

ANNEXE 6

DYNAMIQUE DES POPULATIONS DE *BERYX SPLENDENS*

P. LEHODEY

Une population est un ensemble d'individus de même espèce occupant un même écosystème. L'exploitation d'une population se traduit par un accroissement de la pression de prédation qui, au dessus d'un certain seuil, peut provoquer l'effondrement du stock (fraction exploitable de la population). Depuis quelques dizaines d'années, la gestion rationnelle des stocks des populations marines exploitées est apparue de plus en plus nécessaire pour contrôler une pression de pêche sans cesse croissante. Cette gestion implique la compréhension des phénomènes dynamiques susceptibles de modifier la structure démographique de la population et la mise au point de modèles mathématiques permettant de prévoir les conséquences de ces modifications. Dans le cas d'une pêcherie, les paramètres fondamentaux à estimer sont soit l'effort de pêche maximal pouvant être appliqué au stock, soit la production maximale qui peut en être prélevée. Ils sont étroitement liés à d'autres paramètres (caractéristiques des engins de pêche, biologie de l'espèce exploitée) qu'il est nécessaire de prendre en compte dans la modélisation. Deux voies s'offrent à cette modélisation, l'approche globale et l'approche structurale ou analytique.

1. ESTIMATION DE LA PRODUCTION MAXIMALE SOUTENUE (PMS) PAR UNE APPROCHE GLOBALE

Les modèles globaux cherchent à décrire simplement l'évolution de la taille de stocks exploités en ne tenant compte que d'un seul paramètre, la pression de pêche. Ces modèles servent à estimer le niveau d'effort de pêche pour lequel la production est maximale sans que l'équilibre du stock soit rompu. Leur application repose sur les hypothèses suivantes, généralement justifiées par l'expérience (RICKER, 1975 ; LAUREC & LE GUEN, 1981) :

- dans des conditions naturelles raisonnablement stables, l'augmentation nette d'un stock non exploité est supposée nulle, sa croissance (recrutement) étant compensée par la mortalité naturelle.
- l'introduction d'une pêcherie augmente la production par unité de stock pour des raisons déjà évoquées (rajeunissement du stock, augmentation des capacités de reproduction, meilleure transformation énergétique de la nourriture) et de ce fait, crée un excédent qui peut être pêché¹. Cet excédent est supposé proportionnel à la biomasse ainsi qu'à la différence entre la biomasse réelle et la biomasse la plus élevée que le milieu pourra supporter (RICKER, 1975).
- à un régime d'exploitation correspond un état d'équilibre du stock, toute modification du niveau d'exploitation entraînant un nouvel équilibre après une période de transition.
- la mortalité par pêche (F) est supposée proportionnelle à l'effort (f) et les captures sont supposées proportionnelles au nombre N d'individus constituant la biomasse exploitée, de telle sorte que :

$$F = q f \quad (1)$$

$$C = q f N \quad (2)$$

Si la période considérée n'est pas trop longue et l'efficiencce de pêche stable, la capturabilité (q) peut être supposée constante sinon ses variations doivent être prises en compte.

Plusieurs modèles ont été développés ; ils décrivent la production par unité d'effort (CPUE en poids) en fonction de l'effort selon une forme linéaire (SCHAEFER, 1954) ou exponentielle (PELLA & TOMLINSON, 1969 ; FOX, 1970). Afin de s'affranchir des variations saisonnières souvent difficile à appréhender, l'unité de temps choisie est généralement l'année, ce qui implique de renoncer à modéliser la production sur des bases de temps inférieures à l'année (LAUREC & LE GUEN, 1981) et de disposer d'une série de points couvrant plusieurs années de pêche. Dans le cas de la pêcherie sur les monts sous-marins de Nouvelle-Calédonie, une telle série s'avère réduite puisque l'exploitation n'a concerné que deux années entières et deux autres incomplètes. Par une procédure de désaisonnalisation, il a été possible de décomposer les données en plusieurs composantes mensuelles de production et d'extraire ainsi la tendance sur la période considérée. Un modèle global a ensuite été appliqué aux données désaisonnalisées pour estimer la PMS mensuelle moyenne, indépendamment des fluctuations saisonnières. Avant l'application du modèle, il a été nécessaire de s'interroger sur l'isolement du stock ou des stocks de *B. splendens*. Faut-il en effet considérer chaque mont sous-marin

¹ D'où l'appellation de "surplus production model" appliqué à ce type de modèle par les Anglo-saxons.

comme le support d'une population isolée ou au contraire existe-t-il un seul stock pour l'ensemble des monts exploités ou pour chacune des deux rides auxquelles ils se rattachent ? L'analyse des distributions de fréquences de tailles de *B. splendens* (cf. chapitre sur la modélisation de la distribution bathymétrique) suggérant l'existence de migrations entre les monts, la première hypothèse a été écartée. Les deux autres, qui paraissent plausibles, seront donc étudiées.

Le modèle de Fox (3) semble bien adapté aux données décrivant la tendance des CPUE en poids pour les monts regroupés tous ensemble ou par ride (fig. 1). Une transformation logarithmique (4) permet de réaliser une régression linéaire dont les paramètres estimés sont donnés dans le tableau 1 :

$$Y_i/f_i = \exp (a + b f_i) \quad (3)$$

$$\ln (Y_i/f_i) = \text{Log } a + b f_i \quad (4)$$

avec Y_i et f_i respectivement la production et l'effort de la période i , a et b étant les paramètres de la régression linéaire. Ce modèle suppose que la CPUE en poids, proportionnelle à la biomasse, diminue lorsque l'effort augmente (pente b négative). La biomasse vierge exploitable (B_v) correspond à un effort nul :

$$B_v = \exp (c)/q \quad (5)$$

Lorsque la dérivée par rapport à l'effort s'annule, l'expression de la production en fonction de l'effort (6) atteint une valeur maximale (fig. 1) égale à la PMS (7) obtenue pour un effort maximal f_{PMS} (8) :

$$Y_i = f_i \exp (a + b f_i) \quad (6)$$

$$PMS = -1/b \exp (a-1) \quad (7)$$

$$f_m = -1/b \quad (8)$$

Tableau 1 - Estimation des PMS et de l'effort maximal mensuel d'après le modèle global de Fox. Paramètres et coefficients de corrélations de la régression linéaire (écart-types entre parenthèses).

	Monts B C D J K	Monts B C	Monts D J K
a	-0,62 (0,15)	-0,65 (0,16)	-0,43 (0,18)
b (x 10 ⁻⁵)	-0,60 (0,11)	-1,63 (0,27)	-0,88 (0,18)
r	0,68	0,74	0,66
PMS mensuelle (kg)	32 983	11 782	27 194
f _{PMS} mensuel (nb. ham.)	166 667	61 350	113 636
PMS annuelle (kg)	395 796	141 384	326 328
f _{PMS} annuel (nb. ham.)	2 000 004	736 200	1 363 632

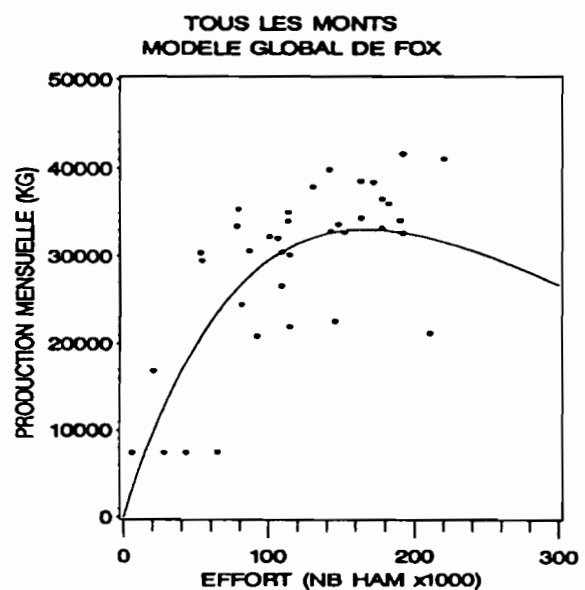
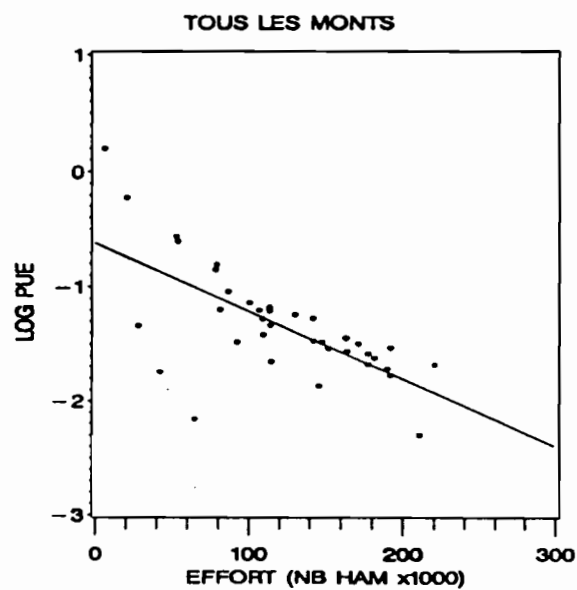
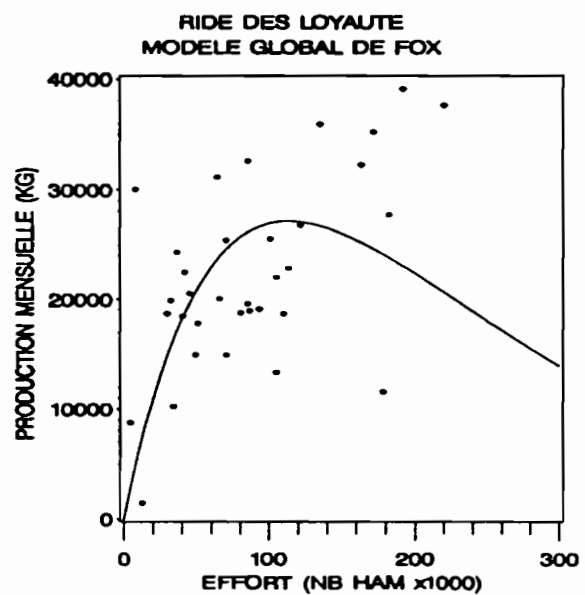
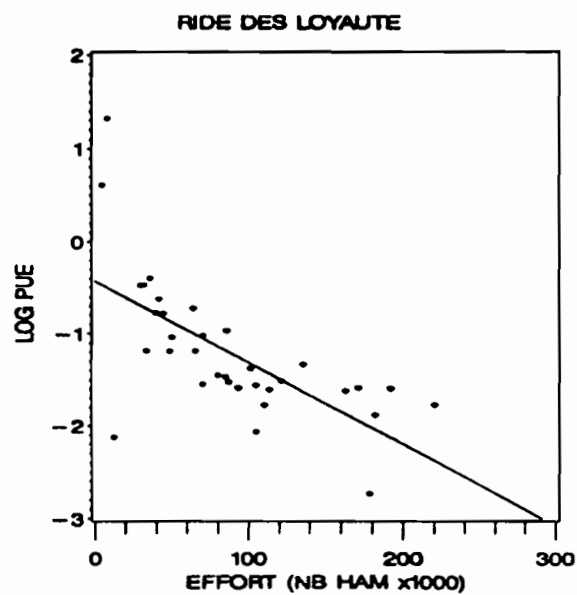
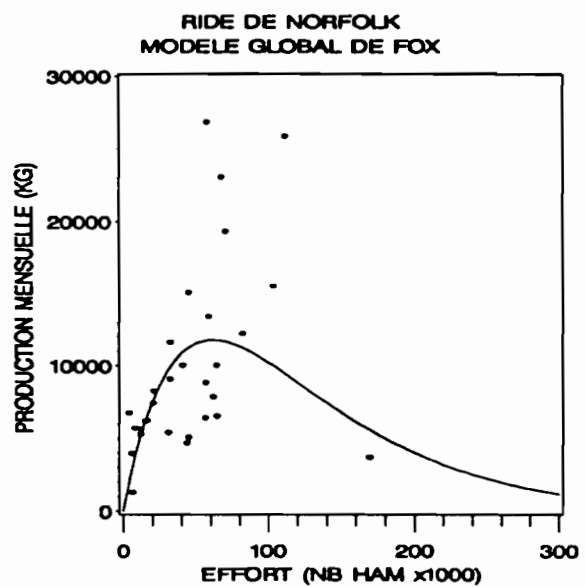
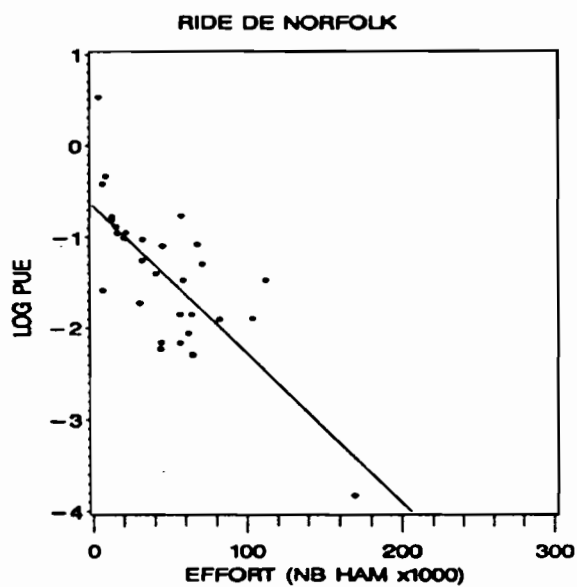


figure 1 - Application du modèle global de Fox aux données mensuelles désaisonnalisées des captures de *Beryx splendens* pour les rides de Norfolk et des Loyauté et pour l'ensemble des deux rides.

En supposant l'existence d'un seul ou de deux stocks, le calcul des PMS annuelles pour les monts B, C, D, J et K à partir des estimations moyennes mensuelles donne des valeurs comprises entre 395 et 470 tonnes, pour des efforts de pêche annuels de 2 à 2,1 millions d'hameçons. Les productions des deux années 1989 et 1990 de pleine exploitation, se montant respectivement à 467 et 417 tonnes avec des efforts de pêche correspondants de 1,66 et 1,64 millions d'hameçons, se situent donc à ce niveau.

2. APPROCHE ANALYTIQUE, MODELES STRUCTURAUX

Les modèles globaux sont simples mais d'une application limitée puisqu'ils ne prennent pas en compte les changements intervenant dans l'exploitation. En revanche, les modèles structuraux cherchent à les intégrer en faisant intervenir les paramètres de croissance, de mortalité totale (Z), de mortalité naturelle (m), de mortalité par pêche (F), ainsi que le recrutement et éventuellement la fécondité.

2.1. MORTALITES

La mortalité totale est la somme de m et F. En l'absence de pêche, elle équivaut à la mortalité naturelle.

2.1.1. MORTALITE TOTALE (Z)

Une des méthodes fréquemment utilisée pour estimer la mortalité totale consiste à exprimer celle-ci en fonction des captures provenant de chacune des cohortes constituant le stock (BEVERTON & HOLT, 1957 ; GULLAND, 1969 ; RICKER, 1975). Elle nécessite bien entendu de disposer d'échantillons dont les âges ont pu être estimés, c'est-à-dire, généralement, de distributions de fréquences de tailles à partir desquelles les longueurs sont converties en âges par l'intermédiaire de la courbe de croissance.

Le nombre des poissons qui meurent en un court laps de temps est à tout moment proportionnel au nombre des poissons présents durant cette période. Si N_1 est la population au temps t_0 et N_2 celle au temps t , la fraction qui reste au temps t est :

$$N_2/N_1 = \exp (-Zt) \quad (9)$$

Le nombre d'individus C qui meurent en raison de leurs captures par pêche durant cette période est alors :

$$C = F/Z (N_1 - N_2) \quad (10)$$

De même, en remplaçant F par m, on obtient le nombre d'individus disparaissant par mortalité naturelle. L'équation (10) peut être reformulée en y insérant l'équation (9), de manière à décrire le nombre de captures d'une année, provenant d'une cohorte d'âge t, en fonction de l'effectif de la cohorte, de la mortalité totale et de la mortalité naturelle :

$$C_{y,t} = N_{y,t} \frac{F_y}{Z_y} [1 - \exp(-Z_y)] \quad (11)$$

avec : $N_{y,t}$ l'effectif de la cohorte d'âge t au début de l'année y, $C_{y,t}$ le nombre de poissons capturés, d'âge t, durant l'année y, et Z_y et F_y les taux de mortalité totale et de mortalité par pêche pour l'année y. Une transformation logarithmique permet de linéariser l'équation des captures (11) qui devient sous une forme simplifiée :

$$\ln C_{y,t} = g - Z_y * t \quad (12)$$

La pente de la droite, déterminée par régression linéaire, correspond, pour chaque année considérée, à la mortalité totale Z_y dont la variance est :

$$S_{z_y}^2 = \frac{1}{n-2} \left[\left(\frac{S_1}{S_2} \right)^2 - Z_y^2 \right] \quad (10)$$

avec S_1 , l'écart-type associé à $\ln C_{y,t}$ et S_2 l'écart-type associé à t. Il est souvent nécessaire d'exclure de la régression les valeurs obtenues pour les premières cohortes qui s'écartent de la droite en raison d'une exploitation ou d'un recrutement incomplets.

Connaissant les paramètres de croissance de *B. splendens* (cf. chapitre sur la croissance), la méthode de linéarisation de la courbe des captures a été appliquée pour les années 1988, 1991 et 1992 (fig. 2) durant lesquelles un grand nombre de poissons a été mesuré, les données pour l'année 1992 correspondant aux seules campagnes de pêches scientifiques puisque l'exploitation était achevée en 1991. Les estimations de la mortalité totale pour ces trois années ont été calculées pour l'ensemble des monts ainsi que pour les monts regroupés par rides (tableau 2).

Les classes d'âge inférieures à 5 ans ne semblant pas exploitées dans leurs totalités par la pêcherie (fig. 2), les captures les concernant n'ont pas été prises en compte dans la régression.

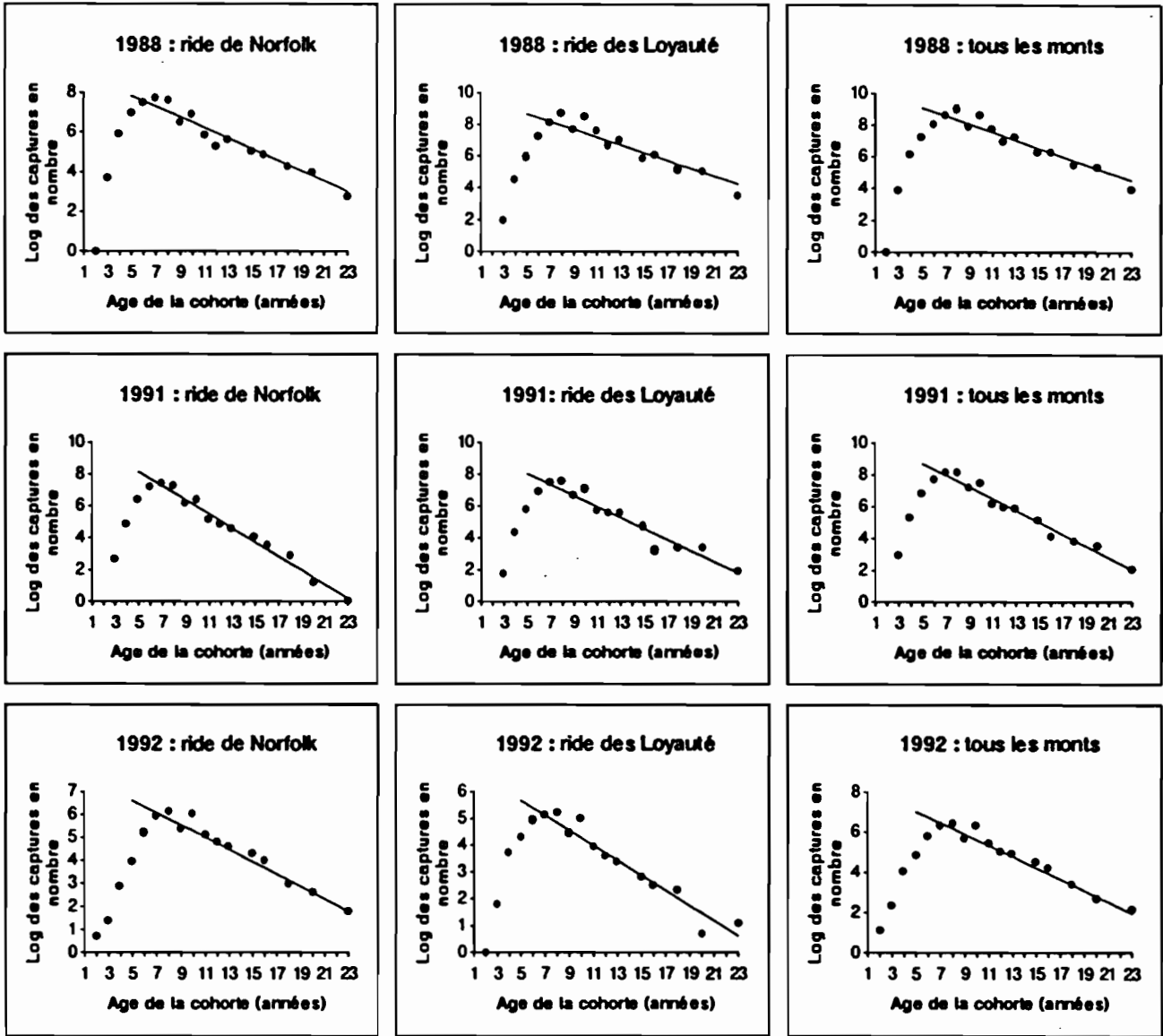


figure 2 - Coefficient de mortalité totale Z : linéarisation de la courbe des captures

Tableau 2 - Estimation du coefficient de mortalité totale Z par linéarisation de la courbe des captures : paramètres, écart-types et coefficients de corrélation des régressions par année.

Année	Monts	Z	σ_z	g	σ_g	r
1988	B, C	0,268	0,016	9,17	0,24	0,98
	D, J, K	0,244	0,026	9,87	0,40	0,94
	tous	0,254	0,021	10,34	0,32	0,95
1991	B, C	0,439	0,020	10,31	0,27	0,98
	D, J, K	0,344	0,029	9,74	0,41	0,99
	tous	0,368	0,021	1,53	0,30	0,98
1992	B, C	0,268	0,020	7,95	0,30	0,97
	D, J, K	0,280	0,022	7,07	0,31	0,96
	tous	0,281	0,018	8,42	0,28	0,97

2.1.2. MORTALITE NATURELLE (m) ET PAR PECHE (F)

La mortalité naturelle est due à toutes causes autres que celles provoquées par la pêche. Ces causes sont pour l'essentiel, la prédation, les maladies, le stress lié à la ponte et la vieillesse. Le taux de mortalité naturelle est donc susceptible d'évoluer et de fluctuer en fonction des conditions environnantes, notamment en fonction de la zone fréquentée. La mortalité naturelle représente certainement l'un des facteurs les plus difficiles à appréhender dans les modèles de dynamique des populations de poissons (VETTER, 1988). L'une des méthodes les plus utilisées pour l'estimer consiste à la différencier de la mortalité totale, estimée d'après la courbe des captures, en réalisant une régression linéaire de Z sur l'effort f. En effet, l'équation (1) qui suppose la mortalité par pêche proportionnelle à l'effort permet de décrire pour l'année y la mortalité totale en fonction de l'effort et de la capturabilité :

$$Z_y = m + q f_y \quad (14)$$

Cette méthode ne peut malheureusement pas s'appliquer à la population de *B. splendens* pour laquelle seules 3 valeurs annuelles de Z sont connues.

SILLIMAN (1943, in RICKER, 1975) propose une méthode de calcul des taux de mortalité naturelle et par pêche basée sur la comparaison de la mortalité totale entre deux années pour lesquelles les niveaux d'effort de pêche sont suffisamment différents. La mortalité naturelle est supposée constante et la mortalité par pêche proportionnelle à l'effort de pêche. Connaissant les taux Z_1 et Z_2 de mortalité totale pour les deux années choisies, il suffit de résoudre le système d'équation suivant :

$$F_1 + m = Z_1$$

$$F_2 + m = Z_2$$

sachant que

$$F_1/F_2 = f_1/f_2$$

Les calculs ont été réalisés pour les deux années 1988 et 1991 de pêche commerciale dont les valeurs de Z ont pu être estimées. Les efforts de pêche déployés durant ces deux années sur les monts B et C (ride de Norfolk) étant peu différents, la méthode de Silliman n'a pas pu leur être appliquée. En revanche, l'estimation des mortalités a été réalisée pour la ride des Loyauté et l'ensemble des monts (tableau 3). L'augmentation de la mortalité par pêche sur la ride des Loyauté est bien entendu liée directement à l'accroissement de l'effort de pêche qui y fut pratiquement inexistant durant l'année 1988. Connaissant l'effort de pêche et la mortalité par pêche, le taux de capturabilité q peut être obtenu à partir de l'équation (1). Une fois q estimé (tableau 3), cette même équation peut servir au calcul des mortalités par pêche des années pour lesquelles seul l'effort de pêche est connu.

Tableau 3 - Estimations des mortalités naturelles et par pêches et de la capturabilité pour les années 1988 et 1991 d'après comparaisons de deux niveaux d'efforts différents (f en nombre d'hameçons).

Année	Ride des Loyauté		Tous les monts	
	1988	1991	1988	1991
f	202449	526600	440911	836200
Z	0,24	0,34	0,25	0,37
F	0,06	0,16	0,13	0,24
m	0,18	0,12	0,18	0,12
q ($\times 10^{-7}$)	3,08	3,04	3,08	3,04

Plusieurs auteurs ont tenté de définir une relation liant la mortalité naturelle à certains paramètres qui pourraient lui être proportionnels, en particulier les paramètres de fécondité, de croissance et les paramètres liés à l'environnement. En étudiant pour un grand nombre d'espèces l'influence de ces paramètres sur la mortalité naturelle, ces auteurs proposent des relations empiriques dont deux exemples ont été appliqués aux populations de *B. splendens* (tableau 4). Ces formules empiriques sont bien entendu assez imprécises mais elles permettent d'obtenir une estimation grossière de m pour des stocks vierges ou peu exploités. La formule de RIKHTER & EFANOV (1976) utilise l'âge de maturité sexuelle (t_{50}) pour lequel la moitié de la population est mature (11) ; celle de PAULY (1980) prend en compte les paramètres de croissance et la température moyenne annuelle T° à la profondeur de capture (16). Il ressort de la formule de Pauly que la mortalité naturelle diminue avec la taille, le taux de croissance et la température.

$$m = 1.521/(t_{50}^{0.72}) - 0.155 \quad (15)$$

$$\ln m = - 0.0152 - 0.279 \ln L_\infty + 0.6543 \ln K + 0.463 \ln T^\circ \quad (16)$$

L'âge de maturité sexuelle peut être calculé à partir de la longueur LF50 et de la courbe de croissance. Chez *B. splendens*, il interviendrait à 6 ans pour les femelles et 7 ans pour les mâles (cf. chapitre concernant la reproduction). La température moyenne annuelle a été estimée d'après les coupes de température réalisées lors des campagnes scientifiques. Afin d'englober l'ensemble des profondeurs de captures des *Beryx*, les températures correspondant extrêmes ont été retenues. Les valeurs de *m* obtenues (tableau 4) sont légèrement supérieures à celles trouvées à partir de la méthode de Silliman. Toutefois PAULY (1983) conseille de tenir compte du comportement des espèces grégaires, dont la mortalité naturelle est certainement moins importante que celle des individus isolés du fait qu'elles se regroupent en bancs ; il propose de corriger l'estimation obtenue par un facteur 0,8. L'espèce *B. splendens* pouvant être considérée comme appartenant à cette catégorie, cette correction a été apportée aux valeurs de *m* calculées (tableau 4).

Tableau 4 - Estimations des taux de mortalité naturelle d'après les formules empiriques de Rikhter et Efanov et de Pauly.

Formule	Paramètres	<i>m</i>	<i>m</i> moyen
Rikhter et Efanov	T ₅₀ = 6 ans	0,22	0,24
	T ₅₀ = 7 ans	0,26	
Pauly	T °C = 6 (800m)	0,19	0,23
	T °C = 12 (500m)	0,26	
	T °C = 6 (800m)	0,15	0,18
	T °C = 12 (500m)	0,21	

La mortalité naturelle moyenne calculée d'après la méthode de Silliman est de 0,15 ; celle calculée à l'aide des formules empiriques est comprise entre 0,18 et 0,24. Il semble ainsi raisonnable d'estimer que la mortalité naturelle de l'espèce *B. splendens* en Nouvelle-Calédonie, durant la période d'exploitation, a été comprise entre les valeurs de 0,15 et 0,25. STOCKER & BLACKWELL (1991) utilisent d'ailleurs pour cette même espèce des valeurs estimées à 0,20 et 0,23 pour la pêcherie de Nouvelle-Zélande.

2.2. RECRUTEMENT (R)

De nombreuses espèces de poissons ont des aires de ponte ou de croissance différentes des zones fréquentées par les adultes en dehors de la période de reproduction. Ce phénomène est notamment lié aux besoins en nourriture qui évoluent selon les âges et à des stratégies de comportement vis à vis des prédateurs qui diffèrent selon les stades de développement. Le recrutement est le processus par lequel la fraction la plus jeune de la population rallie pour la première fois le stock exploitable. Il est rare qu'il intervienne brutalement ; il s'opère le plus souvent selon un processus plus ou moins continu. Toutefois, afin de simplifier les modèles, il

est généralement supposé de courte durée ("en lame de couteau", pour reprendre l'expression anglaise) ce qui permet de définir un âge (t_r) et une taille (L_r) de recrutement. De la même manière, peuvent être estimés un âge (t_c) et une taille (L_c) de première capture, qui sont les paramètres de sélection.

2.2.1. METHODE DE BARANOV

La densité N d'une population supposée à l'équilibre, c'est-à-dire dont le recrutement compense la mortalité, peut être définie par :

$$N = \sum_{t=0}^{t=\infty} R \exp(-Z t) = R/[1 - \exp(-Z)] \quad (17)$$

En remplaçant (17) dans l'équation de la courbe des captures (11), le recrutement peut se définir très simplement en fonction des captures numériques totales C_n (SAINSBURY, 1984) :

$$R = C_n Z/F \quad (18)$$

Connaissant les mortalités par pêche, calculées à partir de l'effort et d'une estimation de la capturabilité, le recrutement supposé constant est obtenu par une régression des captures en fonction de Z/F pour les deux estimations du taux de mortalité naturelle (tableau 5) et pour la valeur de q ($3 \times 10^{-7}/\text{hameçon}$) estimée à partir de la méthode de Silliman.

Tableau 5 - Recrutement estimé en fonction des captures selon la méthode de Baranov pour deux taux de mortalité naturelle. Estimations, écart-types et coefficients de corrélation de la régression linéaire.

	R ($m = 0.15$)	σ	r	R ($m = 0.25$)	σ	r
Ride de Norfolk ($t_r = 1$ an)	207295	21657	0,98	285289	25884	0,99
Ride des Loyauté ($t_r = 2$ ans)	282010	46150	0,96	353684	48106	0,973
Tous les monts ($t_r = 1,5$ ans)	367179	63401	0,96	445238	64713	0,97

2.3. CAPTURABILITE ET RECRUTEMENT D'APRES LE MODELE DE ALLEN

Lorsque l'effort de pêche est réparti sur une période de temps relativement courte, il est possible de supposer, comme pour le modèle à capturabilité constante de LESLIE (RICKER, 1975 ; POLOVINA, 1986) que la mortalité naturelle et le recrutement

n'interviennent pas dans la dynamique du stock. Sur un intervalle de temps t les captures sont alors :

$$C_t = q f_t N_t \quad (19)$$

Soit K_t les captures cumulées au début de l'intervalle t auxquelles sont ajoutées la moitié des captures réalisées durant l'intervalle t (la proportionalité entre la CPUE et la taille du stock est supposée meilleure à la moitié de l'intervalle qu'au début). La population au temps t est donc :

$$N_t = N_0 - K_t \quad (20)$$

d'où :

$$C_t/f_t = q N_0 - q K_t \quad (21)$$

L'équation (21) est de la forme $CPUE_t = A - q K_t$

La représentation des $CPUE_t$ en fonction des captures cumulées (K_t) est une droite dont la pente est q . Son point d'intersection avec l'axe des abscisses représente la somme des prises pour une CPUE nulle obtenue lorsque la totalité de la population exploitable est entièrement capturée, c'est donc une estimation de la population initiale exploitable N_0 .

Dans le cas où l'effort de pêche s'étale sur une période de temps plus longue [POLOVINA *et al.* (1990), proposent en pratique une période supérieure à 9 mois], il devient nécessaire de prendre en compte la mortalité naturelle et le recrutement. ALLEN (1966) a mis au point une méthode d'estimation de la taille d'une population et du coefficient de capturabilité à partir d'une série annuelle de données effort/prises et d'une estimation de la mortalité naturelle. Il suppose que q , m et R sont constants et que la mortalité par pêche, la mortalité naturelle et le recrutement interviennent successivement. La méthode de Allen a été reprise et modifiée par SAINSBURY (1984) pour fournir une estimation du recrutement annuel et de la capturabilité, les hypothèses concernant q , m et R restant inchangées.

Au début de la première année de pêche le nombre d'individus est :

$$N_1 = \sum_{t=0}^{t=\infty} R \exp(-m t) = R/[1 - \exp(-m)] \quad (22)$$

après activité de pêche, le nombre d'individus est : $N_1 - C_1$

après mortalité naturelle, le nombre d'individus est : $(N_1 - C_1) \exp(-m)$

après recrutement, la population en fin d'année est : $N_2 = (N_1 - C_1) \exp(-m) + R$

De même, à la fin de la deuxième année :

$$\begin{aligned} N_3 &= (N_2 - C_2) \exp(-m) + R \\ &= [(N_1 - C_1) \exp(-m) + R - C_2] \exp(-m) + R \end{aligned}$$

$$\text{Pour } i \text{ années, } N_i \text{ est égal à : } N_i = R K - B_i \quad (23)$$

$$\text{avec } K = 1/[1 - \exp(-m)] \quad \text{et} \quad B_i = \sum_{j=1}^{i-1} C_j \exp[-m(i-j)]$$

Simultanément les captures estimées sont :

$$\hat{C}_1 = q f_1 (N_1 - \frac{1}{2} C_1)$$

$$\hat{C}_2 = q f_2 (N_2 - \frac{1}{2} C_2)$$

et de manière générale :

$$\hat{C}_i = q f_i (N_i - \frac{1}{2} C_i) \quad (24)$$

$$\hat{C}_i = q f_i \left[R / [1 - \exp(-m)] - \sum_{j=1}^{i-1} C_j \exp(-m(i-j) + \frac{1}{2}) \right] \quad (25)$$

$$\text{L'équation (25) est de la forme} \quad \text{CPUE}_i = A - q X_i \quad (26)$$

$$\text{avec} \quad A = q R / [1 - \exp(-m)] \quad \text{et} \quad X_i = \frac{1}{2} C_i + \sum_{j=1}^{i-1} C_j \exp(-m(i-j))$$

La pente de la droite de régression des CPUE_i en fonction des captures cumulées (X_i) équivaut à q . A partir de l'équation (25), il est possible d'obtenir une estimation de la taille d'une population exploitée (N_0) par comparaison des prises effectives et des prises calculées sur plusieurs années de pêche, en minimisant la somme des carrés des différences obtenues $\left(\sum_{i=1}^{i=k} (\hat{C}_i - C_i)^2 \right)$.

Plutôt que d'estimer les paramètres q et R sur des données de prises et d'effort annuels peu nombreuses, le modèle de Allen a été appliqué aux données mensuelles. Le recrutement obtenu pour une mortalité naturelle mensuelle devient alors un recrutement moyen mensuel. Il est nécessaire de prendre en compte les mois durant lesquels aucune pêche n'a été pratiquée en leur affectant des efforts et des captures de valeurs nulles pour conserver un ajustement correct des captures en fonction de la mortalité naturelle et du recrutement moyen mensuel (LANGI *et al.*, 1992). Les résultats obtenus montrent une très bonne corrélation entre captures estimées et captures réelles (fig. 3), avec des valeurs très élevées du coefficient de détermination R^2 (0,962 à 0,976) qui exprime la proportion de la variance expliquée par la régression. Les valeurs de recrutement et de capturabilité sont proches de celles obtenues par les méthodes précédentes (tableau 6). La sensibilité du modèle aux estimations de la mortalité naturelle a été testée; elle est représentée graphiquement sur la figure 4. Le modèle est robuste en ce qui concerne l'estimation de q puisqu'une augmentation de 100% de la valeur de m n'entraîne qu'un accroissement de 20 à

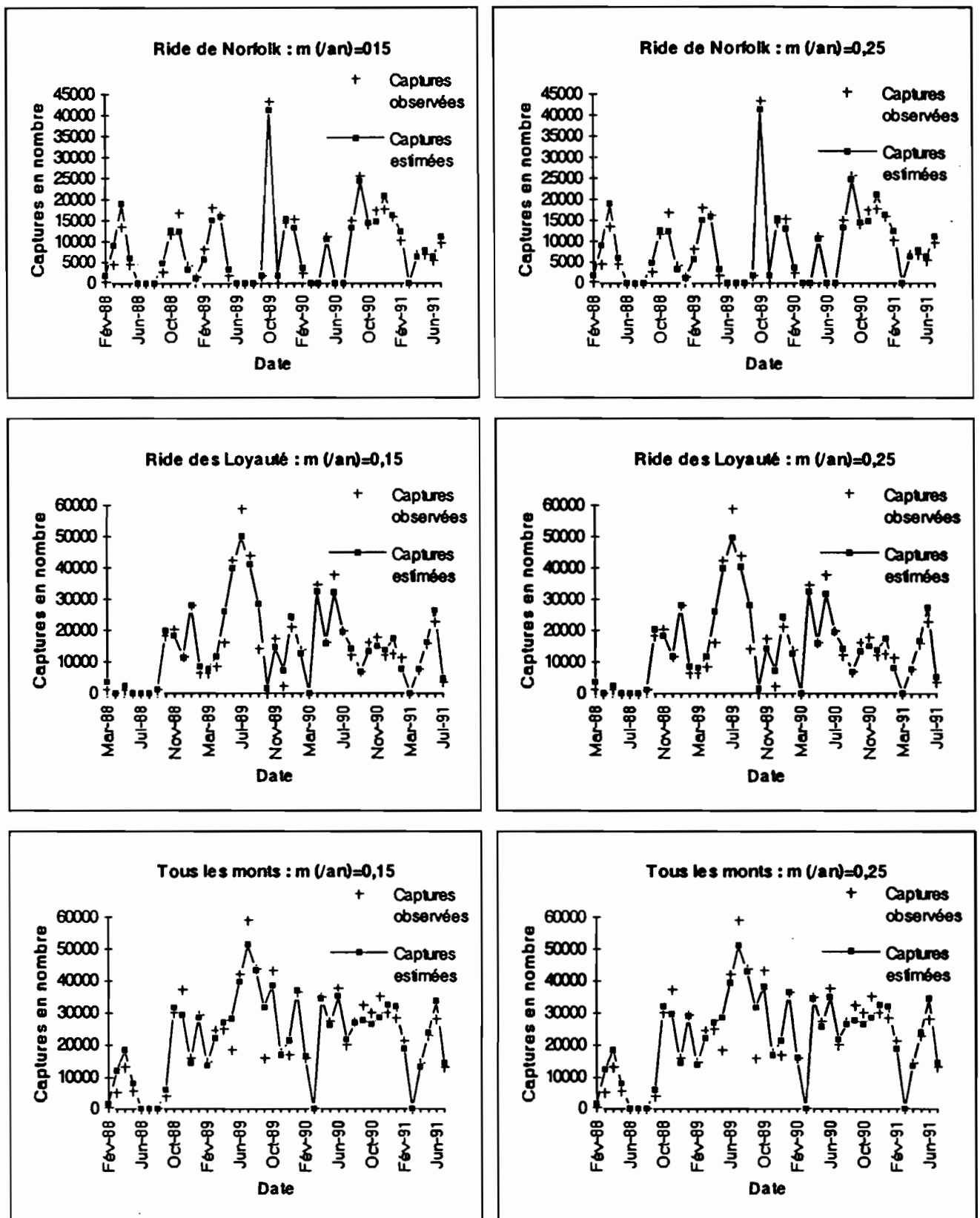


figure 3 - Evolution des captures mensuelles de *Beryx splendens* et de celles estimées par la méthode de Allen selon deux estimations du taux de mortalité naturelle.

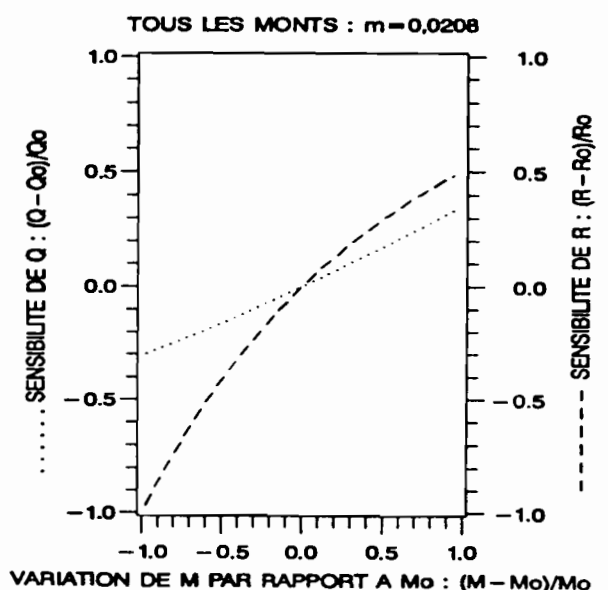
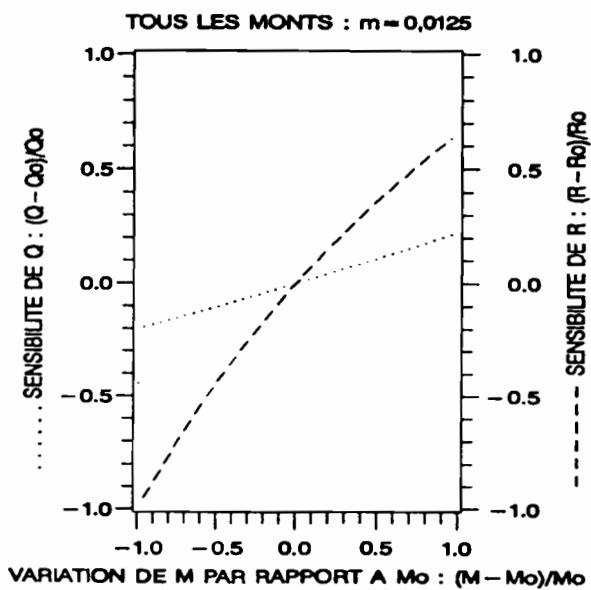
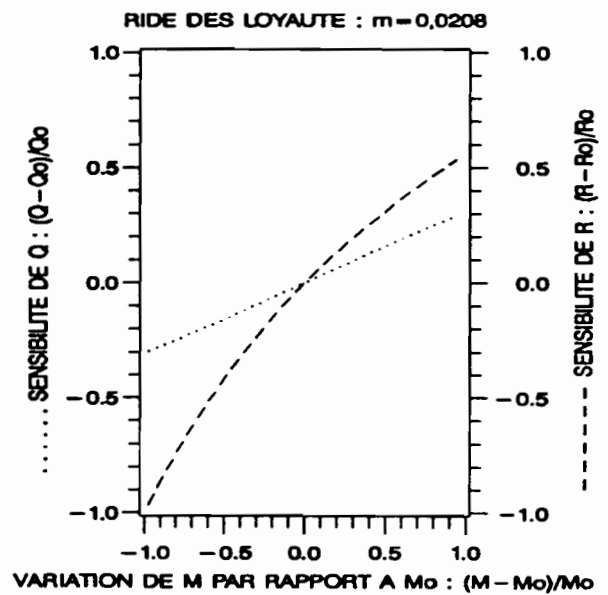
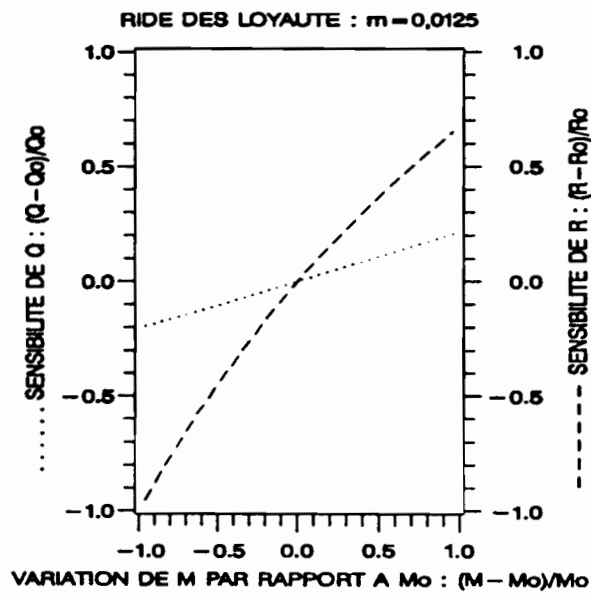
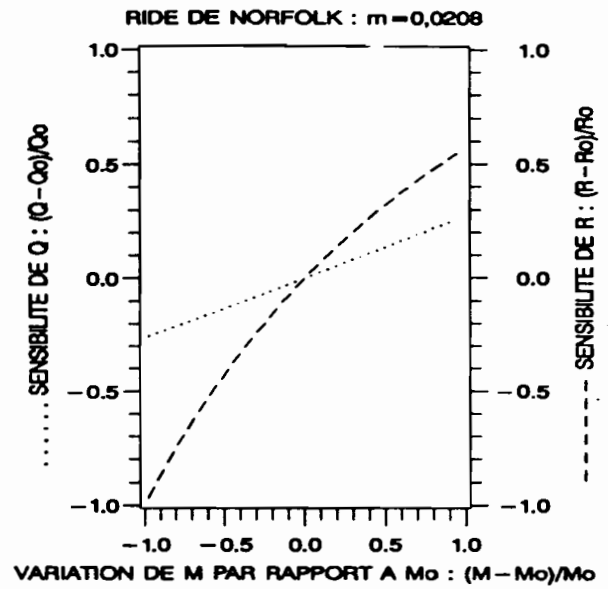
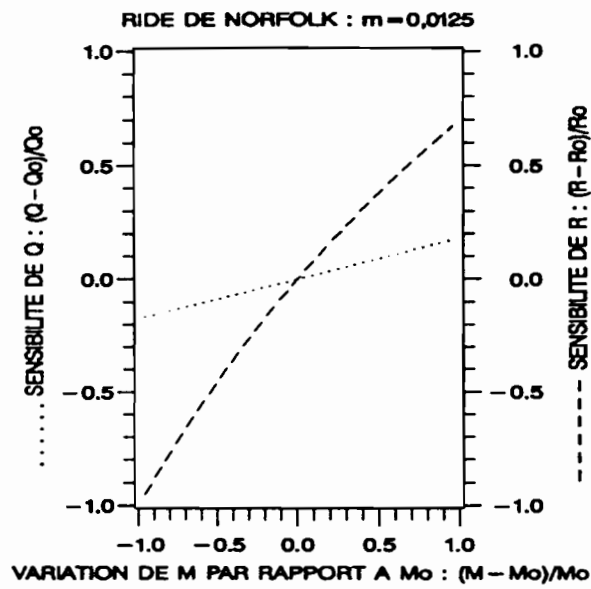


figure 4 - Etude de sensibilité des estimations de q et R par le modèle de Allen en fonction de la valeur de m.

30% de la capturabilité ; il l'est moins pour l'estimation de R qui augmente de 50 à 70% lorsque la valeur de m est doublée et qui diminue proportionnellement à m lorsque m décroît.

Tableau 6 - Estimation, d'après les données mensuelles, de la capturabilité, du recrutement et de la taille du stock vierge selon la méthode de Allen pour deux taux de mortalité naturelle. Paramètres de la régression non linéaire.

	m	q (x 10 ⁻⁷)	σ _q (x 10 ⁻⁷)	R/mois	σ _R	R ²	R/an	N1
Ride de Norfolk	0,013	4,1	0,8	9 181	7754	0.976	110 172	792 604
	0,021	4,5	1,0	13 681	7801	0.975	164 172	742 860
Ride des loyauté	0,013	3,0	0,5	11 862	6366	0.963	142 344	1 024 058
	0,021	3,5	0,6	17 520	6229	0.962	210 240	951 312
Tous les monts	0,013	1,7	0,3	20 717	5487	0.973	248 604	1 788 518
	0,021	2,0	0,3	30 390	5116	0.973	364 680	1 650 136

Les estimations de q oscillent de part et d'autre de la valeur 3×10^{-7} déjà obtenue précédemment à partir des calculs de la mortalité par pêche, ce qui confirme ces valeurs. Le recrutement estimé est du même ordre de grandeur que celui fourni par la méthode de Baranov, bien que légèrement inférieur. L'équation (22) permet d'estimer la taille (N1) du ou des stocks vierges avant le début de l'exploitation ; elle est comprise entre 1,65 et 1,82 millions d'individus (tableau 6) selon le taux de mortalité naturelle et selon l'hypothèse choisie (existence d'un seul ou de deux stocks).

2.4. PRODUCTION PAR RECRUE

L'évaluation du nombre de poissons recrutés est d'autant plus complexe qu'un certain nombre de facteurs difficilement prévisibles et quantifiables, par exemple les phénomènes météorologiques et hydrologiques, peuvent intervenir tout au long du cycle depuis la reproduction jusqu'au recrutement. Un moyen de tourner la difficulté consiste à raisonner à partir d'un recrutement donné, fixé à priori et considéré comme indépendant de la pêche. Mathématiquement, l'évolution d'une cohorte de poissons recrutés (croissance, mortalités) peut être appliquée à un seul individu, en admettant qu'il puisse partiellement mourir. L'optimisation du rendement pour ce seul individu par voie de conséquence sera applicable à l'ensemble de sa classe d'âge et au stock tout entier ; c'est le concept de production ou rendement par recrue. Ainsi, même en ignorant la quantité globale de ce qu'il est souhaitable de prélever sur le stock pour qu'il ne soit pas surexploité, il est possible de fixer les meilleures conditions (effort de pêche, taille de première capture) pour opérer le prélèvement. BEVERTON & HOLT (1957) ont développé un modèle de production par recrue pour les poissons démersaux de la mer du Nord dont la croissance isométrique est décrite par l'équation de Von Bertalanffy. Toutefois

l'application de ce modèle est basée sur plusieurs hypothèses ; il implique ainsi que le recrutement et la sélection se font en bloc, que le recrutement est constant et que la mortalité naturelle et la mortalité par pêche sont constantes quelles que soient les classes d'âges constituant le stock. Les résultats obtenus avec le modèle de production par recrue correspondent de ce fait aux situations stables de l'exploitation, c'est-à-dire aux situations qui existent après que les conditions spécifiées aient régné assez longtemps pour affecter tous les âges dans l'ensemble de leur vie exploitable (RICKER, 1975).

2.4.1. ESTIMATION DU RECRUTEMENT

Le modèle de Beverton & Holt a suffisamment été repris et expliqué (voir par exemple LE GUEN, 1971 ; RICKER, 1975 ; LAUREC & LE GUEN, 1981 ; POSTEL, 1976 ; SPARRE *et al.*, 1989) pour qu'il soit inutile de le détailler ici. Il suffit de reprendre l'équation finale (27) donnant la production par recrue \hat{Y}_R en fonction des paramètres de croissance et des âges de recrutement et de première capture :

$$\hat{Y}_R = \hat{Y}/R = F e^{-m(tc-tr)} W_\infty \sum_{n=0}^3 \Omega_n \frac{e^{-nK(tc-to)}}{Z+nK} \quad (27)$$

où $\Omega_0 = 1, \Omega_1 = -3, \Omega_2 = 3$ et $\Omega_3 = -1$

et avec K, to : paramètres de croissance

W_∞ : valeur asymptotique du poids correspondant à L_∞

tr : âge de recrutement

tc : âge de première capture

Le remplacement de la production estimée par la production réelle dans (28) permet d'estimer le recrutement :

$$Y = R \hat{Y}_R \quad (28)$$

Pour les stocks de *Beryx splendens* de Nouvelle-Calédonie, les courbes des captures utilisées pour le calcul de la mortalité totale ont mis en évidence une pleine exploitation par la palangre des classes d'âges supérieures à 5 ans. Cette limite sera donc retenue comme âge de première capture. L'âge de recrutement a été estimé à partir des tailles minimales observées dans les captures au chalut réalisées lors des campagnes scientifiques. Il est probable en effet que le chalut utilisé à bord du N.O. Alis (GRANDPERRIN & LEHODEY, 1991 ; LEHODEY *et al.*, 1992), d'un maillage serré (25 mm de côté), ait permis un échantillonnage représentatif de la population. Les résultats concernant l'évolution des tailles avec la profondeur montrent que le recrutement s'opère plus tardivement sur les monts les plus profonds. Ceci expliquerait

en effet que les plus petites tailles capturées sur le mont B (500 m) étaient de 17 cm (10 mois à 1 an) tandis qu'aucun poisson de moins de 23 cm (2 à 2,5 ans) n'a été prélevé sur le mont D (600 m). L'âge de recrutement a donc été estimé à 1 an pour la ride de Norfolk, 2 ans pour celle des Loyauté et 1,5 ans pour l'ensemble des monts (tableau 7). Les estimations du recrutement à partir des productions par recrue (tableau 7) sont supérieures à celles obtenues avec les méthodes précédentes (tableaux 5 et 6).

Tableau 7 - Recrutement estimé d'après les rendements par recrue selon la méthode de Beverton & Holt pour deux taux de mortalité naturelle. Estimations, écart-types et coefficients de corrélation de la régression linéaire.

	R (m = 0.15)	σ	r	R (m = 0.25)	σ	r
Ride de Norfolk (tr = 1 an)	341539	45168	0,97	797086	86347	0,98
Ride des Loyauté (tr = 2 ans)	536362	129781	0,92	1006525	191290	0,95
Tous les monts (tr = 1,5 ans)	755226	189869	0,92	1415902	286341	0,94

2.4.2. PMS, BIOMASSES ET ISOPLETES DE RENDEMENT PAR RECRUE

Le modèle de Beverton & Holt permet de suivre pour un âge donné de première capture l'évolution de la production par recrue en fonction d'une mortalité par pêche croissante. La courbe de production par recrue atteint un maximum correspondant à la production maximale soutenue, obtenue pour une mortalité par pêche maximale (F_{PMS}) au delà de laquelle l'accroissement de F entraîne une chute de la production. L'effort maximum (f_{PMS}) se déduit aisément de F_{PMS} par division par le coefficient de capturabilité (tableau 8). La figure 5 donne les courbes de production par recrue calculées pour *Beryx splendens*.

Tableau 8 - PMS et biomasse vierge par recrue, mortalité par pêche et effort de pêche correspondant par ride et pour l'ensemble des monts selon deux taux de mortalité naturelle.

	m	F_M	q	f (nb ham)	PMS/R (g)	Bv/R (g)	PMS/Bv
Ride de Norfolk	0,15	0,5	3 10^{-7}	1,6 10^6	390	5800	0,07
	0,25	1,0		3,3 10^6	218	1895	0,12
Ride des Loyautés	0,15	0,5		1,6 10^6	454	6735	0,07
	0,25	1,0		3,3 10^6	281	2430	0,12
Tous les monts	0,15	0,5		1,6 10^6	421	6250	0,07
	0,25	1,0		3,3 10^6	248	2145	0,12

Une augmentation de l'âge de recrutement produit un accroissement de la production par recrue, mais entraîne en contre partie une diminution du nombre d'individus (car ils

en effet que les plus petites tailles capturées sur le mont B (500 m) étaient de 17 cm (10 mois à 1 an) tandis qu'aucun poisson de moins de 23 cm (2 à 2,5 ans) n'a été prélevé sur le mont D (600 m). L'âge de recrutement a donc été estimé à 1 an pour la ride de Norfolk, 2 ans pour celle des Loyauté et 1,5 ans pour l'ensemble des monts (tableau 7). Les estimations du recrutement à partir des productions par recrue (tableau 7) sont supérieures à celles obtenues avec les méthodes précédentes (tableaux 5 et 6).

Tableau 7 - Recrutement estimé d'après les rendements par recrue selon la méthode de Beverton & Holt pour deux taux de mortalité naturelle. Estimations, écart-types et coefficients de corrélation de la régression linéaire.

	R (m = 0.15)	σ	r	R (m = 0.25)	σ	r
Ride de Norfolk (tr = 1 an)	341539	45168	0,97	797086	86347	0,98
Ride des Loyauté (tr = 2 ans)	536362	129781	0,92	1006525	191290	0,95
Tous les monts (tr = 1,5 ans)	755226	189869	0,92	1415902	286341	0,94

2.4.2. PMS, BIOMASSES ET ISOPLETES DE RENDEMENT PAR RECRUE

Le modèle de Beverton & Holt permet de suivre pour un âge donné de première capture l'évolution de la production par recrue en fonction d'une mortalité par pêche croissante. La courbe de production par recrue atteint un maximum correspondant à la production maximale soutenue, obtenue pour une mortalité par pêche maximale (F_{PMS}) au delà de laquelle l'accroissement de F entraîne une chute de la production. L'effort maximum (f_{PMS}) se déduit aisément de F_{PMS} par division par le coefficient de capturabilité (tableau 8). La figure 5 donne les courbes de production par recrue calculées pour *Beryx splendens*.

Tableau 8 - PMS et biomasse vierge par recrue, mortalité par pêche et effort de pêche correspondant par ride et pour l'ensemble des monts selon deux taux de mortalité naturelle.

	m	F_M	q	f (nb ham)	PMS/R (g)	Bv/R (g)	PMS/Bv
Ride de Norfolk	0,15	0,5	3 10^{-7}	1,6 10^6	390	5800	0,07
	0,25	1,0		3,3 10^6	218	1895	0,12
Ride des Loyautés	0,15	0,5		1,6 10^6	454	6735	0,07
	0,25	1,0		3,3 10^6	281	2430	0,12
Tous les monts	0,15	0,5		1,6 10^6	421	6250	0,07
	0,25	1,0		3,3 10^6	248	2145	0,12

Une augmentation de l'âge de recrutement produit un accroissement de la production par recrue, mais entraîne en contre partie une diminution du nombre d'individus (car ils

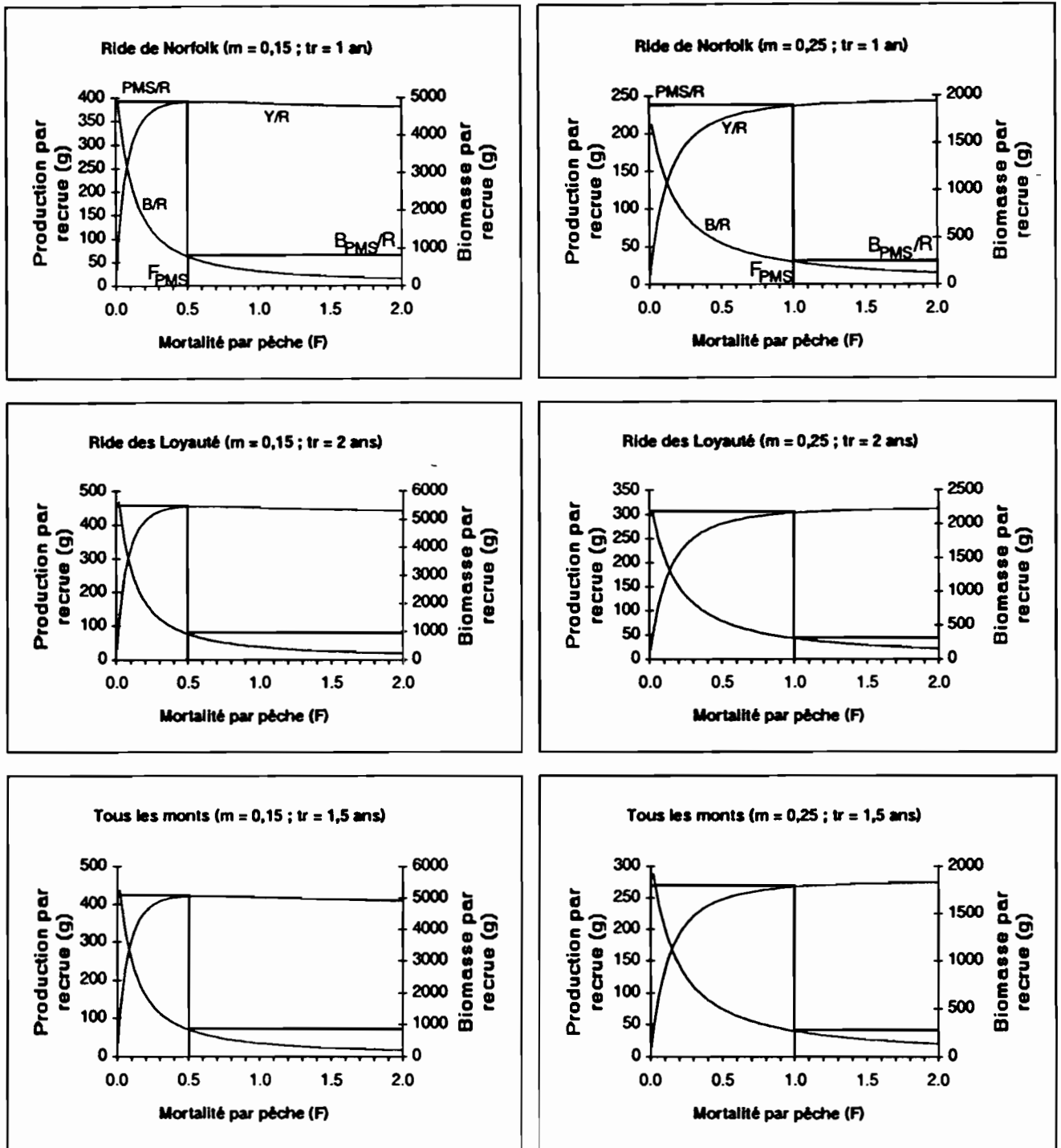


figure 5 - Courbes de productions par recrue des stocks de *Beryx splendens* pour des âges de recrutement différents selon les rides et l'ensemble des monts.

subissent une mortalité naturelle depuis une plus longue période). Plus la mortalité naturelle d'un stock est faible, plus la production par recrue sera élevée et plus rapidement F_{PMS} sera atteint. Lorsque m augmente, il devient difficile d'estimer F_{PMS} à l'aide de la courbe de production par recrue car elle ne laisse pas apparaître nettement de maximum (fig. 5). Il serait toutefois très imprudent d'en conclure que l'effort peut augmenter indéfiniment. Pour s'en rendre compte il suffit d'observer l'évolution de la biomasse exploitée en fonction de l'augmentation de l'effort et donc de la mortalité par pêche (fig. 5).

L'estimation de F_{PMS} d'après les courbes de rendements indique que pour un taux de mortalité naturelle $m = 0,15$, l'effort de pêche optimum qui lui correspond (tableau 8) est proche de celui qui a été exercé durant les années de pleine exploitation (tableau 5, chapitre pêche). Pour $m = 0,25$, le rendement maximal serait atteint pour un effort double, ce qui toutefois entraînerait une chute des CPUE.

La biomasse exploitée B est proportionnelle aux captures et à l'effort (2), de telle sorte qu'il est possible de l'exprimer en fonction des CPUE en poids (29) et par rapport au recrutement (30) :

$$CPUE_{kg}(t) = Y(t)/f(t) = q B(t) \quad (29)$$

$$\frac{\bar{B}}{R} = \frac{Y}{R F} \quad (30)$$

La figure 5 montre que la biomasse correspondant au niveau maximum de mortalité par pêche varie selon les cas entre 15 et 20% de la biomasse exploitable vierge B_v tandis que le rapport entre la PMS et B_v est compris entre 0,07 et 0,12. Le problème qui se pose est de déterminer à partir de quel niveau de réduction le stock est atteint dans sa productivité en raison de la disparition d'un trop grand nombre de géniteur.

Le modèle de rendement par recrue caractérise l'exploitation par deux paramètres, l'âge de première capture et l'effort de pêche (proportionnel à la mortalité par pêche). Si la taille de première capture est difficilement contrôlable avec un engin de pêche tel que la palangre, elle le devient en revanche dans le cas d'une pêche au chalut. Tous les régimes d'exploitation envisageables selon les différentes valeurs que peuvent prendre t_r et F ont été représentés sur un graphique à l'aide d'isoplètes de rendements par recrue (fig. 6). Pour tout niveau d'exploitation donné, caractérisé par une mortalité par pêche F , le rendement maximal correspond à la valeur de l'isoplète qui est tangente à la verticale de cette valeur F . La courbe joignant les points tangents aux verticales des isoplètes (courbe eumétrique TV) permet de déterminer l'âge de première capture maximisant Y/R pour une valeur F donnée. Pour un âge de première capture donné t_c , le rendement maximal correspond à la valeur de l'isoplète qui est

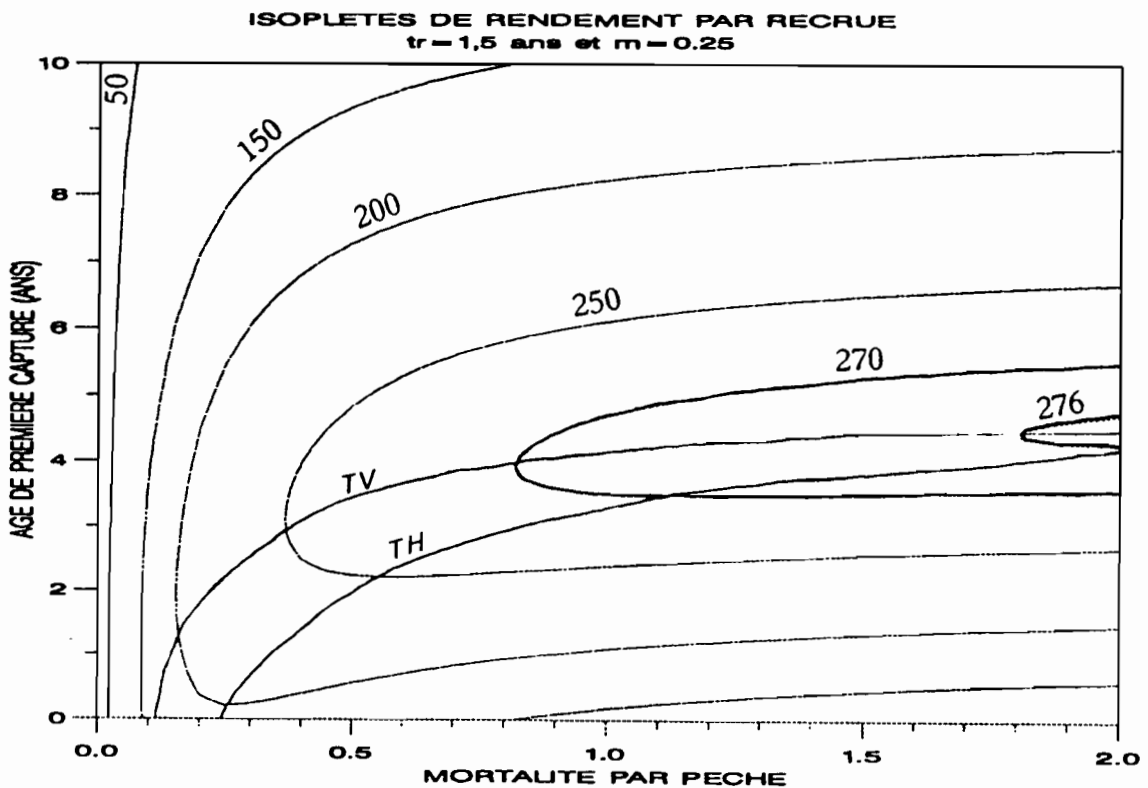
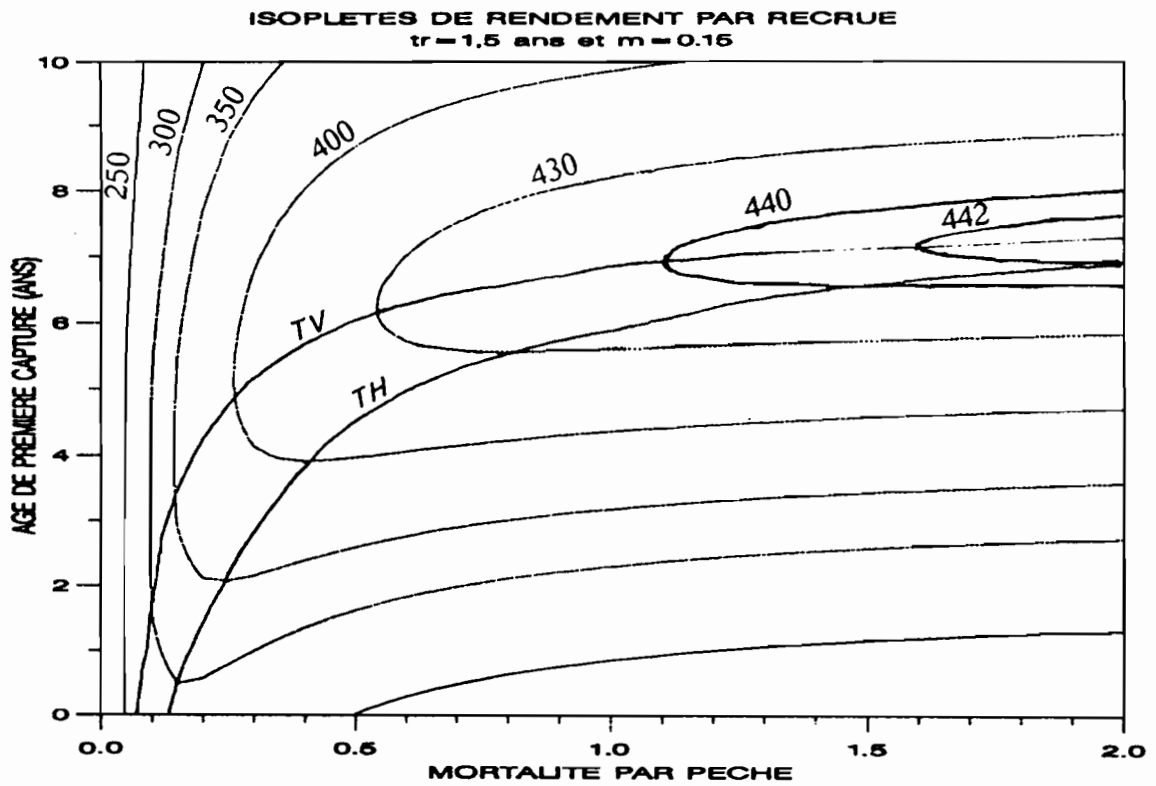


figure 6 - Isoplètes de rendement par recrue (g) obtenues d'après le modèle de Beverton & Holt pour deux taux de mortalité naturelle et un âge de recrutement de 1,5 ans (TV et TH = courbes eumétriques).

tangente, sur son bord inférieur, à l'horizontale de cette valeur t_c . La courbe eumétrique TH permet de déterminer la mortalité par pêche maximisant Y/R pour une valeur t_c donnée.

2.5. RECRUTEMENT ET FECONDITE

Si le concept de rendement par recrue permet de s'affranchir de l'estimation du recrutement, il ne prend pas en compte le problème de surpêche du stock de géniteurs, également appelé biomasse féconde (B_F) et qui est assimilé au poids total des femelles matures au moment de la ponte. Il a été démontré (BEVERTON & HOLT, 1957) que recrutement et biomasse féconde n'étaient pas proportionnels et que des mécanismes compensatoires existaient pour contrebalancer ou tout au moins pondérer la diminution de l'un ou l'autre. C'est ainsi qu'une diminution du stock peut provoquer une baisse de la mortalité naturelle ou un déclenchement plus précoce de l'âge de première maturation. La mortalité qui porte sur les oeufs et les juvéniles peut aussi se trouver réduite par diminution de la compétition ou de la prédation (cannibalisme). Les notions de fécondité par recrue jointes à celles de rendement par recrue, permettent d'appréhender les répercussions sur le stock que peuvent produire des changements du régime d'exploitation.

2.5.1. RELATION STOCK-RECRUTEMENT

L'établissement d'une relation stock-recrutement (BEVERTON & HOLT, 1957 ; RICKER, 1975 ; SHEPHERD, 1981, *in* LAUREC & LE GUEN, 1981) est bien souvent difficile à obtenir car elle implique de disposer d'estimations du stock de géniteur et du stock recruté sur un grand nombre d'années. Les CPUE, supposées proportionnelles à la taille du stock, peuvent être utilisées comme indice d'abondance (LE GUEN, 1971) lorsque le stock recruté est soumis aussitôt à l'exploitation. L'âge de maturité de *B. splendens* correspondant au LF_{50} étant de 6 ans pour les femelles et celui de première capture estimé à 5 ans, le stock reproducteur peut être confondu avec le stock exploité. En revanche, le stock recruté, constitué d'invidus âgés de 1 à 2 ans, ne peut être évalué qu'à partir d'échantillonnages scientifiques au chalut. Seules deux campagnes ayant été réalisées avec un tel engin, il n'est pas possible d'en déduire un indice d'abondance pour le stock recruté et l'étude de la relation stock-recrutement n'a pas été poussée plus loin.

2.5.2. FECONDITE PAR RECRUE

Le modèle de production par recrue de Beverton & Holt peut être étendu au calcul de la biomasse féconde par recrue à condition que l'âge de maturité sexuelle (t_f) soit connu et qu'il soit supérieur à l'âge de première capture. Cela suppose également que la maturité sexuelle soit

totale à l'âge t_f ("en lame de couteau"), c'est-à-dire qu'aucune femelle ne soit mûre avant t_f et qu'elles le soient toutes après. La biomasse de femelles fécondes est donnée par l'équation :

$$B_F = R W_\infty e^{-m(t_f - t_r) - F(t_f - t_c)} \sum_{n=0}^3 \Omega_n \frac{e^{-nK(t_f - t_0)}}{Z + nK} \quad (31)$$

Si l'étude n'est pas limitée aux femelles, il est nécessaire de corriger B_F par un facteur équivalant à la sex-ratio, supposée constante. De même que pour la production, la biomasse féconde par recrue peut être représentée sur un graphique pour toute une gamme de mortalité par pêche et d'âges de première capture ; les isoplètes ainsi obtenus constituent des courbes d'égale biomasse féconde par recrue (fig. 7).

L'étude sur la reproduction de *B. splendens* a mis en évidence que la fécondité (Fec) exprimée en nombre d'oeufs est proportionnelle à la taille du poisson (L) et qu'elle peut être décrite par la relation (32) qui la lie à la longueur (L) :

$$F = 0,00067 L^{5,62} \quad (32)$$

Le raisonnement sur la biomasse féconde peut donc être repris de façon plus précise en ce qui concerne la fécondité par recrue (LE GUEN, 1971). En effet, en supposant que la relation est indépendante de la taille du stock, la fécondité relative d'une cohorte depuis l'âge de première maturité jusqu'à sa disparition peut s'écrire :

$$Fec = \sum_{i=t_f}^n N_i \left(0,00067 L_i^{5,62} \right) \quad (33)$$

où N_i est le nombre d'individus d'âge i et de longueur L_i . Elle est en fait identique à la fécondité annuelle de l'ensemble des cohortes constituant le stock exploité. Pour simplifier, n sera pris égal à 20 car les individus plus âgés deviennent très rares et participent de façon négligeable à la fécondité totale. Entre l'âge de recrutement et celui de première capture, seule la mortalité naturelle, supposée constante, intervient sur le stock recruté. Après l'âge de première capture s'y ajoute la mortalité par pêche. Dans ces conditions, la fécondité relative par recrue devient :

$$Fec = \sum_{i=6}^{20} e^{-m(t_f - t_r) - F(t_f - t_c)} \left(0,00067 L_i^{5,62} \right) \quad (34)$$

Le calcul de la fécondité par recrue en faisant varier F et t_c fournit des isoplètes analogues à celles produites par la méthode de Beverton & Holt (fig. 8). Ainsi, sans même disposer de relation stock-recrutement qui en fait est le plus souvent difficile à établir (LAUREC & LE GUEN, 1981), de telles courbes permettent d'éviter des régimes d'exploitations qui feraient chuter dramatiquement la fécondité par recrue. Pour les années 1989

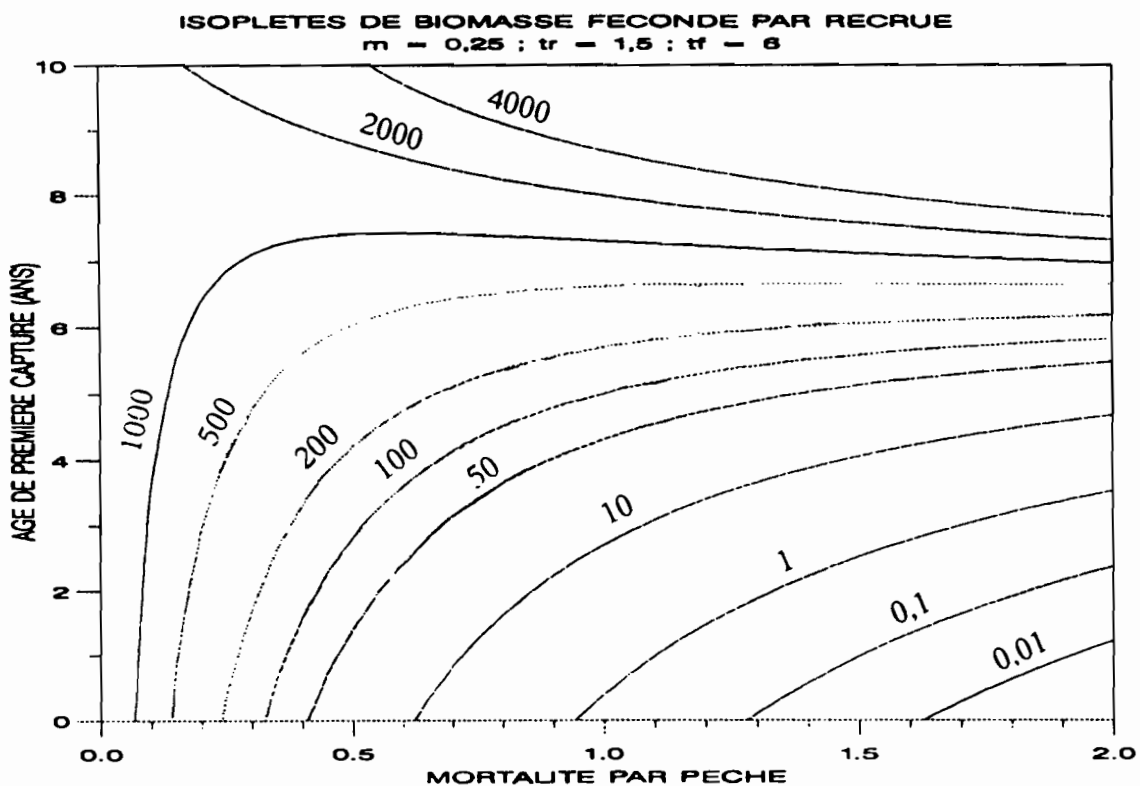
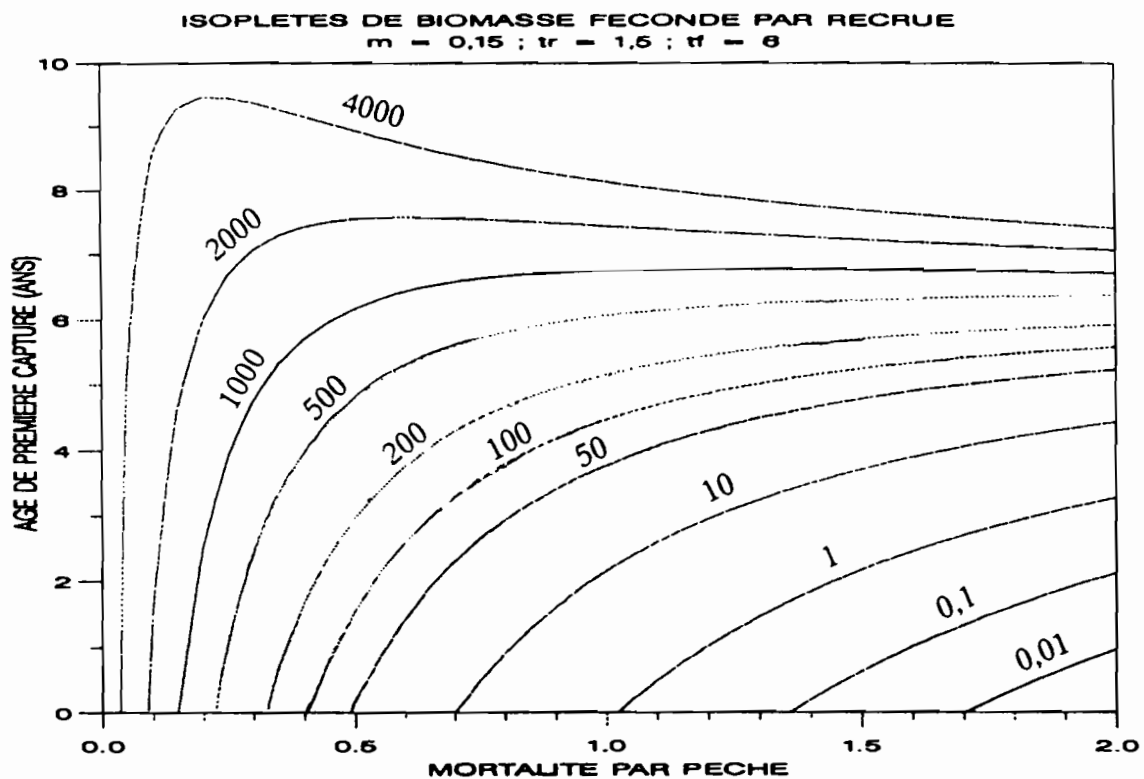


figure 7 - Isoplètes de biomasse féconde par recrue (g) obtenues d'après le modèle de Beverton & Holt pour deux taux de mortalité naturelle et des âges de recrutement de 1,5 ans et de première maturité sexuelle de 6 ans.

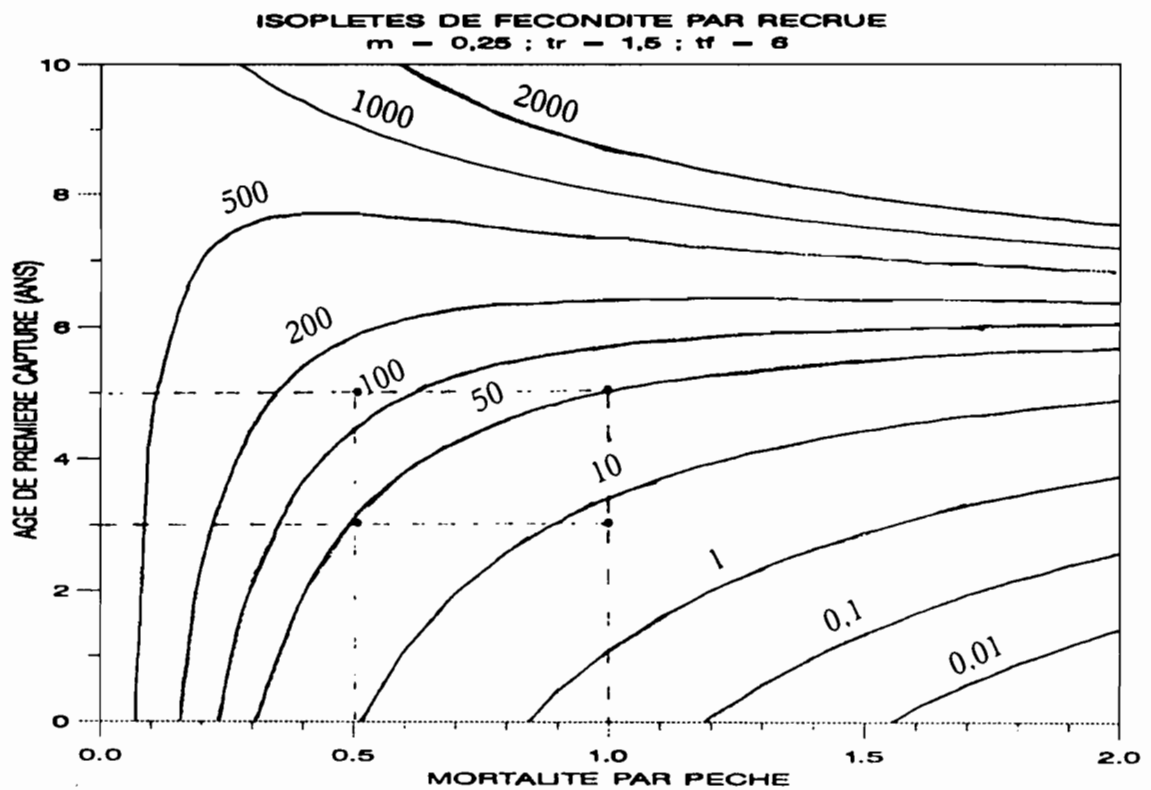
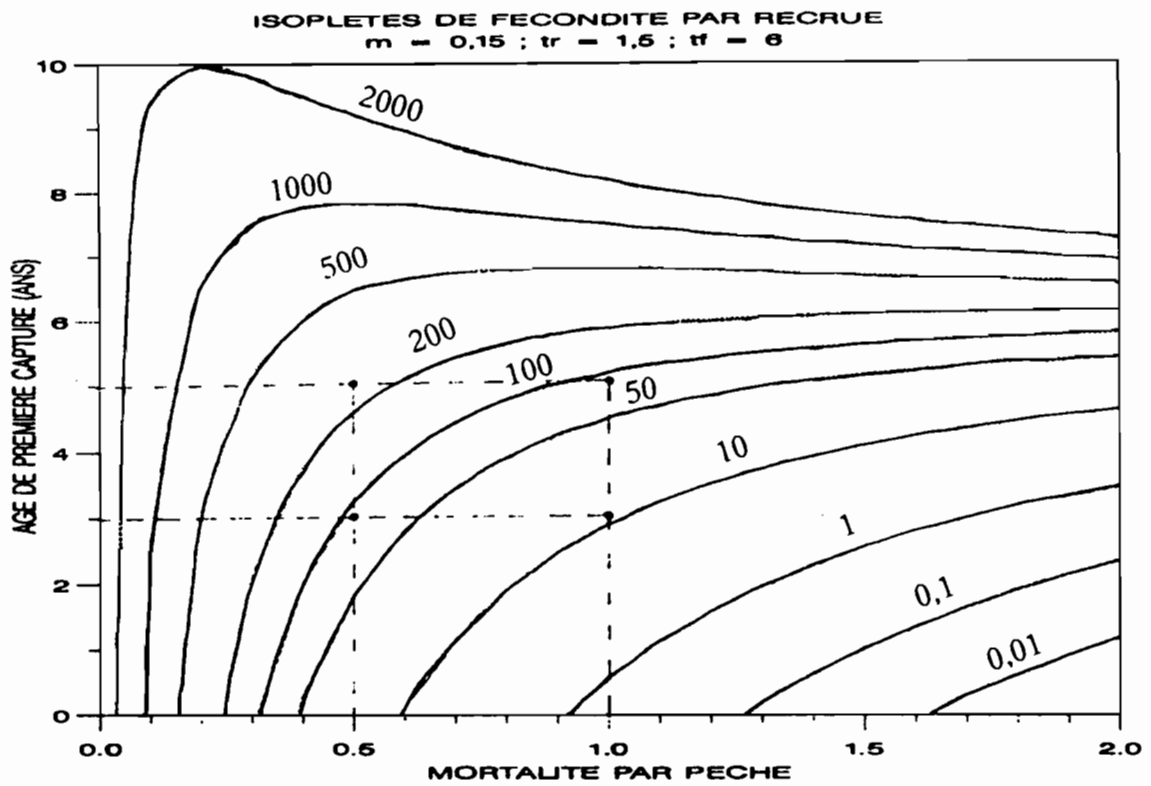


figure 8 - Isoplètes de fécondité par recrue (milliers d'œufs) obtenues à partir de la relation taille - fécondité pour deux taux de mortalité naturelle et des âges de recrutement de 1,5 ans et de première maturité sexuelle de 6 ans.

et 1990 ($F = 0,5$ et $t_c = 5$ ans), le doublement de l'effort ou l'abaissement de t_c à 3 ans diviseraient la fécondité par recrue par un facteur 3 et les deux effets conjugués la diviseraient par un facteur 20 à 25 suivant la mortalité naturelle, ce qui aurait certainement des répercussions considérables sur le recrutement.

3. SYNTHÈSE DES RESULTATS

L'estimation de la capturabilité q à l'aide des méthodes de Silliman et de Allen a été utilisée pour le calcul de la biomasse vierge exploitable (B_v) de *Beryx splendens*, définie dans le modèle global de Fox par l'équation (5). B_v peut également être calculée à partir des estimations que fournit le modèle de Allen sur la taille des stocks avant la première année d'exploitation, en multipliant le nombre d'individus par leur poids moyen (tableau 9). Dans l'hypothèse où les *Beryx* distribués sur chacun des monts ne forment qu'un seul stock, la biomasse vierge exploitable selon le modèle et le taux de mortalité naturelle retenus est comprise entre 1 793 et 2 254 tonnes. Dans le cas où deux stocks différents peupleraient les monts des rides de Norfolk et des Loyauté, la biomasse vierge exploitable de l'ensemble serait plus importante, se situant entre 2 119 et 3 909 tonnes, et permettrait en conséquence un effort de pêche optimum plus élevé. D'après le modèle global de Fox, ce dernier est estimé à environ 2 millions d'hameçons, valeur comprise entre celles obtenues avec le modèle de Beverton & Holt. Toutefois, ce dernier modèle indique que dans le cas extrêmement favorable correspondant à une mortalité naturelle de 0,25 et à l'existence de deux stocks, l'effort pourrait être porté à plus de 6 millions d'hameçons (tableau 9). La PMS calculée à l'aide du modèle global (de 395 à 468 tonnes selon le cas de figure) représenterait entre 12 et 22% de la biomasse vierge estimée. Ce pourcentage serait plus faible avec le modèle de rendement par recrue ; ses valeurs seraient comprises entre 7 et 12% pour m égal à 0,15 et 0,25.

Les estimations de la biomasse vierge dépendent soit de q (méthode de Fox) soit de R (méthode de Allen). Dans les deux cas, ces deux paramètres peuvent être sous- ou surévalués. En effet, l'étude de sensibilité sur le modèle de Allen a mis en évidence une faible précision dans l'estimation de R . Les estimations du recrutement sont d'ailleurs celles qui présentent les plus fortes variabilités selon les méthodes utilisées. La capturabilité a été supposée constante mais il est possible qu'elle puisse en fait varier en fonction des monts exploités. Les monts B et C (ride de Norfolk) sont moins profonds, de surfaces beaucoup plus réduites et de reliefs moins tourmentés que les monts D, J et K (ride des Loyauté). L'efficacité de l'enfin de pêche, donc la capturabilité, pourrait alors se trouver diminuée sur ces derniers.

Tableau 9 - Biomasses vierges exploitables, PMS et efforts de pêche optimum pour les stock de *Beryx splendens* sur les monts exploités des rides de Norfolk et des Loyauté. Résultats selon les méthodes utilisées, le taux de mortalité naturelle retenu et l'hypothèse d'un seul ou de deux stocks différents.

	1 stock	2 stocks		
	Tous les monts	Ride de Norfolk	Ride des Loyauté	Total Norfolk + Loyauté
Poids moyen en kg	1,26	1,15	1,33	
Bv (Fox) en kg	1 793 148	1 740 152	2 168 364	3 908 516
Bv (Allen m = 0,15) en kg	2 253 533	911 495	1 361 997	2 273 492
Bv (Allen m = 0,25) en kg	2 079 171	854 289	1 265 245	2 119 534
PMS (Fox) en kg	395 796	141 384	326 328	467 712
fPMS (Fox) en nombre d'ham.	2 000 004	736 200	1 363 632	2 099 832
fPMS (Beverton & Holt m = 0,15) en nombre d'ham.	1 666 667	1 666 667	1 666 667	3 333 333
fPMS (Beverton & Holt m = 0,15) en nombre d'ham.	3 333 333	3 333 333	3 333 333	6 666 666
q = 3 x 10 ⁻⁷				

Pour préciser les résultats obtenus, resterait à résoudre le problème d'isolement du ou des stocks. Une des méthodes employées pour y parvenir est celle des marquages. Toutefois, elle ne peut s'envisager que si une pêcherie en place permet le retour des marques. Par ailleurs, le marquage implique la mise au point de techniques particulières pour éviter la remontée des poissons en surface, donc les problèmes liés à la décompression. En Nouvelle-Zélande, HORN (1989) a par exemple utilisé des marques fixées à des hameçons détachables. Une étude génétique est une autre méthode de différenciation des stocks. D'aires limitées et bien individualisés les uns par rapport aux autres, les monts sous-marins se prêtent particulièrement bien à ce type d'étude qui ne nécessite sur le terrain que des campagnes d'échantillonnage.

En l'absence d'information sur ce point, il est donc prudent de baser la gestion d'une nouvelle pêcherie sur l'hypothèse de l'existence d'un seul stock, d'autant plus que des observations concernant l'environnement hydrologique (image satellite, campagne ZoNéCo1) ont montré qu'un grand tourbillon centré entre les deux rides pouvait se former et faciliter ainsi une dérive des juvéniles ou des migrations d'adultes d'une ride vers une autre. Dans ces conditions, la pêcherie de *Beryx splendens* en Nouvelle-Calédonie aurait atteint, dans ses années de pleine exploitation, un effort de pêche proche de l'effort optimum, de telle sorte qu'une augmentation de ce niveau d'effort devra faire l'objet d'une attention particulière.

La reproduction étant bien limitée dans le temps, la mise en place d'une réglementation visant à protéger la période de ponte serait bénéfique au maintien d'un fort recrutement. Une interruption de la pêche d'une durée de un mois, de fin décembre à fin janvier, lors du pic de

reproduction, ne devrait pas avoir d'impact économique sur la pêche si les navires profitent de cette période pour les opérations annuelles de carénage.

BIBLIOGRAPHIE

- ALLEN K. R., 1966. Some methods for estimating exploited populations. *J. Fish. Res. Bd. Canada*, 23 (10) : 1553-1574.
- BEVERTON R. J. H., HOLT S. J., 1957. On the dynamics of exploited fish populations. *Fish. Invest. Minist. Agric. Fish. Food G.B. (2 Sea Fish.)*, 19 : 533 p.
- FOX W. W. JR., 1970. An exponential surplus-yield model for optimizing exploited fish populations. *Trans. Am. Fish. Soc.*, 99 : 80-88.
- GRANDPERRIN R., LEHODEY P., 1991. Campagne BERYX 2 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", 22-31 octobre 1991). Nouméa: ORSTOM. *Rapp. Missions: Sci. Mer: Biol. mar.*, 11: 40 p.
- GULLAND J.A., 1969. Manual of methods for fish stock assessment. Part 1. Fish population analysis. *FAO Man. Fish. Sci.*, (4) : 154 p. Issued also in French and Spanish.
- HORN P. L., 1989. An evaluation of the technic of tagging alfonsino and bluenose with detachable hook tags. *N. Z. Fish. Techn. Rep.* 16, 15 p.
- LANGI V.A., LANGI S.A., POLOVINA J.J., 1992. Estimation of Deepwater Snapper Yield from Tonga Seamounts. *Fishbytes* : 32-35.
- LAUREC A., LE GUEN J. C., 1981. Dynamique des populations marines exploitées- Tome 1. Concepts et modèles. *CNEXO. Rapports scientifiques et techniques* 45: 118 p.
- LE GUEN J. C. 1971. Dynamique des populations de *Pseudolithus (Fonticulus) elongatus* (Bowd. 1825) Poissons - Sciaenidae. *Cah. ORSTOM, sér. Océanogr.*, IX (1) : 3-84.
- LEHODEY P., RICHER DE FORGES B., NAUGES C., GRANDPERRIN R., RIVATON J., 1992. CAMPAGNE BERYX 11 de pêche au chalut sur six monts sous-marins du Sud-Est de la zone économique de Nouvelle-Calédonie (N.O. "Alis", 13 au 23 octobre 1992). Nouméa: ORSTOM. *Rapp. Missions: Sci. Mer: Biol. mar.*, 22 : 93 p.
- PAULY D., 1980. On the interrelationships between natural mortality, growth parameters, and mean environmental temperature in 175 fish stocks. *J. Cons. CIEM*, 39(2): 175-92.
- PAULY D., 1983. Some simple methods for the assessment of tropical fish stocks. *FAO Fish. Tech. Pap.*, (234) : 52 p. Issued also in French and Spanish.
- PELLA J. J., TOMLINSON P. K., 1969. A generalized stock production model. *Bull. IATTC*, 13 : 419-496.
- POLOVINA J. J., 1986. A variable catchability version of the Leslie model with application to an intensive fishing experiment on a multispecies stock. *Fish. Bull.*, U.S. 84: 423-428.
- POLOVINA J.J., BENCO R.A., CARLOT A.H., CILLAUREN E., DALZELL P., HOWARD N., KOBAYASHI D., LATU T.F., LOKANI P., NATH G., PITIALE H., SESEWA A., SHOMURA R., SUA T., TIROBA G., TULUA S., 1990. Introduction and summary of methods and results from the tropical stock assessment workshop. In : *United States Agency for international development and national marine fisheries service workshop on tropical fish stock assessment, 5-26 July 1989, Honolulu Hawaii*. POLOVINA J.J., SHOMURA R.S. (Ed.), NOAA-TM-NMFS-SWFSC, 148 : 1-6.

- POSTEL E., 1976. La théorie des pêches. Dynamique des populations exploitées. in : *Bougis et coll.* (1976), 116-157.
- RICKER W. E., 1975. Computation and interpretation of biological statistics of fish populations. *Bull. Fish. Res. Board Can.*, (191): 383 p.
- RIKHTER V. A., EFANOV V. N., 1976. On one of the approaches to estimation of natural mortality of fish populations. ICNAF Res. Doc., 76/VI/8: 12 p.
- SAINSBURY K. J., 1984. Optimal mesh size for tropical multispecies trawl fisheries. *J. Const. int. Explor. Mer.*, 41: 129-139.
- SCHAEFER M., 1954. Some aspects of the dynamics of populations important to the management of the commercial marine fisheries. *Bull. I-ATTC/Bol. CIAT*, 1(2): 27-56.
- SPARRE P., URSIN E., VENEMA S. C., 1989. Introduction to tropical fish stock assessment. Part 1-Manual. *FAO Fisheries Technical Paper*, 306/1 : 337 p.
- STOCKER 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.
- VETTER E. F., 1988. Estimation of natural mortality in fish stocks: a review. *Fish. Bull.*, 86 (1) : 25-43.