

## ANNEXE 5

### MODELISATION DE LA DISTRIBUTION DE *BERYX SPLENDENS* SUR LES MONTS SOUS-MARINS DE NOUVELLE-CALEDONIE

P. LEHODEY, P. MARCHAL et R. GRANDPERRIN

#### RESUME

Les prises commerciales et scientifiques de *Beryx splendens* réalisées à la palangre de fond sur les monts sous-marins de Nouvelle-Calédonie ont été échantillonnées afin d'étudier, entre autres, les distributions de fréquences de longueurs. 14 674 poissons ont été mesurés. Les CPUE de *Beryx splendens* sur deux monts sous-marins ont été modélisées en fonction des tailles et de la profondeur. Les données montrent que la taille moyenne augmente avec la profondeur ; ces observations sont correctement décrites par un "modèle binormal" qui fournit des estimations de CPUE pour un mont sous-marin donné. De plus, les données indiquent que la taille moyenne varie également avec la profondeur sommitale des monts, ce qui est pris en compte dans un "modèle récursif" qui permet de grossières estimations de CPUE quel que soit le mont sous-marin considéré. Les limites d'application des deux modèles sont discutées, en particulier en ce qui concerne la validation temporelle.

Mots clés : Poisson, *Beryx splendens*, Palangre de fond, Longueurs, Profondeurs, CPUE, Modélisation, Monts sous-marins, Nouvelle-Calédonie

#### INTRODUCTION

De 1988 à 1991, une pêcherie à la palangre de fond a exploité les stocks de poissons profonds des monts sous-marins de la zone économique de Nouvelle-Calédonie. L'effort de pêche, qui totalisa 4 691 635 hameçons, fut concentré sur cinq monts sous-marins (B, C, D, J et K) dont les parties sommitales sont situées à des profondeurs comprises entre 500 et 750 m (Figure 1). L'espèce cible, *Beryx splendens*, représentait 92 % des captures en poids. Cette espèce a une répartition circum-mondiale, de l'équateur aux latitudes tempérées ; elle fait l'objet de pêches au chalut ou à la palangre. Parmi les études qui lui sont consacrées, certaines concernent sa biologie, notamment sa reproduction (Masuzawa *et al.*, 1975 ; Horn & Massey, 1989), son développement embryonnaire

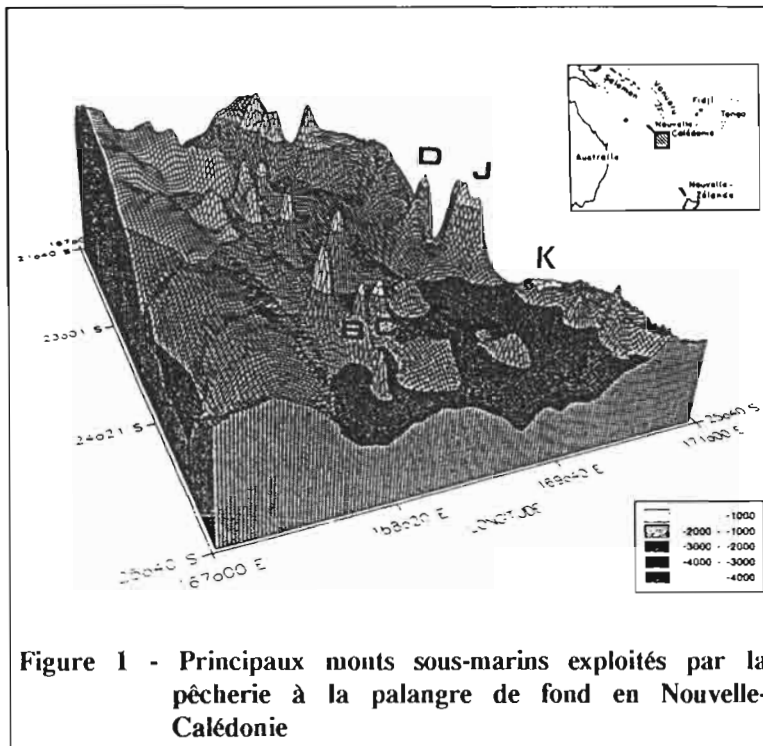


Figure 1 - Principaux monts sous-marins exploités par la pêche à la palangre de fond en Nouvelle-Calédonie

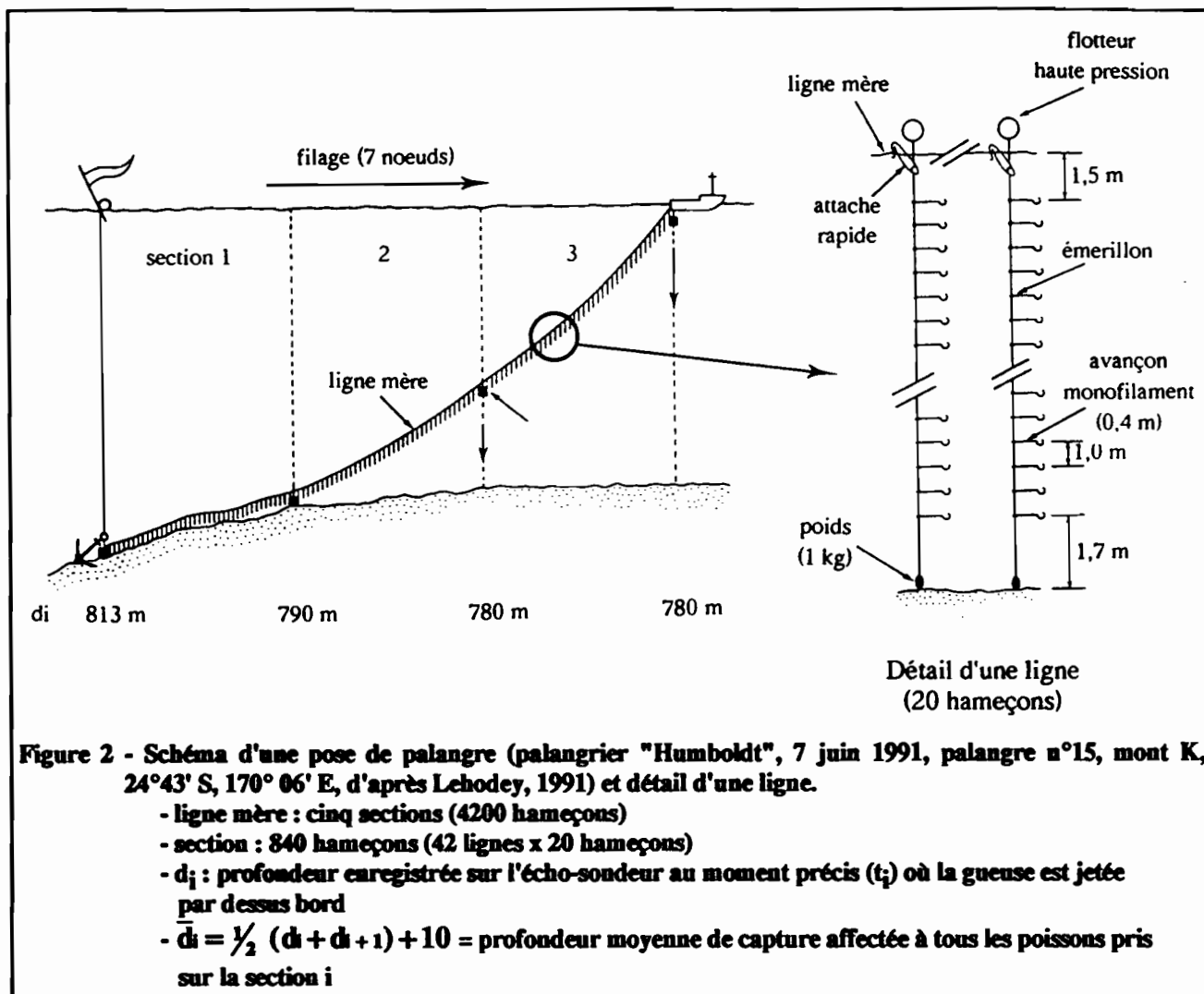
(Mundy, 1990), sa croissance (Ikenouye, 1969 ; Léon & Malkov 1979 ; Masuzawa *et al.*, *op. cit.* ; Kotlyar, 1987 ; Massey & Horn, 1990), son régime alimentaire (Dubochkin & Kotlyar, 1989), son comportement (Galaktionov, 1984) et d'autres concernant son exploitation (Uchida & Tagami, 1984 ; Humphrey *et al.*, 1984 ; Seki & Tagami, 1986 ; Yamamoto, 1986 ; Sasaki, 1986 ; Horn & Massey, *op. cit.* ; Clark & King, 1989 ; Stucker and Blackwell 1991). Peu de travaux détaillent sa distribution bathymétrique en rapport avec la pêche. L'espèce *Beryx*

*splendens* est généralement présente entre 200 et 800 m, mais a néanmoins été capturée à des profondeurs extrêmes de 25 et 1240 m (Busakhin, 1982). Quelques auteurs notent une augmentation des tailles moyennes avec la profondeur (Masuzawa *et al.*, *op. cit.* ; Yamamoto *et al.*, 1978 ; Seki & Tagami, *op. cit.*), tendance observée d'ailleurs chez d'autres poissons (loi de Heincke, 1913), notamment chez certaines espèces de profondeur (Brouard & Grandperrin, 1985 ; Ralston & Williams, 1988 ; Clark & King, *op. cit.* ; Dalzell & Preston, 1992). Le présent document propose une approche originale de l'estimation de l'abondance de *Beryx splendens* par une modélisation de sa distribution en fonction de la taille et de la profondeur.

## MATERIEL ET METHODES

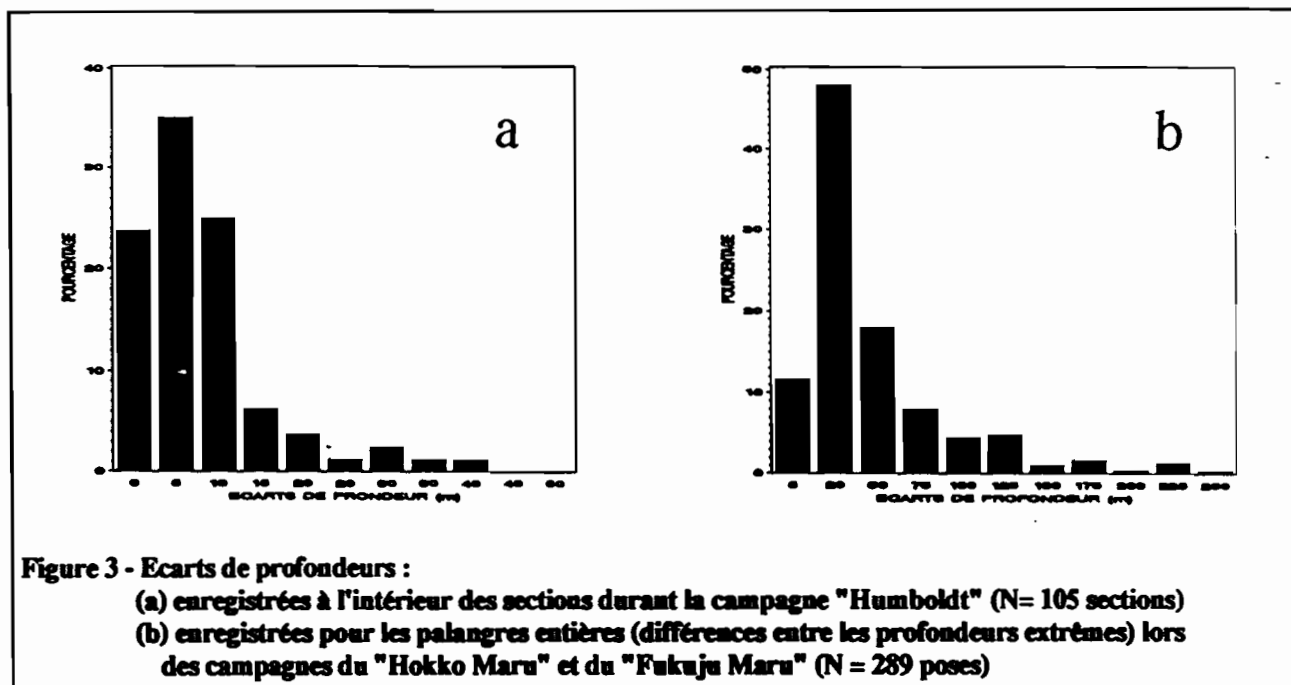
### ORIGINE DES DONNEES

La longue ligne utilisée par la pêche commerciale en Nouvelle-Calédonie (Figure 2) fut mise en oeuvre par des équipages mixtes franco-japonais dirigés par des maîtres de pêche japonais. Avant chaque pose, le maître de pêche prenait un soin particulier au repérage de la topographie du fond afin d'éviter les zones à relief tourmenté. La palangre était maintenue sur le fond au moyen de gueuses régulièrement espacées qui délimitaient ainsi plusieurs sections. Une palangre du même type, mais moins longue, fut utilisée lors de campagnes scientifiques réalisées par le N.O. "Alis" (Grandperrin *et al.*, 1991 ; Grandperrin *et al.*, 1992 ; Grandperrin *et al.*, 1992 ; Lehodey *et al.*, 1992 ; Lehodey *et al.*, 1992 ; Lehodey *et al.*, 1992).



Lors de la campagne du palangrier "Humboldt" qui s'est déroulée de mai à juillet 1991 sur les monts sous-marins B, C, D, J et K à laquelle participa un observateur (Lehodey, 1991) et durant les campagnes scientifiques du N.O. "Alis", la sonde a été relevée sur l'échosondeur au moment précis du largage des gueuses. Leur trajectoire pour atteindre le fond s'éloignant sans doute assez peu de la verticale compte tenu de leur poids élevé, cette sonde a été assimilée à leur profondeur une fois en place. Lors du relevage, une profondeur moyenne de capture exprimée en mètres  $\bar{d}_i = \frac{1}{2} (d_i + d_{i+1}) + 10$  a été assignée à tous les poissons pêchés sur une même section de palangre (Figure 2). La correction de 10 m, qui correspond approximativement à la moitié de la hauteur des lignes verticales, a été introduite dans le calcul de la profondeur moyenne de capture afin de réduire le biais entraîné par le fait que les prises sont susceptibles d'intervenir sur n'importe quel hameçon. Les écarts de profondeurs observés par section durant la campagne du "Humboldt" sont reportés sur la figure 3. On constate que plus de 85% d'entre eux sont inférieurs à 15 m et que plus de 95% sont compris entre 0 et 25 m, ce qui indique que dans la très grande majorité des cas les palangres furent posées suivant un profil s'écartant peu de l'horizontale. Dans ces conditions, le fait d'affecter la même profondeur moyenne à toutes les prises réalisées sur une section de palangre conduit à une bonne approximation des profondeurs de capture, d'autant plus qu'elles ont ensuite été regroupées par classes de 25 m. Durant deux autres campagnes commerciales du "Hokko Maru" et du "Fukuju

Maru", les observateurs (Anonymous, 1988 ; Laboute, 1989) n'ont pu noter que les profondeurs extrêmes des palangres (Figure 3).



Les mensurations (longueur à la fourche) ont porté sur un total de 14 674 *Beryx splendens*. Durant les campagnes commerciales, ceux qui furent mesurés ont été prélevés sur le pont par échantillonnage aléatoire simple juste avant leur conditionnement. La taille des échantillons variant selon les palangres, la distribution des fréquences de longueur de tous les *Beryx* capturés a été estimée en multipliant le nombre de l'échantillon par un facteur correctif qui, pour chaque palangre, est le rapport entre le nombre total de *Beryx* capturés et le nombre total de *Beryx* mesurés. Pendant les campagnes scientifiques, tous les poissons ont été mesurés. Toutes les profondeurs n'ayant pas été échantillonnées de la même manière, la capture par unité d'effort (CPUE) servira d'indice d'abondance.

La modélisation a été réalisée à partir des nombreuses données collectées durant la campagne "Humboldt". La validation des modèles a été effectuée en utilisant les données moins nombreuses des campagnes scientifiques et celles moins précises (une profondeur moyenne par palangre) des deux autres campagnes commerciales.

#### ANALYSE PRELIMINAIRE

Le tableau 1 regroupe les tailles moyennes par strates de profondeurs pour chacun des monts échantillonnés durant la campagne "Humboldt". Ce tableau met en évidence une augmentation significative de la taille moyenne avec la profondeur. Pour réaliser la modélisation de cette augmentation des tailles, il est essentiel que les données utilisées proviennent de grands

échantillons, aussi représentatifs que possible de la population dans toute la gamme de profondeurs qu'elle fréquente. C'est la raison pour laquelle seules les données disponibles pour les monts B et J ont été utilisées pour réaliser cette modélisation.

**Tableau 1 - Tailles moyennes (LF en cm) par strate de profondeur pour les 5 monts échantillonnés durant la campagne "Humboldt" et résultats de l'analyse de variance (effectifs entre parenthèses).**

Mont sous-marin		B	C	J	D	K	Déviations significatives *
Prof. sommitale		502 m	560 m	630 m	630 m	710 m	
P r o f o n d e u r  (m)	< 525	33.81 (282)					
	525-549	35.91 (731)	36.28 (25)				non
	550-574	37.70 (394)	35.25 (751)				oui
	575-599	39.40 (67)	37.40 (786)	35.06 (150)			oui
	600-624	40.67 (83)		35.92 (399)			oui
	625-649			36.87 (503)			oui
	650-674			37.88 (700)	35.57 (350)		oui
	675-699				35.75 (83)		oui
	700-724						oui
	725-749			40.60 (205)		37.66 (120)	oui
750-774					38.43 (171)	oui	
≥ 775					40.00 (26)	oui	
Déviations significatives *		oui	non	oui	non	oui	

\* Analyse de variance (SAS, 1988)

Les distributions des CPUE du "Humboldt", sur les monts B et J, en fonction des classes de taille et de profondeur sont reportées sur la figure 4. En première approximation, on constate qu'elles sont assimilables à des portions de courbes obéissant à des lois normales. On a donc fait l'hypothèse que, pour un mont donné, les CPUE se répartissent, en fonction de la taille et de la profondeur, selon une surface décrite par une loi binormale bornée par les limites extrêmes de tailles et de profondeurs échantillonnées ; cette hypothèse sera la base d'une première modélisation ("modèle binormal").

En outre, le tableau 1 met en évidence, pour une profondeur absolue donnée, une diminution significative des tailles moyennes avec une augmentation de la profondeur de la partie sommitale du mont. Cette diminution signifierait que la distribution des tailles dépend à la fois de la profondeur absolue (par rapport à la surface de la mer) et de la profondeur sommitale du mont considéré. En conséquence, le modèle binormal établi pour un mont donné ne sera pas applicable à d'autres monts de profondeurs sommitales différentes. Il convient donc d'élaborer un modèle plus général ("modèle récursif") qui permettrait d'obtenir par extrapolation des estimations de CPUE sur un mont sous-marin quelconque en tenant compte à la fois de la profondeur absolue et de la profondeur du sommet du mont. La validation temporelle des deux modèles doit faire intervenir des données qui n'ont pas été prises en compte lors de leur élaboration et qui ont été récoltées dans la même zone à des époques différentes. C'est le cas des données collectées sur les navires "Hokko Maru" et "Fukuju Maru" et sur le N.O. "Alis".

Les variations de structures de tailles apparaissant dans le tableau 1 sont du même type que celles qui ont été observées par Masuzawa *et al.*, (*op. cit.*) au Japon et par Horn (1989), Horn et Massey (*op. cit.*) et Massey et Horn (*op. cit.*) en Nouvelle-Zélande qui les attribuent à des migrations liées à l'âge. En effet, les auteurs japonais notent que "the farther south or the farther offshore the fishing ground lies, the age composition is progressively older, indicating that the alfoncins move south as they grow" et les auteurs néo-zélandais indiquent que les "young fish predominate on the Palliser Bank (13% ≥ 10 years) since old fish predominate on the Tuaheni High (54% ≥ 10 years)".

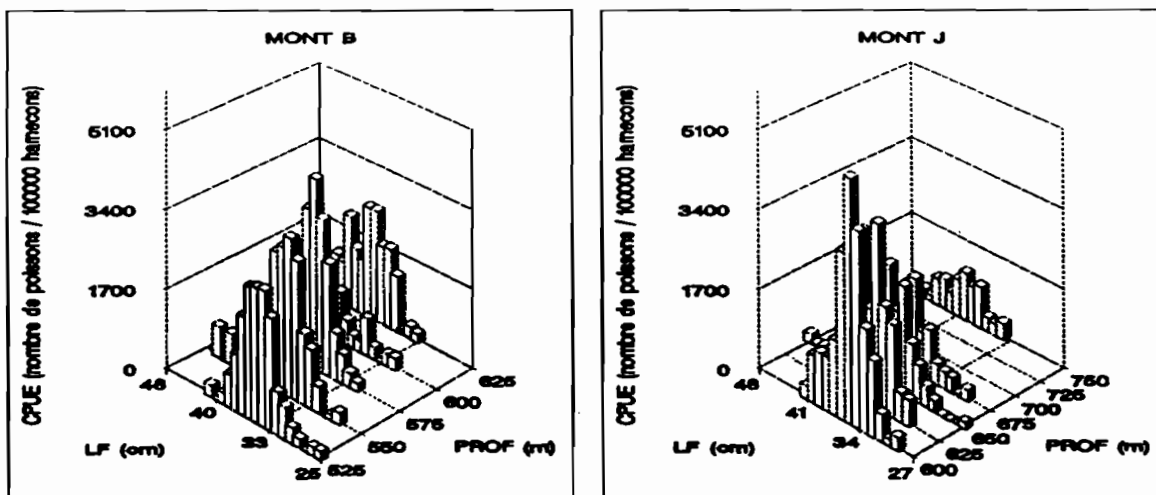


Figure 4 - Distributions des CPUE observées sur les monts B et J en fonction de la taille et de la profondeur durant la campagne commerciale du palangrier "Humboldt".

## METHODE DE MODELISATION

### MODELE BINORMAL

Dans ce modèle, les CPUE par tailles et par profondeurs sont calculées à partir d'une loi binormale définie par la fonction de densité (1).

$$B(x_l, x_d) = \frac{1}{2 \pi \sigma_l \sigma_d \sqrt{1-\rho^2}} \exp \left\{ -\frac{1}{2(1-\rho^2)} \left[ \left( \frac{x_l - \mu_l}{\sigma_l} \right)^2 - 2\rho \frac{(x_l - \mu_l)(x_d - \mu_d)}{\sigma_l \sigma_d} + \left( \frac{x_d - \mu_d}{\sigma_d} \right)^2 \right] \right\} \quad (1)$$

$x_l$  : longueur       $x_d$  : profondeur

$\mu_l, \sigma_l, \mu_d, \sigma_d$  et  $\rho$  : paramètres de la loi binormale

L'échantillonnage des monts étant limité vers le haut par leur partie sommitale ( $D_s$ ) et vers le bas par la profondeur maximale accessible à la palangre de fond ( $D_a$ ), la distribution des CPUE sera donc modélisée par un tronçon de loi binormale (2) où  $\lambda$  représente la CPUE cumulée sur l'ensemble

du domaine de définition de la loi binormale. Les paramètres  $\lambda$ ,  $\mu_l$ ,  $\sigma_l$ ,  $\mu_d$ ,  $\sigma_d$  et  $\rho$  du modèle seront estimés par une régression non linéaire (SAS, 1988) utilisant un algorithme itératif de minimisation des sommes des carrés des écarts (SCE). La convergence est supposée atteinte quand  $(SCE^{n-1} - SCE^n)/(SCE^{n-1} + 10^{-6}) < 10^{-8}$ , où  $SCE^n$  est la somme des carrés des écarts pour la  $n^{\text{ième}}$  itération.

$$\begin{cases} \text{CPUE}_{\text{est}}(x_l, x_d) = \lambda B(x_l, x_d) & \text{pour } D_s \leq x_d \leq D_a \\ \text{CPUE}_{\text{est}}(x_l, x_d) = 0 & \text{pour } x_l > D_a \text{ ou } x_d < D_s \end{cases} \quad (2)$$

## MODELE RECURSIF

Ce modèle doit permettre d'estimer les CPUE par classes de tailles de *Beryx splendens* sur des monts sous-marins pour lesquels aucune information n'est disponible à l'exception de la profondeur de leur partie sommitale. L'élaboration de ce modèle doit prendre en compte les variations des structures de tailles observées dans le tableau 1, à savoir : (1) augmentation de la taille moyenne avec la profondeur pour un mont donné, (2) diminution de la taille moyenne pour une profondeur donnée lorsque la profondeur sommitale du mont augmente. La distribution d'une population de *Beryx* sur un mont sous-marin quelconque pourrait donc être décrite théoriquement comme la superposition des distributions de deux sous-populations, l'une étant sous l'influence de la profondeur absolue (fraction  $p$ ), l'autre sous celle de la profondeur sommitale (fraction  $q=1-p$ ).

En fait, ce modèle revient à expliquer comment la population de poissons d'un mont donné se redistribuerait en théorie si elle était amenée à migrer et à coloniser un autre mont. Considérons une population hypothétique dont la CPUE cumulée  $\lambda_0$  serait distribuée sur son mont d'origine, en fonction de la taille et de la profondeur, selon une loi binormale de paramètres  $\mu_l$ ,  $\sigma_l$ ,  $\mu_d$ ,  $\sigma_d$  et  $\rho$  inconnus. Pour l'estimation de ces paramètres, le sommet de ce mont originel hypothétique sera supposé affleurer à la surface de la mer (niveau 0) afin d'englober largement tout l'habitat marin susceptible d'être occupé par *Beryx splendens*. La nouvelle distribution des CPUE sur les monts de niveaux inférieurs  $j$ ,  $j+1$ , etc... (Figure 5) dépendra des paramètres initiaux de la distribution sur le mont originel ainsi que du paramètre  $p$  :

- $p$  : probabilité que les poissons se distribuent selon la profondeur absolue,
- $1-p$  : probabilité que les poissons se distribuent par rapport à la profondeur du sommet du mont.

A chaque "saut" vers un mont plus profond (de  $j$  à  $j+1$ ), la sous-population habitant une strate de profondeur  $D_j$  se divisera en deux groupes ; l'un restera sur la même strate  $D_j$  avec une probabilité  $p$  (ou migrera si cette strate n'existe plus) et l'autre descendra à la strate  $D_{j+1}$  avec une probabilité  $1-p$  (Figure 5). Il est possible de cette manière de définir la CPUE  $X_{i,j,k}$  pour une population d'une strate de profondeur  $D_j$ , sur un mont  $j$ , pour une classe de taille  $k$  par rapport aux sous-populations des strates  $D_j$  et  $D_{j-1}$  du mont de niveau supérieur  $j-1$ .

$$\text{On a :} \quad X_{i,j,k} = p X_{i,j-1,k} + (1-p) X_{i-1,j-1,k} \quad (3)$$

En particulier, si  $p=0$ , les CPUE se distribuent uniquement par rapport à la profondeur du sommet du mont et si  $p=1$ , elles se distribuent exclusivement en fonction de la profondeur absolue. La connaissance des paramètres  $\lambda_0, \mu_l, \sigma_l, \mu_d, \sigma_d, \rho$  et  $p$  permettrait de calculer, pour un mont quelconque, toutes les valeurs des CPUE ( $X_{i,j,k}$ ) quels que soient la strate de profondeur  $D_i$ , la classe de taille  $k$  et le mont  $j$ . L'estimation des sept paramètres précédents sera réalisée en minimisant la somme des carrés des écarts

(SCE) entre les CPUE observées sur un des monts les mieux échantillonnés (B ou J) et les CPUE estimées par l'équation (3). Cette estimation est obtenue par une régression non linéaire (SAS, *op. cit.*).

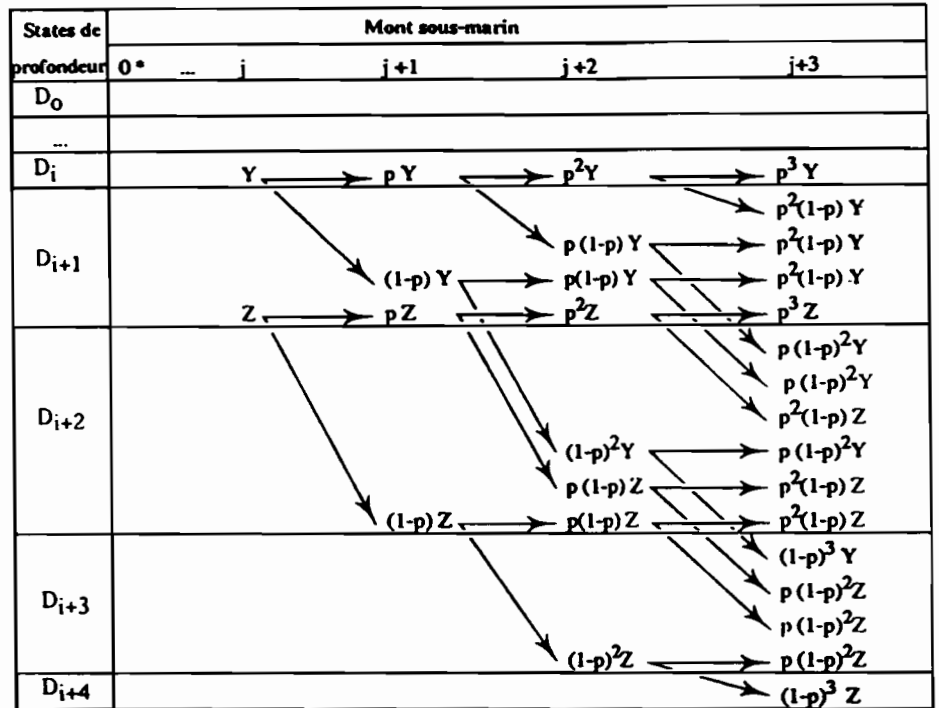


Figure 5 - Redistribution selon le modèle récursif de deux sous-populations Y et Z depuis un mont  $j$  vers des monts plus profonds  $j+1, j+2, j+3$ .  
 Y = sous-population distribuée sur le mont  $j$  à la profondeur absolue  $D_i$ .  
 Z = sous-population distribuée sur le mont  $j$  à la profondeur absolue  $D_{i+1}$ .  
 $p$  : probabilité que les poissons se distribuent selon la profondeur absolue  
 $1-p$  : probabilité que les poissons se distribuent par rapport à la profondeur sommitale  
 \* Mont d'origine

## RESULTATS

### MODELE BINORMAL

L'application d'un modèle binormal implique que la taille moyenne se déduit de la profondeur par une régression linéaire pondérée par les CPUE ( $\bar{x}_i = a x_i + b$ ). Le tableau 2 donne les résultats de cette régression pour les monts B et J ; il montre que les variables taille moyenne et profondeur sont corrélées de façon significative. Dans ces conditions, le modèle de la loi binormale a été testé pour chacun de ces deux monts.



**Tableau 2 - Modèle binormal : résultats de la régression linéaire entre la taille et la profondeur pondérée par les CPUE.**

Mont	Nb. poiss. mesurés	prof. min. (m)	prof. max. (m)	$\rho$	$\alpha$	Ho : $\rho = 0$	a	b
B	1557	516	615	0.549	< 0.0001	rejeté	0.063	0.037
J	1957	606	761	0.486	< 0.0001	rejeté	1.251	13.122

$\rho$  : coefficient de régression

$\alpha$  : seuil de signification de la régression pour l'hypothèse nulle Ho

Ho : hypothèse nulle : longueur et profondeur sont indépendantes ; si  $\alpha < 5\%$  Ho est rejeté

Les paramètres de la loi binormale et la valeur du coefficient de détermination  $R^2$  (1) pour les monts B et J sont reportés dans le tableau 3. La figure 6a permet de comparer, pour les monts B et J, les distributions des CPUE par classes de taille et de profondeur obtenues à l'aide du modèle binormal aux distributions des CPUE observées (Figure 4).

Les résultats de l'analyse des résidus apparaissent dans le tableau 4 et sur les figures 6b, 6c et 6d. Ces résidus ont des propriétés structurelles satisfaisantes ; en particulier, ils sont centrés sur zéro, ne sont pas corrélés avec les variables étudiées et ont une variance constante. Ces caractéristiques attestent de la bonne adaptation du modèle aux données de la campagne "Humboldt" sur les monts B et J.

Les tests de validation temporelle du modèle (corrélation des résidus avec les variables explicatives et centrage de la moyenne des résidus sur zéro) sont présentés dans le tableau 4. Ils montrent que l'extrapolation du modèle aux autres données est peu satisfaisante, ce qui suggère l'existence de facteurs non pris en compte dans ce modèle et dont l'importance sera débattue dans la discussion.

**Tableau 3 - Modèle binormal : paramètres estimés pour les monts B et J pour le modèle binormal.**

Monts	B		J	
	1557		1957	
Nb. poiss. mesurés	estimation	écart-type	estimation	écart-type
$\lambda$	$3.66 \cdot 10^6$	$0.85 \cdot 10^6$	$0.5 \cdot 10^9$	$4.5 \cdot 10^9$
$\mu_l$	35.22	0.96	12.0	52.0
$\mu_d$	542.87	14.49	-123.1	1666.7
$\sigma_l$	5.31	1.01	8.8	9.6
$\sigma_d$	71.07	17.04	272.5	317.1
$\rho^2$	0.75	0.10	0.9	0.2
$R^2$	0.87		0.93	

(1)  $R^2 = \left[ \frac{\sum (\hat{Y}_i - \bar{Y})^2}{\sum (Y_i - \bar{Y})^2} \right]$  avec  $Y = \text{CPUE}$

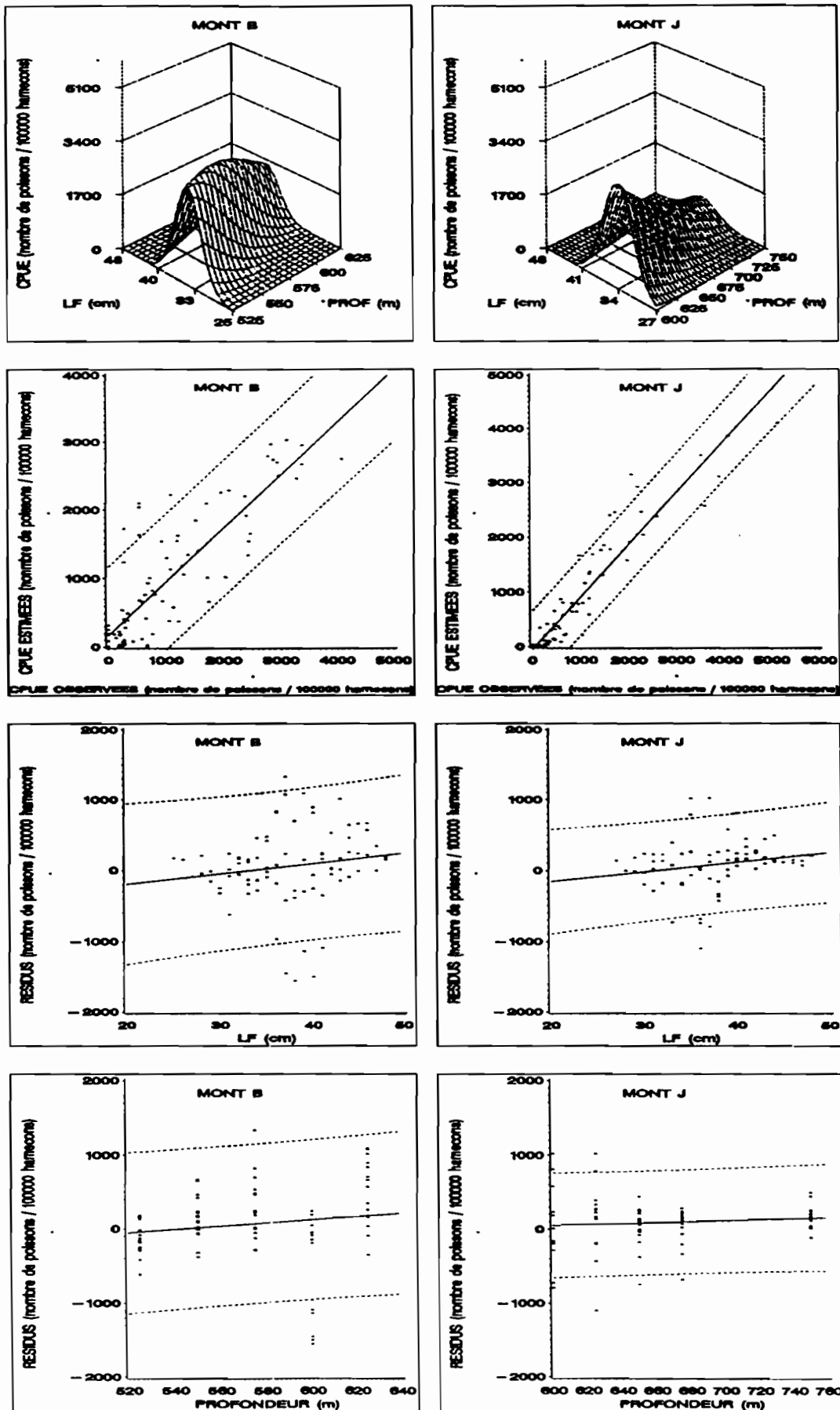


Figure 6 - Modèle binormal

- a : distribution des CPUE estimées en fonction de la longueur et de la profondeur sur les monts B et J
- b : distribution des CPUE observées en fonction des CPUE estimées (ligne en pointillés : seuil 5%)
- c : distribution des résidus en fonction de la longueur (ligne en pointillés : seuil 5%)
- d : distribution des résidus en fonction de la profondeur (ligne en pointillés : seuil 5%)

Tableau 4 - Modèle binormal : résultats des tests sur les résidus pour le contrôle et la validation du modèle pour les monts B et J.

	Campagne	Mont	Nb. poiss. mesurés	$\alpha_1$	Ho : $\bar{\varepsilon} = 0$	$\alpha_2$	Ho : $\rho_1 = 0$	$\alpha_3$	Ho : $\rho_2 = 0$
Contrôle	"Humboldt"	B	1557	0.289	non rejeté	0.153	non rejeté	0.149	non rejeté
	"Humboldt"	J	1957	0.068	non rejeté	0.061	non rejeté	0.431	non rejeté
validation temporelle	"Hokko Maru"	B	2840	0.262	non rejeté	0.601	non rejeté	<0.0001	rejeté
	N.O. "Alis"	B	1688	0.908	non rejeté	0.016	rejeté	0.391	non rejeté
	"Fukuju Maru"	J	4320	0.0002	rejeté	0.265	non rejeté	0.284	non rejeté

Ho :  $\bar{\varepsilon} = 0$  : La valeur moyenne des résidus (différences entre CPUE estimées et observées) est nulle ; si  $\alpha_1 < 5\%$  Ho est rejeté

$\rho_1$  : coefficient de régression de  $\varepsilon$  par rapport à la longueur  
 $\rho_2$  : coefficient de régression de  $\varepsilon$  par rapport à la profondeur

Ho :  $\rho_1 = 0$  : si  $\alpha_2 < 5\%$  Ho est rejeté  
 Ho :  $\rho_2 = 0$  : si  $\alpha_3 < 5\%$  Ho est rejeté

### MODELE RECURSIF

Les estimations des paramètres du modèle récursif ont été réalisées séparément pour les monts B et J. Le coefficient de détermination  $R^2$  calculé pour le mont J est égal à 0.82 alors que pour le mont B, il est égal à 0.69. Les valeurs des paramètres estimés pour le mont J seront donc retenues pour le modèle (Tableau 5). La figure 7a permet de comparer, pour le mont J, la distribution des CPUE par classe de taille et de profondeur obtenue à l'aide du modèle récursif aux distributions des CPUE observées (Figure 4).

Les résultats de l'analyse des résidus apparaissent dans le tableau 6 et sur la figure 7b, 7c et 7d. Ces résidus ont des propriétés structurelles satisfaisantes ; en particulier, ils sont centrés sur zéro et ne sont pas corrélés avec les variables étudiées. Ces caractéristiques attestent de la bonne adaptation du modèle aux données de la campagne "Humboldt" sur le mont J. Il est intéressant de noter la faible valeur de  $p$  (proche de 0.1), qui traduit la prépondérance du paramètre profondeur sommitale du mont sur le paramètre profondeur absolue.

Tableau 5 - Modèle récursif : estimations des paramètres pour le mont J.

Paramètres	estimation	Ecart-types
$\mu_l$	22.86	91.3
$\mu_d$	-66.17	499.9
$s_l$	5.98	16.5
$s_d$	30.27	99.2
$\rho^2$	0.87	0.70
$p$	0.09	0.04
$\lambda_0$	$1.15 \cdot 10^8$	$2.33 \cdot 10^8$

Une validation spatiale a été réalisée pour le mont B à partir des données collectées durant la campagne "Humboldt" ; les résultats en sont présentés dans le tableau 6. Les résidus sont bien centrés sur zéro et non corrélés avec les variables taille et profondeur. Toutefois, les variances ne sont pas constantes (Figure 7c), et les écart-types sont élevés ce qui indique que l'extrapolation spatiale du modèle au mont B est assez grossière comme le montre la comparaison des figures 4 et 7a. La validation temporelle a été réalisée pour les monts B et J (Tableau 7). Elle est peu satisfaisante, mettant en évidence, comme pour le modèle binormal, l'existence de facteurs non pris en compte par le modèle.

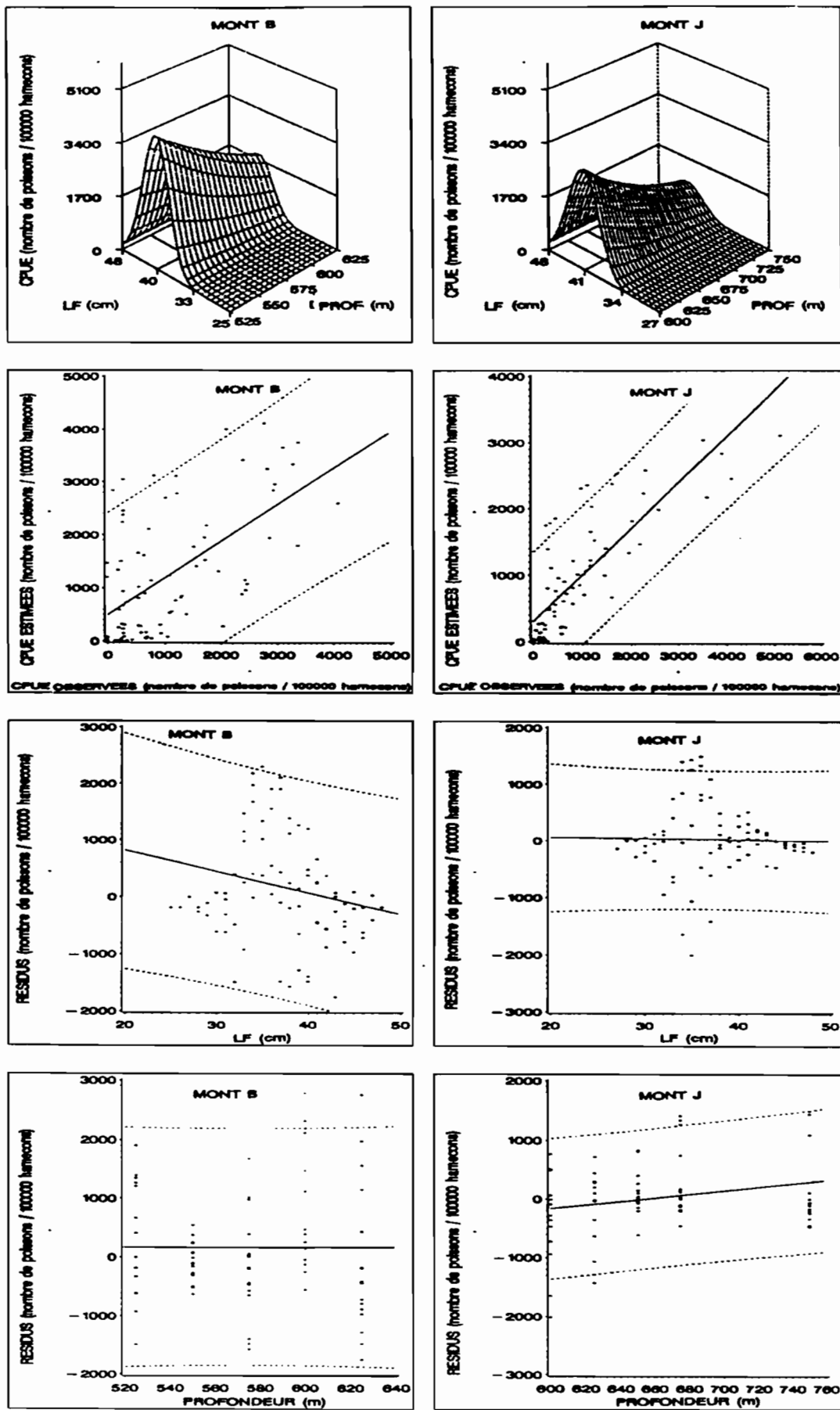


Figure 7 - Modèle récursif

- a : distribution des CPUE estimées en fonction de la longueur et de la profondeur sur les monts B et J
- b : distribution des CPUE observées en fonction des CPUE estimées (ligne en pointillés : seuil 5%)
- c : distribution des résidus en fonction de la longueur (ligne en pointillés : seuil 5%)
- d : distribution des résidus en fonction de la profondeur (ligne en pointillés : seuil 5%)

**Tableau 6 - Modèle récursif : résultats des tests sur les résidus pour le contrôle et la validation du modèle sur les mont B et J.**

	Campagne	Mont	Nb. poiss. mesurés	$\alpha_1$	Ho : $\bar{\varepsilon} = 0$	$\alpha_2$	Ho : $\rho_1 = 0$	$\alpha_3$	Ho : $\rho_2 = 0$
Contrôle	"Humboldt"	J	1957	0.87	non rejeté	0.85	non rejeté	0.06	non rejeté
Validation spatiale	"Humboldt"	B	1557	0.13	non rejeté	0.06	non rejeté	0.99	non rejeté
Validation temporelle	"Hokko Maru"	B	2840	0.15	non rejeté	0.76	non rejeté	<0.0001	rejeté
	N.O. "Alis"	B	1688	0.01	rejeté	0.005	rejeté	0.35	non rejeté
	"Fukuju Maru"	J	4301	0.007	rejeté	0.67	non rejeté	0.08	non rejeté

Ho :  $\bar{\varepsilon} = 0$  : la valeur moyenne des résidus est nulle ; si  $\alpha_1 < 5\%$  Ho est rejeté

$\rho_1$  : coefficient de régression de  $\varepsilon$  par rapport à la longueur

Ho :  $\rho_1 = 0$  : si  $\alpha_2 < 5\%$  Ho est rejeté

$\rho_2$  : coefficient de régression de  $\varepsilon$  par rapport à la profondeur

Ho :  $\rho_2 = 0$  : si  $\alpha_3 < 5\%$  Ho est rejeté

## DISCUSSION

Les deux modèles se révèlent être complémentaires. Le modèle binormal procure une image instantanée de la distribution de *Beryx splendens* sur un mont sous-marin donné ; il permet de bonnes estimations de CPUE pour les monts pour lesquels on dispose d'observations en nombre suffisant. Le modèle récursif prend en compte l'évolution dynamique de la distribution des populations et permet d'extrapoler les estimations de CPUE obtenues sur un mont à des monts quelconques non échantillonnés ; il peut ainsi fournir les premières estimations grossières des stocks non exploités. En fonction des paramètres économiques du moment, le modèle permettra d'identifier les profondeurs pour lesquelles l'exploitation sera rentable et celles pour lesquelles elle ne le sera pas. Une fois la pêcherie en place, elle devrait ensuite fournir des données assez fines permettant d'appliquer le modèle binormal et de définir les paramètres d'une gestion rationnelle des stocks de chacun des monts sous-marins exploités.

Les résultats médiocres obtenus pour la validation temporelle peuvent être attribués à l'incertitude relative aux données de profondeurs de captures collectées à bord des palangriers "Hokko Maru" et "Fukuju Maru". Ils sont sans doute également dus au fait qu'aucun des deux modèles ne prend en compte le facteur temps. En effet, les données proviennent de campagnes ayant eu lieu à des années et à des saisons différentes, donc dans des conditions qui ne sont pas restées stables, notamment en ce qui concerne l'exploitation, les facteurs inhérents à l'espèce et l'environnement.

Ainsi, l'exploitation du stock est susceptible d'entraîner une diminution de la taille moyenne des prises (diminution d'autant plus nette que le prélèvement intervient au début de l'exploitation) et une réduction du stock de géniteurs, donc du recrutement.

*Beryx splendens* est une espèce démersale dont le comportement trophique varie au cours du nyctémère. Dispersés de jour sur le fond, les individus s'y regroupent en bancs au crépuscule pour migrer dans la zone pélagique où ils se dispersent durant la nuit pour se nourrir (Galaktionov, *op.cit.*). Leurs proies sont en effet constituées pour l'essentiel d'espèces méso et bathypélagiques (Dubochkhin & Kotlyar, *op. cit.* ; Lehodey *et al.*, data not yet published) dont la plupart entreprennent des migrations verticales. C'est lorsqu'ils regagnent le fond à l'aube qu'ils sont alors accessibles à la palangre. La stratégie et la technique de pêche n'ayant pas été modifiées durant toute l'exploitation, les captures sont représentatives du stock de *Beryx* disponible dans les limites de tailles définies par la sélectivité de l'engin. Ainsi, la fenêtre journalière d'observation n'ayant pas changé, on peut considérer que les migrations verticales d'ordre trophique ne constituent pas un facteur susceptible d'affecter la variabilité des données. En ce qui concerne les sexes, bien que les femelles aient une taille moyenne supérieure à celle des mâles (Kotlyar, *op.cit.* ; Massey & Horn, *op. cit.* ; Lehodey, data not yet published), "the distribution of the two sexes indicates that sexual dimorphism is not responsible for the existence of different size groups" (Humphreys *et al.*, *op. cit.*). De nettes diminutions de rendements apparaissent durant l'été austral. Cette saison correspond à la période de reproduction dans les eaux néo-calédoniennes, contrairement d'ailleurs à ce qui est observé en Nouvelle-Zélande où elle interviendrait durant l'hiver austral (Horn & Massey, *op.cit.*). Ces baisses de rendement peuvent donc être attribuables soit à des migrations de reproduction qui entraîneraient les *Beryx* vers des aires de pontes différentes des aires de pêche (Chikuni, 1971 ; Masuzawa *et al.*, *op. cit.*) soit à des modifications du comportement réduisant la capturabilité durant la reproduction. Les données ayant servi à l'élaboration du modèle ont été collectées à bord du "Humboldt" en saison fraîche alors que celles qui ont été utilisées pour les validations proviennent des deux autres campagnes commerciales du "Fukuju Maru" et du "Hokko Maru" qui se sont respectivement déroulées au début et en fin de saison chaude et des campagnes scientifiques dont cinq sur six intervinrent en saison chaude. Dans ces conditions, la reproduction pourrait être à l'origine de la mauvaise validation temporelle.

D'autres sources de variations sont sans doute liées à l'environnement. L'habitat océanique de *Beryx splendens*, non perturbé par l'influence continentale, est soumis aux fluctuations hydrologiques qui affectent les masses d'eau du large. Certaines sont de courtes périodes (ondes internes, courants de marées) ; d'autres agissent sur des échelles de temps plus grandes (variations saisonnières des courants océaniques, anomalies pluri-annuelles des hydroclimats du type ENSO). Ces fluctuations sont susceptibles d'avoir un impact sur le stock de *Beryx*, soit au niveau du recrutement (survie et dispersion des oeufs et des larves), soit sur le comportement des adultes (migrations d'un mont à l'autre). Il est toutefois difficile de mettre en évidence l'impact de ces fluctuations sur la présence et la capturabilité de cette espèce. Il apparaît encore plus difficile d'expliquer les très grandes différences de productivité halieutique observées entre monts sous-marins de même profondeur, distants seulement de quelques dizaines de milles et situés en apparence dans le même environnement hydrologique. Topographie et nature du fond sont susceptibles d'en rendre compte, mais d'autres hypothèses peuvent être avancées pour les expliquer.

Certaines font appel à l'existence d'un hydrothermalisme de basse énergie (Rougerie et Wauthy, 1990) d'autres à une anomalie hydrologique appelée "colonne de Taylor" qui favoriserait la sédentarité des espèces (Royer, 1978 ; Roden, 1987 ; Genin & Boehlert, 1985 ; Dower et al., 1992 ; Juniper & Vezina ; 1992). Les fluctuations d'intensité de cette anomalie, voire sa disparition, pourraient aussi être responsables des variations de productivité observées dans le temps sur un mont donné (Boehlert & Genin ; 1987). Ceci pose le problème de l'interprétation des résultats des campagnes de pêche exploratoires et commerciales réalisées sur les monts sous-marins. Les données collectées constituent en effet la photographie instantanée d'un stock dont l'abondance est susceptible de fluctuer, indépendamment de l'effort de pêche, sous l'effet de variations environnementales inconnues. En d'autres termes, la fertilité des monts sous-marins pourrait varier de manière imprévisible à l'échelle de la durée d'une pêcherie. Dans ces conditions, modéliser la distribution d'un stock ne peut raisonnablement s'envisager que dans une fenêtre temporelle d'échantillonnage relativement réduite, rendant ainsi hautement conjecturale toute tentative d'extrapolation à long terme. Les recherches consacrées à l'environnement océanographique des monts sous-marins sont encore modestes (Yamanaka, 1986) bien qu'elles soient déterminantes pour la compréhension du fonctionnement des écosystèmes très particuliers et très mal connus que constituent ces derniers. Dans le même ordre d'idée on peut se demander pourquoi *Beryx splendens* n'a pas été signalé sur la pente récifale externe de Nouvelle-Calédonie alors qu'en Nouvelle-Zélande il est présent aussi bien aux accores du plateau continental oriental de l'île nord (Horn & Massey, *op. cit.*) que sur des bancs et des monts sous-marins.

## CONCLUSION

Le modèle binormal et le modèle récursif permettent d'interpréter de façon complémentaire les distributions, en fonction de la profondeur, des tailles des *Beryx* exploités à la palangre sur les monts sous-marins. Ils sont susceptibles de constituer une aide à la gestion des pêcheries sur ces monts qui concernent des stocks fragiles (SASAKI, *op. cit.*) du fait notamment de l'habitat limité qu'offrent ces structures et de la croissance lente des poissons profonds. Il apparaît toutefois que l'introduction dans les modèles de facteurs annuels ou saisonniers, qui rendraient notamment compte du recrutement et de modifications de comportement liées à la reproduction, serait indispensable à leur généralisation. Une meilleure connaissance du fonctionnement des écosystèmes concernés contribuerait aussi à préciser les limites de cette généralisation, en particulier à toutes les profondeurs et à toutes les zones fréquentées par les *Beryx* dans l'océan mondial. Il est également envisageable d'adapter l'un ou l'autre des deux modèles à d'autres espèces de poissons profonds tels que certains Lutjanidés et Serranidés.

## REMERCIEMENTS

Nous remercions le Dr G. W. BOEHLERT et son équipe du South West Fisheries Science Center d'Honolulu pour leurs précieux commentaires sur la première version de ce document.

## BIBLIOGRAPHIE

- Anonyme, 1988. Rapport de la campagne de pêche à la palangre profonde dans la zone économique de la Nouvelle-Calédonie. "Hokko Maru 107" : février-mai 1988. Territoire de Nouvelle-Calédonie, Service Territorial de la Marine Marchande et des Pêches Maritimes : 57 p.
- Boehlert G. W., Genin A., 1987. A review of the effects of seamounts on biological processes. *In* : Keating B. H., Fryer P., Batiza R. and Boehlert G. W. (Ed.), *Seamounts, islands and atoll. Geophysical Monograph* 43 : 319-334
- Brouard F., Grandperrin R., 1985. Deep Bottom fishes of the outer reef slope in Vanuatu. *South Pacific Commission 17th Regional Technical Meeting on Fisheries, W P 12* : 127 p
- Busakhin S. V., 1982. Systematic and distribution of the family Berycidae (Osteichthyes) in the world Ocean. *J. Ichthol.* 22 (6) : 1-21
- Chikuni S., 1971. Groundfish on the seamounts in the north Pacific. *Bull. Japan. Soc. Fish. Oceanogr.* 19 : 1-14. (English translation by Tatara K., 1972, Fisheries Research Board of Canada, Translation n° 2130 :12 p)
- Clark M.R., King K. J., 1989. Deepwater fish resources off the North Island, New Zealand : results of a trawl survey, May 1985 to June 1986. *N.Z. Fish. Tech. Rep.* 11 : 55p
- Dalzell P., Preston G. L., 1992. Deep reef slope fishery resources of the South Pacific. South Pacific Commission. *Inshore Fisheries Research Project. Tech. Doc. 2* : 299 p
- Dower, J., Freeland H., Juniper K., 1992. A strong biological response to oceanic flow past Cobb Seamount. *Deep-Sea Research*, 39 (7/8) : 1139-1145.
- Dubochkin A. S. and Kotlyar A. S., 1989. On the feeding of Alfonso ( *Beryx splendens* ). *J. Ichthyol.* 29 (5) : 1-8
- Galaktionov, G. Z., 1984. Features of the schooling behaviour of the alfonsina *Beryx splendens* (Berycidae) in the thalassobathyl depths of the Atlantic Ocean. *J. Ichthyol.* 24 (5) : 148-151
- Genin A., Boehlert G.W., 1985. Dynamics of temperature and chlorophyll structures above a seamount : an oceanic experiment. *J. mar. Res.* 43 : 907-924.



- Grandperrin R., Bensch A., Di Matteo A., Lehodey P., 1991. Campagne BERYX 1 de pêche à la palangre de fond sur deux monts sous-marins du sud-est de la zone économique de Nouvelle-Calédonie (N.O. "Alis", 8-18 octobre 1991). Nouméa : ORSTOM. *Rapp. Missions : Sci. Mer : Biol. mar.* 10 : 33 p.
- Grandperrin R., Di Matteo A., Hoffschir C., Lapetite P., Panché J. Y., 1992. Campagne BERYX 7 de pêche à la palangre de fond sur trois monts sous-marins du sud-est de la zone économique de Nouvelle-Calédonie (N.O. "Alis", 25 mars- 3 avril 1992). Nouméa : ORSTOM. *Rapp. Missions : Sci. Mer : Biol. mar.* 17 : 35 p.
- Grandperrin R., Di Matteo A., Mou Tham G., Panché J. Y., 1992. Campagne BERYX 6 de pêche à la palangre de fond sur deux monts sous-marins du sud-est de la zone économique de Nouvelle-Calédonie (N.O. "Alis", 12-18 février 1992). Nouméa : ORSTOM. *Rapp. Missions : Sci. Mer : Biol. mar.* 16 : 28 p.
- Heincke F., 1913. Untersuchungen über die Scholle, Generalbericht I. Schollenfischerei und Schonmassregeln. Vorläufige Kurze Übersicht über die wichtigsten Ergebnisse des Berichts. *Rapp. Procès-verb. Cons. int. Explor. Mer* 16 : 1-70
- Horn P.L., 1989. An evaluation of the technic of tagging alfonsino and bluenose with detachable hook tags. *N. Z. Fish. Tech. Rep.* 16, 15 p.
- Horn P. L., Massey B. R., 1989. Biology and abundance of alfonsino and bluenose off the lower east coast North Island, New Zealand. *N. Z. Fish. Tech. Rep.* 15 : 31 p
- Humphreys R. L. Jr., Tagami D. T., Seki M. P., 1984. Seamount fishery resource within the southern Emperor-northern Hawaiian Ridge area. In : Grigg R.W. and Tanoue K.Y. (Ed.), *Proceedings of the Symposium on Resource Investigations in the Northwestern Hawaiian Islands, May 25-27, 1983*, Vol. 1 : 283-327
- Ikenouye H., 1969. Age determination by otolith of a japanese alfonsino, *Beryx splendens*, with special reference to growth. *J. Tokyo Univ. Fish.* 55 (2) : 91-98
- Kotlyar A. N., 1987. Age and growth of alfonsino, *Beryx splendens*. *J. Ichthyol.* 27 (2) : 104-111
- Laboute P., 1989. Mission d'observation halieutique sur le palangrier japonais "Fukuju Maru" du 21 nov. au 12 déc. 1988. Nouméa : ORSTOM. *Rapp. missions : Sci. Mer : Biol. mar.* 2 : 15 p.
- Lehodey P., 1991. Mission d'observations halieutiques sur le palangrier "Humboldt". Campagne de pêche du 30 mai au 12 juillet 1991. Nouméa : ORSTOM. *Rapp. mission : Sci. Mer : Biol. mar.* 8 : 44 p.
- Lehodey P., Gallois F., Hoffschir C., Mou Tham G., 1992. Campagne BERYX 3 de pêche à la palangre de fond sur deux monts sous-marins du sud-est de la zone économique de Nouvelle-Calédonie (N.O. "Alis", 26 novembre-6 décembre 1991). Nouméa : ORSTOM. *Rapp. Missions : Sci. Mer : Biol. mar.* 12 : 37 p.

- Lehodey P., Marchal P., Mou Tham G., Panché J. Y., 1992. Campagne BERYX 5 de pêche à la palangre de fond sur deux monts sous-marins du sud-est de la zone économique de Nouvelle-Calédonie (N.O. "Alis", 28 janvier au 6 février 1992). Nouméa : ORSTOM. *Rapp. Missions : Sci. Mer : Biol. mar.* 15 : 30 p.
- Lehodey P., Hoffschir C., Marchal P., Panché J. Y., 1992. Campagne BERYX 8 de pêche au chalut pélagique et à la palangre de fond sur trois monts sous-marins du sud-est de la zone économique de Nouvelle-Calédonie (N.O. "Alis", 7 au 16 avril 1992). Nouméa : ORSTOM. *Rapp. Missions : Sci. Mer : Biol. mar.* 18 : 34 p.
- Léon M. E. DE, Malkov A., 1979. Estudio preliminar de la edad y crecimiento del *Beryx splendens* Lowe del Atlantico Centro-Occidental. *Rev. Cub. Inv. Pesq.* 4 (4) : 62-73
- Massey B. R., Horn P. L., 1990. Growth and age structure of alfonsino (*Beryx splendens*) from the lower east coast, North Island, New Zealand. *N.Z. J. Mar. Freshwat. Res.* 24 (1) : 121-136
- Masuzawa T., Kurata Y, Onishi K., 1975. Results of group study on population of demersal fishes in water from Sagami Bay to southern Izu Islands - population ecology of Japanese alfonsin and other demersal fishes. Japan Aquatic Resources Conservation Association *Fishery Research Paper*, 28 : 105 p (English translation held at Fisheries Research Centre Library, MAF, P. O. Box 297, Wellington)
- Mundy B. C., 1990. Development of larvae and juveniles of the alfonsins, *Beryx splendens* and *B. decadactylus* (Berycidae, Beryciformes). *Bull. Mar. Sci.* 46 (2) : 257-273
- Ralston S. V., Williams H. A., 1988. Depth distributions, growth, and mortality of deep slope fishes from the Mariana Archipelago. *NOAA Tech. Mem. NMFS* 113 : 47 p
- Roden G. I., 1987. Effect of seamounts and seamounts chains on ocean circulation and thermohaline structure. In : Keating B.H., Fryer P, Batiza R. and Boehlert G. W. (Ed.), Seamounts, islands and atolls, *Geophysical Monograph* 43 : 335-354
- Rougerie F., Wauthy B., 1990. Les atolls oasis. *La recherche* 223 : 832-842
- Royer T. C., 1978. Ocean eddies generated by seamounts in the North Pacific. *Science* 199 : 1063-1064
- SAS (Statistical Analysis System), 1988. *SAS/STAT User's guide, Release 6.03 Edition*. Cary, NC : SAS Institute Inc. : 1028 p.
- Sasaki, T. 1986. Development and present status of Japanese trawl fisheries in the vicinity of seamounts. In : UCHIDA, R. N., Hayasi S. and Boehlert G. W. (Ed.), The Environment and resources of seamounts in the North Pacific, *NOAA Tech. Rep. NMFS* 43 : 21-30
- Seki M. P., Tagami D. T., 1986. Review and Present Status of Handline and Bottom Longline Fisheries for Alfonsin. In : Uchida R. N., Hayasi S. and Boehlert G. W. (Editors), Environment and Resources of Seamounts in the North Pacific, *N.O.A.A. Tech. Rep. NMFS* 43 : 31-35

- Sime-Ngando T., Juniper K., Vesina A., 1992. Ciliated protozoan communities over Cobb Seamount : increase in biomass and spatial patchiness. *Mar. Ecol. Prog. Ser.* 89 : 37-51.
- Stucker M., Blackwell R., 1991. Biomass and yield estimates for alfonsino in BYX2 for the 91-92 fishing year. *N. Z. Fish. Ass. Res. Doc.* 91/12, 12 p.
- Uchida R. N., Tagami D. T., 1984. Groundfish fisheries and research in the vicinity of seamounts in the North Pacific Ocean. *Mar. Fish. Rev.* 46 (12) : 1-17
- Yamamoto K., 1986. A review of the fishery and catch per cruise for alfonsin stocks in the vicinity of Izu Islands. *In* : Uchida R. N., Hayasi S., Boehlert G. W. (Ed.), *Environment and resources of seamounts in the North Pacific, NOAA Tech. Rep. NMFS* 43 : 87-91
- Yamamoto S., Ishii K., Sasaki S., Meguro T., 1978. Outlines of fisheries investigation on the Emperor seamounts by the R.V. "Hokusei Maru" in 1977 and some technical problems. *Bul. Jap. Soc. Fish. Oceano.* 33 : 56-64
- Yamanaka H., 1986. Oceanographic studies of seamounts. *In* : Uchida R. N., Hayasi S., Boehlert G. W. (Ed.), *Environment and resources of seamounts in the North Pacific, NOAA Techn. Rep. NMFS* 43 : 13-17