapports finals du Programme bonite où est évalué l'état de la ressource en bonites de différents pays et territoires.

L'un des éléments principaux de ce document est constitué par les intervalles de confiance qui accompagnent l'estimation des ressources. Ces intervalles de confiance montrent l'important éventail de valeurs que peuvent avoir les nombreux paramètres estimés à partir des données disponibles. On voit donc qu'il convient d'être prudent dans l'utilisation de ces estimations à des fins de gestion. Les pêcheries de la zone étudiée subissent des mutations, et les variations intervenant dans le milieu ne peuvent manquer de se faire sentir. La gestion doit donc tenir compte de cette incertitude, et il faudra continuer à affiner les estimations en fonction des nouvelles données qui seront connues.

BIBLIOGRAPHIE

ANON (1975). Projet de programme pour l'étude et l'évaluation des stocks de bonites dans le Pacifique central et occidental. Comité d'experts de la bonite (16-17 octobre 1975), Commission du Pacifique Sud, Nouméa, Nouvelle-Calédonie.

ANON (1982). Annual Report 1981. Ministry of Agriculture and Fisheries, Fisheries Division, Suva, Fidji.

ARGUE, A.W. et R.E. KEARNEY (1982). An assessment of the skipjack and baitfish resources of Solomon Islands. Programme d'étude et d'évaluation des stocks de bonites, Rapport final No.3, Commission du Pacifique Sud, Nouméa, Nouvelle-Calédonie. (Conclusions traduites en français.)

ARGUE, A.W. et R.E. KEARNEY (1983). An assessment of the skipjack and baitfish resources of New Zealand. Programme d'étude et d'évaluation des stocks de bonites, Rapport final No.6, Commission du Pacifique Sud, Nouméa, Nouvelle-Calédonie. (Conclusions traduites en français.)

BARANOV, F.I. (1918). Du fondement biologique des pêcheries. Nauchn. Issled. Ikhtiologicheskii Inst. Izvestia 1:81-128. (En russe).

BAYLIFF, W.H. et L.M. MOBRAND (1972). Estimates of the rates of shedding of dart tags from yellowfin tuna. Inter-American Tropical Tuna Commission Bulletin, 15(5): 441-462.

CHABANNE, J. et J. MARCILLE (1980). La pêche bonitière en Polynésie française en 1979. Office de la recherche scientifique et technique outre-mer, Centre ORSTOM de Papeete. No.13.

CONWAY, G.R., N.R. GLASS et J.C. WILCOX (1970). Fitting nonlinear models to biological data by Marquardt's algorithm. Ecology, 51:503-507.

DONGUY, J.R. et C. HENIN (1978). Surface salinity fluctuations between 1956 and 1973 in the western South Pacific Ocean. Journal of Physical Oceanography, 8: 1132-1134.

FRANCIS, R.C. (1974). Relationship of fishing mortality to natural mortality at the level of maximum sustainable yield under the logistic stock production model. Journal de l'Office des recherches sur les pêcheries du Canada, 31(9):1539-1542.

GILLETT, R.D. et R.E. KEARNEY (1983). Evaluation des ressources de la Polynésie française en bonites et en appâts. Programme d'étude et d'évaluation des stocks de bonites, Rapport final No.7, Commission du Pacifique Sud, Nouméa, Nouvelle-Calédonie.

GULLAND, J.A. (1971). The Fish Resources of the Ocean. Fishing News (Books) Limited, Surrey, Angleterre.

HABIB, G., I.T. CLEMENT et K.A. FISHER (1980a). The 1978-79 purse-seine skipjack fishery in New Zealand waters. New Zealand Ministry of Agriculture and Fisheries, Fisheries Research Division Occasional Publication No.26.

HABIB, G., I.T. CLEMENT et K.A. FISHER (1980b). The 1979-80 purse-seine skipjack fishery in New Zealand waters. New Zealand Ministry of Agriculture and Fisheries, Fisheries Research Division Occasional Publication No.29.

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).

KEARNEY, R.E. (1982). An assessment of the skipjack and baitfish resources of Fiji. Programme d'étude et d'évaluation des stocks de bonites, Rapport final No.1, Commission du Pacifique Sud, Nouméa, Nouvelle-Calédonie. (Conclusions traduites en français.)

KEARNEY, R.E. (1984). Mise au point et exécution du Programme d'étude et d'évaluation des stocks de bonites. 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.

KEARNEY, R.E. et R.D. GILLETT (1984). Méthodes utilisées par le Programme d'étude et d'évaluation des stocks de bonites pour marquer les bonites et autres thonidés. 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 R.E. KEARNEY (1983). An assessment of the skipjack and baitfish resources of Kiribati. Programme d'étude et d'évaluation des stocks de bonites, Rapport final No.6, Commission du Pacifique Sud, Nouméa, Nouvelle-Calédonie. (Conclusions traduites en français.)

KLEIBER, P. et C.A. MAYNARD (1984). Méthodes de traitement des données du Programme d'étude et d'évaluation des stocks de bonites. 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.

MARCILLE, J., A. ASINE, L. MAREC et P. MARITERANGI (1979). La pêche bonitière à Tahiti. Office de la recherche scientifique et technique outre-mer, Centre ORSTOM de Papeete.

NELDER, J.A. et R. MEAD (1965). A simplex method for function minimization. Computer Journal, 7:308-313.

PAULY, D. (1979). On the interrelationships between natural mortality, growth parameters, and mean environmental temperature in 175 fish stocks. Journal du Conseil international pour l'exploration de la mer 39(2): 175-192.

PROGRAMME BONITE (1981). Incidence des méthodes de marquage des bonites sur les récupérations ultérieures de marques par le Programme bonite. Treizième Conférence technique régionale des pêches, 1981, W.P. 8, Commission du Pacifique Sud, Nouméa, Nouvelle-Calédonie.

PROGRAMME THONIDES (1984). An assessment of the skipjack and baitfish resources of Papua New Guinea. Programme d'étude et d'évaluation des stocks de bonites, Rapport final No.12, Commission du Pacifique Sud, Nouméa, Nouvelle-Calédonie. (Conclusions traduites en français.) (Cité comme ELLWAY, C.P. and R.E. KEARNEY (manuscript) dans l'anglais.)

SIBERT, J.R., R.E. KEARNEY et T.A. LAWSON (1983). Variation in growth increments of tagged skipjack (Katsuwonus pelamis). Programme d'évaluation des thonidés et marlins, Rapport technique No.10, Commission du Pacifique Sud, Nouméa, Nouvelle-Calédonie.

SSENTONGO, G.W. et P.A. LARKIN (1973). Some simple methods of estimating mortality rates of exploited fish populations. Journal de l'Office des recherches sur les pêcheries du Canada, 30:695-698.

WYRTKI, K. (1975). El Nino: The dynamic response of the equatorial Pacific Ocean to atmospheric forcing. Journal of Physical Oceanography, 5:572-584.

ANNEXE. INFLUENCE SUR LA DEPERDITION DE LA TAILLE LORS DU RELACHER

Afin de déterminer l'influence sur les taux de déperdition de la taille lors de la mise à l'eau, les données globales de marquage et les sept sous-ensembles de données ont été répartis entre trois catégories de taille à l'instant de la mise en liberté : <45 cm, 45-55 cm, et >55 cm. Six de ces sous-ensembles sont constitués de données par pays comportant assez de résultats dans au moins deux catégories de taille pour permettre la convergence de la procédure d'ajustement. Un sous-ensemble supplémentaire regroupe les recaptures de trois pays qui, pris ensemble, fournissent assez de données pour assurer la convergence de la procédure d'ajustement. La répartition des récupérations totales par catégorie de taille est donnée au tableau A. Ces totaux ne coïncident pas nécessairement avec ceux du tableau 2. En effet, la sélection des marques dont il s'agit au tableau A est fonction de l'existence d'une mesure précise de la taille au moment de la mise à l'eau, sans qu'il soit tenu compte de certains autres critères qui ont présidé au rassemblement des données du tableau 2.

Les données globales, de même que six des sous-ensembles de données, sont rangées en fonction du nombre de mois en liberté au même titre que les données globales du tableau 2. Le sous-ensemble relatif à la Nouvelle-Zélande est divisé en périodes de dix jours. La forme du modèle analytique représentée par l'équation (5) a été ajustée aux données. On a utilisé, pour les différents pays aussi bien que pour les données globales, un taux de prises constant, en supposant que l'influence des variations du taux de prises sur l'estimation de la déperdition est plus ou moins la même d'une catégorie de taille à l'autre. Pour simplifier, aux quantités $\alpha\beta$ et ψ sont attribuées les valeurs 1 et 0 respectivement. En tout état de cause, ces quantités n'ont aucune incidence sur la déperdition totale, A_c, paramètre qui nous intéresse en l'occurrence.

Il découle de tout cela des estimations de la déperdition qui sont données au tableau B. La façon dont ces résultats ont été obtenus ne permet pas qu'ils soient utilisés pour comparer les taux de déperdition des différents pays, mais ils peuvent servir à comparer les catégories de taille concernant un même pays ou les données globales. Les résultats globaux aussi bien que les résultats par pays indiquent qu'il n'y a pas de différence significative entre les poissons de petite taille et ceux de taille moyenne. Les données globales font apparaître un taux de déperdition sensiblement plus élevé parmi les poissons de grande taille. Ce résultat n'est guère significatif du fait des différences entre pays quant à la répartition par taille des bonites marquées (tableau A). On a effectué des comparaisons entre catégories de taille portant sur des pays ou des petits groupes de pays à propos desquels on disposait de données suffisantes pour plus d'une catégorie de taille. Aucune des différences entre catégories de taille ne s'est révélée significative. Le fait qu'on ait noté une plus grande déperdition de poissons de grande taille dans cinq pays sur sept est peut-être le signe d'une tendance, bien que, prise une à une, aucune des différences ne soit significative. Le caractère significatif de cette observation a fait l'objet d'un test de comparaison non paramétrique par paire, en supposant au départ une augmentation de la déperdition parmi les poissons de grande taille (test unilatéral). Le raisonnement statistique est le suivant. Chaque comparaison portant sur un seul pays peut donner deux résultats possibles : soit la déperdition augmente, soit elle diminue quand s'accroît la taille des poissons. Il y a donc, pour sept comparaisons, 2^7 résultats possibles. Il existe une

probabilité de 29 résultats aussi extrêmes, ou plus extrêmes, que celui observé; soit 21 pour deux comparaisons négatives, 7 pour une comparaison négative, et 1 pour aucune comparaison négative. Ainsi, conformément à l'hypothèse nulle selon laquelle il existe une égale possibilité que la comparaison soit positive ou négative, la probabilité d'un résultat aussi extrême que celui observé est de $29/2^7=0,23$, ce qui valide l'hypothèse nulle.

Une grande partie des poissons de grande taille ont été relâchés en Papouasie-Nouvelle-Guinée (tableau A), où le taux de déperdition s'est révélé particulièrement élevé (tableau 4). Il est donc probable que le taux de déperdition plus élevé parmi les individus de grand taille qui apparaît dans les données globales soit dû à ces deux facteurs à la fois.

TABLEAU A. REPARTITION DES RECUPERATIONS PAR PAYS EN FONCTION DE TROIS CATEGORIES DE TAILLE AU MOMENT DE LA MISE A L'EAU

	Longueur à la fourche			Nbre. total de marques récupérées
	<45 cm	45-55 cm	>55 cm	
Fidji	139	1380	114	1633
Iles Salomon	157	290	55	502
Papouasie-Nouvelle-Guinée	14	573	311	898
Palau	204	52	51	307
Ponape	1	95	44	140
Nouvelle-Zélande	100	536	8	644
Wallis	3	67	6	76
Tuvalu	1	21	6	28
Archipel des Gilbert	3	354	8	365
Autres	12	168	27	207
NOMBRE TOTAL DE MARQUES RECUPEREES	634	3536	630	4800

TABLEAU B. ESTIMATIONS DES PERTES DE MARQUE, ASSORTIES DE L'INTERVALLE DE CONFIANCE DE 95 POUR 100, POUR TROIS CATEGORIES DE TAILLE A LA MISE A L'EAU. Ces résultats portent sur les données globales et celles des pays ayant enregistré un nombre suffisant de récupérations dans plus d'une catégorie de taille pour permettre la convergence du processus d'ajustement. Le jeu de données intitulé WTG est un amalgame des résultats de Wallis et Futuna, de Tuvalu, et de l'archipel des Gilbert (Kiribati). Il s'agissait de constituer un sous-groupe supplémentaire ayant connu un nombre suffisant de récupérations dans plus d'une catégorie de taille.

	Longueur à la fourche		
	<45 cm	45 - 55 cm	>55 cm
Chiffres totaux	0,17 [0,15--0,20]	0,17 [0,14--0,20]	0,27 [0,22--0,33]
Fidji	0,18 [0,10--0,32]	0,15 [0,09--0,24]	0,12 [0--0,33]
Iles Salomon	0,17 [0,11--0,26]	0,18 [0,12--0,25]	0,27 [0,17--0,42]
Papouasie-Nouvelle-Guinée		0,34 [0,21--0,58]	0,63 [0,42--0,92]
Palau	0,21 [0,17--0,27]	0,15 [0,08--0,25]	0,37 [0,19--0,69]
Ponape		0,20 [0,13--0,29]	0,22 [0,06--0,48]
Nouvelle-Zélande	1,1 [0,9--10,4]	1,2 [0,9--10,5]	0,12 [0--0,33]
WTG		0,24 [0,14--0,46]	0,30 [0,07--0,69]