

Utilisation de modèles linéaires généralisés pour évaluer les stratégies de pêche thonière à la senne en présence d'espèces associées dans l'Atlantique ouest

 Daniel Gaertner ⁽¹⁾, Mauricio Pagavino ⁽²⁾ et Jesús Marcano ⁽³⁾

⁽¹⁾ Institut Français de Recherche Scientifique pour le Développement en Coopération (ORSTOM), Laboratoire HEA, BP 5045, 34032 Montpellier Cedex 1, France.
E-mail: dgaertne@orstom.rio.net

⁽²⁾ Instituto Oceanografico de Venezuela – Universidad de Oriente (IOV-UDO), Apdo 245, Cumaná 6101 (Sucre), Venezuela.
E-mail: mpagavi@conicit.ve

⁽³⁾ Fondo Nacional de Investigaciones Agropecuarias (FONAIAP), Av. Carupano, Cumaná 6101 (Sucre), Venezuela.
E-mail: jalias@conicit.ve

Reçu le 12 janvier 1996; accepté le 26 août 1996.

Gaertner D., M. Pagavino, J. Marcano. *Aquat. Living Resour.*, 1996, 9, 305-323.

Use of generalized linear models to investigate the fishing strategies of tuna purse seiners, in presence of floating objects in the western Atlantic Ocean.

Abstract

The fishing strategies used by Venezuelan purse-seine fishermen in the Caribbean Sea are based on sighting indices, which mark the presence of tuna schools at the surface of the ocean. Once detection has been made, the purse seiner can seek the help of a baitboat to increase the percentage of successful sets. In order to consider the variability of factors, such as season, floating objects associated with schools, help of a baitboat, tuna species and mean weight of fish in the school, the probabilities of some events have been estimated by logit modeling, drawn from log-linear models. The probabilities of capturing a school of large tunas are high when yellowfin tuna is the main species in the school and when the set is made on non-associated school or on whale-sharks; this effect is greater during the dry season. In contrast, if skipjack tuna is the dominant species in the school, the probability of catching large tunas is low, especially for schools associated with whales. The results of these models have been included in a tree decision analysis. If we use the criterion of the mathematical expectation of outcomes, the tactic which consists of using a baitboat does not lead to the best choice. However, the effect of this tactic is significant, since the rate of positive sets increases from 58%, without the baitboat, to 85% with the baitboat. The efficiency of this help is linked with the nature of the sighting index. This efficiency is greater for sets associated with whales and especially with non-associated schools than for sets associated with whale-sharks. A Monte Carlo simulation shows that some important outcomes can be expected, without the baitboat, for sets associated with whales. Hence, the captains of the small and median purse seiners, who use baitboats more frequently than the captains of the large ones, could be characterized as risk-averse, without neglecting some limiting characteristics of their boats such as the speed. Compared to other tuna fishing grounds, the Caribbean Sea is characterized by a high proportion of sets made in presence of whale sharks (37% of the sets) and whales (24%). In contrast, the frequency of log sets is very low. This fact could be explained by the nature of ocean currents which carry away these logs out off the Venezuelan purse-seiner fishing grounds.

To conclude, the similarities of adaptive attitudes developed against risk in different fields, such as agriculture and fisheries, are briefly discussed.

Keywords: Tuna fishery, *Thunnus albacares*, *Katsuwonus pelamis*, fishing tactics, sighting indices, decision analysis, generalized logit models, Atlantic Ocean, Venezuela.

Résumé

Les stratégies de pêche, développées par les capitaines des thoniers sennneurs vénézuéliens dans la mer des Caraïbes, reposent sur la recherche d'indices visuels indiquant la présence de thons à la surface de l'océan. Une fois que la détection est réalisée, le sennneur peut choisir la tactique qui consiste à demander l'aide d'un thonier canneur (pêche à l'appât vivant) afin d'augmenter le taux de réussite d'un coup de senne. Pour prendre en compte la variabilité de différents facteurs, comme la saison, les indices de détection associés aux bancs, l'aide du thonier canneur, les espèces de thons et le poids moyen des poissons présents dans le banc, les probabilités de réalisation de certains événements sont estimées à l'aide de la modélisation Logit, issue de modèles Log-linéaires. Les probabilités de capturer des bancs de gros individus sont maximales lorsque l'albacore est l'espèce dominante et que la pêche a lieu sur banc libre ou sur requin-baleine; cet effet est d'autant plus marqué en saison sèche. En revanche, si le listao est l'espèce dominante, la probabilité de capturer des gros individus est faible, en particulier lorsque la pêche est réalisée sur des baleines. Les résultats de cette modélisation sont intégrés dans un arbre de décision. Si on retient le critère de l'espérance mathématique des gains potentiels, l'aide du thonier canneur ne semble pas être la meilleure des tactiques possibles. Pourtant son impact est positif sur le taux de réussite d'un coup de senne, puisque le pourcentage de calées positives passe de 58% sans aide à 85% avec aide. L'efficacité de cette aide dépend du type d'association rencontré. Elle augmente lorsqu'il s'agit de bancs libres ou en association avec des baleines, mais diminue lorsque le banc est associé à un requin-baleine. Une simulation par la méthode de Monte Carlo montre que, malgré l'absence de cette aide, quelques gains importants peuvent être réalisés lorsque l'objet flottant associé est une baleine. En conséquence, le choix tactique qui consiste à demander l'aide d'un thonier canneur et qui est plus fréquent chez les petits et moyens sennneurs que chez les grandes unités, pourrait traduire une attitude de prudence face au risque, sans écarter certaines contraintes physiques de ces sennneurs comme leur vitesse. Si on la compare avec d'autres zones de pêche thonière, la mer des Caraïbes se caractérise par une forte proportion de coups de senne faites sur requins-baleines (37% des coups) et sur baleines (24%). En contrepartie, le nombre de coups de senne faits sur des épaves flottantes est très faible. Ceci pourrait être lié à la nature des courants marins qui entraîneraient ces épaves en dehors de la zone de pêche des sennneurs vénézuéliens. La similitude des comportements adoptés face au risque, dans des milieux très différents comme la pêche et l'agriculture, est discutée brièvement.

Mots-clés : Pêche thonière, tactiques de pêche, indices de détection, analyse des décisions, modélisation Logit, Atlantique, Venezuela.

INTRODUCTION

L'utilisation de l'espace et du temps par les pêcheurs thoniers est un des éléments particuliers de cette activité halieutique qui est basée sur une recherche plus active de la ressource que dans le cas d'autres pêcheries. En effet, les coûts élevés des investissements, de la maintenance, et de l'étendue des zones prospectées, font que la survie économique des unités de pêche dépend de leur capacité à retrouver rapidement les concentrations de thonidés.

La connaissance des zones favorables à la pêche thonière de surface, des événements qui les caractérisent (indices associés aux bancs de thons), puis de leurs utilisations successives, fait appel aux concepts de risque et d'incertitude, de stratégies d'exploitation, ou encore de tactiques. Bien qu'en halieutique le concept de risque soit moins lié à l'apparition d'un danger écologique, comme c'est le cas en agriculture, nous verrons qu'il existe certaines similitudes avec la façon dont il est défini (au moins au niveau de sa caractérisation et de sa prévention; Eldin, 1989). La perception de cette incertitude « économique » entraîne des réponses différentes en fonction de l'échelle d'observation spatio-temporelle utilisée: tactiques, à court terme et dans le voisinage immédiat; stratégiques, au niveau supérieur dans l'espace-temps. Les premières sont

souvent des mesures de prévention individuelles, alors que les secondes sont plutôt associées à des réponses collectives. On peut admettre, cependant, que la succession de tactiques adoptées par un individu particulier, au cours du temps, constitue également une stratégie, dès lors que ce comportement a été planifié (Laloë et Samba, 1991; Ferraris, 1995). Dans la représentation d'une exploitation halieutique, le modélisateur des systèmes ajoute à ces deux « objets », que sont la tactique (unité de comportement) et la stratégie (unité de projet), un troisième objet de type communauté (unité de « vécu ») qui lui permet de mémoriser les actions passées et de déterminer les modalités de celles à venir (Le Fur, 1995).

La pêche thonière de surface (cannneurs: pêche à l'appât vivant et sennneurs : pêche à la senne tournante) a débuté au Venezuela vers le milieu des années soixante-dix. Cette activité s'est développée de manière spectaculaire, pour atteindre des captures annuelles de l'ordre de 40 000 tonnes au cours de la période 1983-1984. Les principaux secteurs de pêche de cette flotte se situent dans la partie sud-est de la mer des Caraïbes et dans les régions adjacentes de l'Atlantique Ouest. En raison du transfert partiel de l'effort de pêche des grands sennneurs vénézuéliens vers le Pacifique Est, les prises de thonidés dans la mer des Caraïbes ont ensuite légèrement baissées avant de se stabiliser entre 25 000 t et 30 000 t par an. Cette

pêcherie offre un exemple intéressant pour étudier le comportement des flottilles de pêche thonière.

Le premier objectif de cette analyse est de décrire la réalisation de coups de senne (« calées ») effectués selon les modalités de plusieurs variables qualitatives. Les divers croisements que l'on peut réaliser entre ces variables catégorielles sont résumés dans les cellules de tableaux de contingence. Si on fait exception de l'analyse factorielle des correspondances, le traitement de ce type de tableau reste peu employé dans les études de biologie des pêches. On peut citer, toutefois, en ce qui concerne l'emploi de modèles linéaires généralisés, et en particulier de modèles Log-linéaires, les travaux de Hoenig et Heisey (1987) sur la reconstruction de matrices de prises par âge, de Morand et Laë (1992) sur l'utilisation de plusieurs engins de pêche dans le delta central du Niger, de Gaertner et Medina-Gaertner (1992), à propos de certains aspects de la pêche thonière à la senne dans la mer des Caraïbes, ou encore de Prouzet *et al.* (1994) pour décrire l'influence de facteurs hydroclimatiques sur des captures d'aloses.

Après avoir estimé les fréquences d'apparition des événements susceptibles d'influencer le choix des pêcheurs vénézuéliens à la senne, nous essayerons ensuite de les intégrer dans une analyse décisionnelle du comportement. Pour finir, la particularité de la mer des Caraïbes sera mise en avant au regard des situations rencontrées dans les autres océans.

MATÉRIEL ET MÉTHODES

Origine des données

Les données utilisées dans cette étude (1987-1993) proviennent du système de collecte des statistiques de la pêche thonière de surface (canneurs et senneurs), mis en place au Venezuela en 1987 (Gaertner *et al.*, 1988). Les principales caractéristiques de chaque opération de pêche, qui sont reportées sur les livres de bord par les capitaines des senneurs, comprennent :

- la localisation spatio-temporelle de l'opération de pêche,
- la capture et le poids moyen de chaque espèce de thonidés, ainsi que les coups nuls,
- l'aide éventuelle d'un thonier-canneur,
- la présence d'associations (animaux ou objets flottants inertes),
- l'apparence du banc, au moment d'un coup de senne (« calée ») et
- divers paramètres environnementaux.

Une des particularités des thons tropicaux est qu'ils sont très souvent associés à des animaux ou à des objets flottants. Ce comportement est bien connu des pêcheurs qui recherchent les indices visuels susceptibles d'indiquer la présence potentielle de bancs de thons à la surface de la mer. Dans le Sud de la mer

des Caraïbes, les principales associations sont celles concernant les baleines, les requins-baleines et parfois les débris végétaux (épaves flottantes). En l'absence de ces éléments, les coups de senne sont réalisés sur des bancs libres, généralement détectés par des bandes d'oiseaux s'alimentant sur les mêmes proies que les thons. Ces bancs de surface, et en particulier les bancs libres, peuvent également être identifiés grâce au comportement des thons en train de s'alimenter à la surface de la mer. On distingue ainsi les bancs en état de « *Balbaya*, de *Brisant* et de *Sardara* ». Toutefois, l'existence probable d'interactions entre cette variable comportementale, les « objets flottants associés » et l'état de la mer rend difficile son utilisation postérieure dans une analyse des décisions. Bien que reportée dans les livres de bord, elle n'a pas été analysée dans ce travail.

La présence d'une thermocline peu profonde et bien marquée est une des conditions favorables à la probabilité de succès d'un coup de senne (Green, 1967). Afin de remédier au rapide enfoncement de la thermocline et de l'oxycline dans l'Atlantique Ouest (Evans *et al.*, 1981), les thoniers canneurs vénézuéliens ont souvent pour mission de distribuer de l'appât afin de maintenir le banc de thon en surface pendant l'opération d'encerclement réalisée par le senneur. Il était donc important de considérer l'effet éventuel de cette coopération tout au long de cette étude.

Comme dans des études précédentes (Medina-Gaertner et Gaertner, 1991; Gaertner et Medina-Gaertner, 1992), l'année a été divisée en une saison dite « humide », de juin à novembre, et une saison dite « sèche », de décembre à mai.

Les modèles Log-linéaires et la modélisation Logit

À la différence de l'analyse des correspondances qui s'intéresse autant aux individus qu'aux variables, mais qui se limite à l'étude de leurs liaisons dans un espace-plan, le modèle Log-linéaire, bien que ne faisant pas référence aux individus et bien que se limitant à quelques variables, met en jeu conjointement toutes les cases de l'hypercube de contingence (Lebart *et al.*, 1995).

Les cellules de ces tableaux n'ont pas leurs effectifs fixés *a priori* et sont donc considérées comme des variables indépendantes qui suivent une loi de Poisson. Les modèles Log-linéaires expriment, en termes additifs, le logarithme de l'effectif théorique d'une cellule comme résultant d'un effet moyen et « d'écarts » à cet effet moyen, dus aux variables analysées et à leurs interactions (Agresti, 1990). A titre d'exemple, le modèle Log-linéaire saturé [ABC], formé des variables A, B et C avec respectivement 1, J, K modalités ($i = 1, \dots, I$; $j = 1, \dots, J$; $k = 1, \dots, K$), peut être représenté sous la forme :

$$\text{Log } m_{ijk} = \mu + \lambda_i^A + \lambda_j^B + \lambda_k^C + \lambda_{ij}^{AB} + \lambda_{jk}^{AC} + \lambda_{ik}^{BC} + \lambda_{ijk}^{ABC},$$

avec : m_{ijk} = effectif observé dans la cellule d'indice ijk du tableau de contingence ;

μ = moyenne des logarithmes des effectifs de toutes les cellules ;

λ_i^A = effet de la modalité i de la variable A, etc.

sous les contraintes suivantes :

$$\sum \lambda_i^A = 0; \sum \lambda_j^B = 0; \sum \lambda_k^C = 0; \dots \sum \lambda_{jk}^{BC} = 0;$$

$$\sum \lambda_{ijk}^{ABC} = 0.$$

Le modèle Log-linéaire est un modèle linéaire généralisé (*cf.* Annexe pour plus de détails). L'estimation des paramètres se fait selon le critère du maximum de vraisemblance (Agresti, 1990; McCullagh et Nelder, 1983). Les calculs ont été faits à l'aide du programme OCTA (Dallal, 1987), qui utilise un algorithme connu sous le nom d'ajustement itératif proportionnel.

L'estimation des paramètres d'un modèle Log-linéaire ne permettant que de mesurer les effets des variables, ou de leurs interactions, sur l'estimation du logarithme d'une cellule du tableau de contingence, l'interprétation qui en découle reste assez limitée (Gaertner et Medina-Gaertner, 1992). Une approche complémentaire consiste à relier la probabilité d'occurrence d'une modalité de la variable d'intérêt à une fonction linéaire de plusieurs variables « explicatives ». La fonction de lien utilisée s'exprime comme le logarithme du rapport entre les probabilités d'appartenir, ou non, à une des deux catégories de cette variable, soit : $\text{Logit}(p) = \text{Log}[p/(1-p)]$. Ceci est équivalent au logarithme du rapport des effectifs entre les individus possédant la modalité et ceux qui ne l'ont pas. Le passage d'un modèle Log-linéaire à sa forme Logit est assez facile à réaliser (*cf.* Annexe). En supposant que la variable A du modèle Log-linéaire [ABC] présenté ci dessus est dichotomique, le Logit de A en fonction de B et de C sera :

$$\text{Log}(m_{1jk}/m_{2jk}) = \alpha + \tau_j^B + \tau_k^C + \tau_{jk}^{BC}.$$

Cette formulation permet d'exprimer la probabilité d'observer la catégorie 1 de A, conditionnellement aux modalités j de B et k de C, sous une forme additive (Agresti, 1990; Demaris, 1991). Le Logit n'est donc qu'un cas particulier d'un modèle Log-linéaire exprimé sous la forme d'une analyse de variance.

Choix du modèle

La sélection du modèle se fait au niveau du modèle Log-linéaire, qui est transformé par la suite sous sa forme Logit. Ce choix relève de plusieurs stratégies selon que l'on procède à une analyse totalement

exploratoire ou que l'on progresse pas à pas en tenant compte de la connaissance du phénomène étudié (Whittaker et Aitkin, 1978; Benedetti et Brown, 1978; Aitkin, 1980).

La stratégie généralement adoptée dans ce type d'étude consiste à considérer le modèle le plus complet (en dehors du modèle saturé), puis de procéder par élimination séquentielle des facteurs non significatifs (méthode équivalente à la procédure de sélection « backward » dans une régression multiple; Draper et Smith, 1981). L'interaction entre les variables « prédictives » doit toujours être incluse dans les différents « sous-modèles » recherchés (Agresti, 1990; Demaris, 1991).

L'identification des facteurs indispensables à un bon ajustement est faite à l'aide de la déviance qui est égale à la différence des statistiques G^2 des 2 modèles emboîtés. Sous l'hypothèse de nullité du paramètre testé, cette déviance suit approximativement une loi de χ^2 , pour un nombre de degrés de liberté (d.d.l.) égal à la différence des d.d.l. des 2 modèles.

Cette procédure habituelle de sélection des effets significatifs pose toutefois plusieurs problèmes. En effet, outre le fait qu'elle fait intervenir plusieurs tests successifs, elle peut conduire à une surparamétrisation du modèle Log-linéaire finalement retenu. En effet, la déviance (qui mesure le degré d'ajustement) diminue avec l'addition de nouvelles variables sans pour autant que le nouveau modèle soit plus efficace.

Afin de trouver le modèle parcimonieux et pénaliser l'adjonction de paramètres inutiles (Tomassone *et al.*, 1988), on peut utiliser le critère d'information d'Akaike (AIC). Ce critère, adapté aux modèles Log-linéaires par Agresti (1990), est égal à :

$$\text{AIC} = G^2 - 2(\text{d.d.l.})$$

La plus petite valeur obtenue correspond au modèle parcimonieux. Elle est équivalente au « Cp de Mallow » utilisé pour sélectionner les modèles linéaires généraux ajustés par la méthode des moindres carrés (Draper et Smith, 1981).

La procédure suivie dans ce travail, est donc celle préconisée par Burnham et Anderson (1992) et par Lebreton *et al.* (1992), que l'on peut résumer ainsi :

(1) parmi les modèles porteurs de facteurs d'intérêt écologique et conduisant à un ajustement satisfaisant, on recherche d'abord le modèle parcimonieux à l'aide du critère d'Akaike;

(2) ce modèle est ensuite comparé aux modèles voisins à l'aide du test du rapport des vraisemblances (déviance).

À ce niveau de l'analyse se pose le problème du choix du seuil de signification α (l'erreur de 1^{ère} espèce, ou le fait de rejeter l'hypothèse H_0 , alors qu'elle est vraie). En effet, dans la mesure où l'on peut difficilement augmenter la taille de l'échantillon, l'unique solution pour « contrôler » le risque de 2^{ème} espèce β (le risque de ne pas rejeter H_0 alors qu'elle

est fausse) est d'accepter une augmentation de α (Tomassone *et al.*, 1988). Compte tenu de la forte variabilité des statistiques de pêche thonière, un bon compromis entre le risque de 1ère espèce, que l'on veut minimiser, et la puissance du test à détecter un effet significatif (ou $1-\beta$), que l'on désire maximiser, est de choisir $\alpha=0,10$.

Le risque relatif

Le test sur la différence entre 2 proportions peut être sensible au fait que ces 2 valeurs sont proches de 0 ou de 1, ou au contraire voisines de 0,5. En effet, une augmentation de 0,009 en valeur absolue peut être interprétée de manière distincte selon qu'elle se produit entre 0,001 et 0,010 ou entre 0,401 et 0,410. Le risque relatif (r), qui est égal au rapport des 2 proportions, est plus robuste à ce genre de problème (Agresti, 1990). Cette statistique est transformée en logarithme pour obtenir une structure additive qui converge plus rapidement vers la distribution normale et reçoit l'ajout d'une constante (0,5) pour être toujours définie (*cf.* Agresti, 1990; p. 55-56) :

Les estimations du risque relatif ont été calculées sur les probabilités estimées par la modélisation Logit lorsque cette dernière s'avérait satisfaisante, ou sur les proportions observées dans le cas contraire.

Analyse des décisions

La théorie de la décision s'appuie sur les concepts de risque (lorsque l'on peut estimer les probabilités) et d'incertitude (si on ne peut pas les estimer) et cherche à caractériser le comportement des acteurs en situation d'information incomplète vis-à-vis de l'environnement dans lequel ils évoluent. Ce concept de risque a été employé sous diverses acceptions dans le domaine de l'agriculture (Brossier, 1989), de l'halieutique (Hilborn et Walters, 1992; Shotton, 1993), comme dans celui de l'économie des pêches (Chaboud, 1995). Ainsi Shotton (*op. cit.*) constate que ce concept est employé indifféremment en biologie des pêches en synonymie d'une probabilité de dépassement d'un seuil, ou comme d'une exposition à une situation dangereuse. En conséquence, il recommande de limiter son utilisation au cadre de la théorie de la décision. Dans ce dernier contexte, le risque n'a de sens que par rapport à une décision qui va être prise parmi une gamme de possibilités offertes aux choix des acteurs.

La représentation schématique de la succession chronologique des décisions (choix des pêcheurs, dans notre exemple) et des événements (états de la nature, dont la réalisation ne dépend pas du contrôle du décideur) se fait sous la forme d'un graphe logique appelé graphe de décision. Afin de donner une certaine cohérence à ce graphe, les événements et les décisions doivent suivre des règles d'exhaustivité et d'exclusivité propres aux calculs des probabilités; à savoir qu'ils doivent tous être répertoriés et s'exclure mutuellement (Marmuse, 1983). Dans la pratique les

pêcheurs ne disposent que de leur expérience propre et de celle du groupe auquel ils appartiennent pour évaluer ces probabilités qui sont donc empiriques. Dans la présente étude, les probabilités ont été estimées grâce à la modélisation Logit effectuée sur les données historiques de la pêcherie. Ce calcul des probabilités aide à faire des choix raisonnés mais il faut garder à l'esprit que la décision reste un élément subjectif. En effet, elle dépend de l'aversion ou de la préférence individuelle de chaque décideur vis-à-vis du risque (Brossier, 1989).

A chaque événement est associé un profit, ou conséquence (Q_{ij}). Pour prendre en compte le fait que le choix d'un décideur ne dépend pas uniquement de ce gain espéré, mais aussi des coûts induits (dont certains sont non-matérielles; Opaluch et Bockstael, 1984) et de sa « richesse » initiale, l'analyse décisionnelle fait également appel au concept d'utilité. Cette utilité, qui peut être définie comme la quantité résultante de ces variables, mesure l'attraction d'une conséquence. Toutefois, elle reste difficilement identifiable dans le domaine des pêches, ou repose alors sur des hypothèses très critiquables (Chaboud, *op. cit.*). Pour ces raisons, dans le cas des actions menées par les senneurs vénézuéliens, seules les conséquences en termes de gains matériels seront étudiées. Elles peuvent être assimilées à une fonction de la capture résultant d'un coup de senne, du prix moyen de la catégorie commerciale dans laquelle sont classés les thons capturés et d'une part rétribuée au canneur (en cas d'aide de ce dernier); soit :

$$Q_{ij} = P_c (1 - S_k) C_{ij}, \text{ avec}$$

P_c = Prix en dollars U.S. d'une tonne métrique de thons de la catégorie C (petit ou gros);

S_k = Part laissée au canneur, avec

$S_1 = 0$, si il n'y a pas d'aide;

$S_2 = 0,25$, si il y a aide d'un canneur d'un autre armement;

$S_3 = 0,33$, si il y a aide d'un canneur du même armement;

C_{ij} = Capture en tonne (t) pour coup de senne correspondant à la décision i et à l'événement j .

Parmi les différents critères de décision possibles (*cf.* Marmuse, *op. cit.*; Chaboud, *op. cit.*), celui de l'espérance mathématique représente la moyenne des résultats des combinaisons « décision-événement » (Q_{ij}), pondérés par la probabilité qu'ils se produisent (p_j), soit :

$$E(Q_i) = \sum_j (p_j Q_{ij});$$

On maximise ensuite l'espérance de gain d'une décision i , soit : $\text{Max}_i [E(Q_i)]$

Pour résumer les décisions, on part de l'extrémité de l'arbre de décision (au niveau des conséquences Q_{ij}) et on revient de proche en proche vers le départ. L'avantage de ce critère est de combiner

tous les événements et de pondérer les conséquences en fonction de leurs vraisemblances (Marmuse, op. cit.). On remarquera, toutefois, que dans la pratique le pêcheur ne bénéficiera pas de la « moyenne » des conséquences issue des divers choix possibles mais de celle correspondant à une décision unique (qui peut même être nulle selon le cas). Le critère probabiliste de l'espérance mathématique doit donc être compris comme un élément de comparaison entre les différentes options réalisables. Ce critère sera comparé avec celui dit du « *MaxiMax* ». Ce dernier, qui caractérise un comportement téméraire, ne prend en compte que les conséquences maximales, soit : $\text{Max}_i [\text{Max}_j (Q_{ij})]$.

La dernière partie de cette étude consiste à reconstituer le processus complexe correspondant aux différents choix des décideurs à l'aide de la méthode de Monte Carlo. Cette méthode de simulation, qui se base sur la loi des grands nombres, se caractérise par le tirage au hasard d'un événement particulier dans la loi de probabilité de leur réalisation. À la différence de la construction de l'arbre de décision, où chaque conséquence initiale (ou profit) est pondérée par les probabilités des événements, nous allons ici simuler les situations successives qui peuvent se présenter au pêcheur en commençant par simuler le type d'opération de pêche grâce aux différentes probabilités p_j calculées à l'aide de la modélisation Logit, soit la probabilité de : faire un coup de senne positif (p_{pos}); rencontrer un banc composé majoritairement d'albacores (p_{YFT}); rencontrer un banc de gros poissons, si le banc est composé d'albacores ($p_{\text{gros}}/p_{\text{YFT}}$); rencontrer un banc de gros poissons, si le banc est composé de listaos ($p_{\text{gros}}/p_{\text{SKJ}}$).

Lorsque le nombre au hasard est inférieur ou égal à la probabilité correspondante, l'événement est retenu. La probabilité complémentaire ($1-p_j$) représente la solution alternative.

Dans la deuxième étape, au lieu d'utiliser la capture médiane pour chaque type d'opération de pêche, comme cela avait été le cas lors de la construction de l'arbre de décision, la méthode de Monte Carlo permet « d'échantillonner » la taille du banc (si le coup est positif) parmi les différentes distributions de fréquences observées (qui peuvent ne pas correspondre à des lois de probabilités connues). L'étape finale consiste à évaluer le gain monétaire en tenant compte, selon le cas, de la part attribuée au thonier-canneur.

RÉSULTATS

Probabilité de capture des bancs composés de gros individus, par type d'association

Les 2 principales espèces de thons capturées par les senneurs vénézuéliens dans l'Atlantique Ouest ont été classées en 2 catégories de poids (C) : « petits » pour les albacores (*Thunnus albacares*) de moins de 6 kg et pour les listaos (*Katsuwonus pelamis*) de moins de

3 kg, et « gros » pour les autres. Les autres variables d'intérêt sont :

- la saison (S), divisée en saison humide et en saison sèche;
- l'espèce de thon (E) dominante dans le coup de senne (dont la capture est égale au moins à 80% de la prise), soit de l'albacore (YFT), soit du listao (SKJ);
- l'indice de détection (I) associé au coup sous forme de 3 modalités, les bancs libres, les baleines et les requins-baleines. En raison de la très faible occurrence des opérations de pêche faites sur des bois flottants (phénomène qui sera expliqué dans la Discussion), cette modalité n'a pas été incluse dans l'analyse (Tableau 1).

Parmi les différents modèles Log-linéaires analysés (Fig. 1), ceux qui, tout en conduisant à un ajustement satisfaisant des données, possèdent les plus faibles valeurs pour le critère d'Akaike (AIC) sont ceux qui comportent les éléments [SEI SEC], [SEI SEC CI], et [SEI SEC CEI]. Ces modèles sont présentés dans le reste de l'étude sous une formulation simplifiée. Par exemple, le terme SEI signifie que l'on tient compte des effets principaux S, E, I, des interactions SE, SI, EI et de l'interaction SEI. Le meilleur compromis (bon ajustement pour un nombre restreint de paramètres) s'obtient avec le second modèle (AIC = -6,52).

À partir du modèle parcimonieux, qui est donc [SEI SEC CI], on teste si l'interaction CI est nécessaire à l'ajustement. Ce test du rapport des logarithmes de vraisemblance se fait par le calcul de la déviance, tel que : $\Delta G^2 = G^2_{[\text{SEI SEC}]} - G^2_{[\text{SEI SEC CI}]}$.

Tableau 1. – Nombre de coups de senne réalisés en fonction de la saison, de la catégorie commerciale des poissons, de l'espèce de thon dominante dans le banc (albacore : YFT et listao : SKJ) et du type d'association détecté. Les deux dernières colonnes indiquent les probabilités observées et calculées de capturer un banc de gros individus.

Cross-tabulation for the number of sets considering the season, the weight category of the fishes, the dominant species of tuna in the set (yellowfin : YFT and skipjack : SKJ) and the floating objects associated with the school. The last 2 columns show the observed and estimated probabilities to catch a school of large tunas.

Saison	Espèce	Type d'association	Catégorie		Probabilité (gros thons)	
			Petits	Gros	Observée	Estimée
Sèche	YFT	Bancs libres	13	240		0,935
		Baleines	6	36	0,857	0,912
		Requins-baleines	15	207	0,932	0,939
	SKJ	Bancs libres	72	14	0,163	0,201
		Baleines	16	4	0,200	0,155
		Requins-baleines	88	27	0,235	0,214
Humide	YFT	Bancs libres	76	282	0,788	0,779
		Baleines	67	163	0,709	0,719
		Requins-baleines	43	167	0,795	0,792
	SKJ	Bancs libres	106	51	0,325	0,350
		Baleines	57	28	0,329	0,281
		Requins-baleines	46	26	0,361	0,368

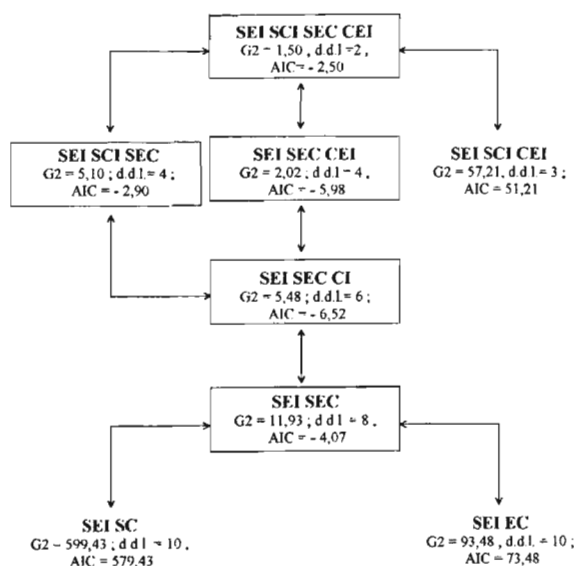


Figure 1. – Représentation du schéma de sélection des modèles Log-linéaires utilisés pour ajuster les données du Tableau 1, créé à l'aide des facteurs Catégorie (C), Saison (S), Espèce (E), Type d'association (I); Critère d'information d'Akaike : AIC; Déviance : G^2 ; degrés de liberté : d.d.l. Les modèles significatifs au seuil de 10% ont été encadrés.

Representation of the selection pattern of Log-linear models used to fit the data in Table 1, classified by Category (C), Season (S), Species (E), Floating object (I); Akaike Information Criterion : AIC; Deviance : G^2 ; Degrees of freedom : d.d.l. Significant models at 10% level have been enclosed in a box.

La valeur calculée de 6,45 est supérieure à un χ^2 (2 d.d.l.) pour $\alpha=0,10$. Le facteur CI doit donc être ajouté au modèle le plus simple. En revanche, la même procédure appliquée à l'interaction CEI montre que ce terme n'est pas indispensable; le ΔG^2 est égal à 3,46 et n'est donc pas significatif au seuil $\alpha=0,10$. En conséquence, le choix final se porte sur le modèle [SEI SEC CI], dont la formulation Logit donne :

$$\text{Log}(m_{ij2k}/m_{ij1k}) = \text{Log}(O) = \alpha + \tau_i^I + \tau_j^S + \tau_k^E + \tau_{ji}^{SE}$$

Les estimations des différents paramètres de cette modélisation sont reportés dans le Tableau 2. A titre d'exemple le rapport (O) entre une capture composée de « gros » thons et une capture de « petits » thons (G/P), sachant par exemple que l'espèce dominante est du listao pêché en bancs libres au cours de la saison humide, est égal à :

$$O_{(G/P)} = e^{(0,40+0,08-1,48-0,16+0,54)} = 0,54$$

Ce rapport (« odds ») est très proche de 1/2. Exprimé sous forme de « cotes » (terminologie utilisée par les organisateurs de paris), cela signifie que l'on peut espérer capturer un banc de gros thons pour

deux de petits (soit de manière équivalente en terme de probabilité, 0,33 de gros et 0,66 de petits). Le même type de raisonnement appliqué à des coups de senne, faits cette fois-ci sur des baleines, conduit à un rapport de 0,39 (moins de 1/3) et à 0,58 sur des requins-baleines (environ 3 coups de « gros » pour 5 de « petits »).

Pour apprécier directement les effets des variables explicatives sur le rapport « gros/petits », on transforme les estimations des paramètres en facteurs multiplicatifs, par passage aux exponentielles. Sous cette forme, tout paramètre supérieur à 1 indique que la modalité du prédicteur est associée à une hausse du rapport en faveur des bancs composés de gros individus.

L'observation de la valeur du paramètre correspondant au facteur Espèce, dont le « z-score » (rapport du paramètre sur son écart-type) est très significatif ($> 1,96$), indique un pouvoir ségrégatif élevé. Toutefois l'influence de ce facteur dépend des modalités prises par le facteur Saison. Dans le cas de l'albacore, le rapport qui atteint 13,30 en saison sèche (soit, $e^{(0,40+1,48+0,16+0,54)}$) chute à 3,25 en saison humide. Sans tenir compte des indices de détection associés, ce rapport est donc en moyenne 4 fois supérieur en saison sèche. Pour le listao, on observe un effet inverse, de 0,23 en saison sèche, il passe à 0,50 en saison humide. En effet, même si les bancs de listaos sont souvent formés de poissons de moins de 3 kg, cette proportion est moins marquée en saison humide, où l'on peut trouver 1 banc de gros listaos pour 2 bancs de petits.

Tableau 2. – Estimation des paramètres du modèle Logit obtenu à partir du modèle Log-linéaire [SEI SEC CI], utilisé pour ajuster les données du Tableau 1.

Parameter estimates for the Logit model obtained by the [SEI SEC CI] Log-linear model, used to fit the data in Table 1.

Paramètres	Estimation	« z-scores »
Constante	+0,40	5,00
Association		
Bancs libres	+0,08	0,80
Baleines	-0,24	-1,71
Requins-baleines	+0,16	1,60
Espèce		
YFT	+1,48	18,50
SKJ	-1,48	18,50
Saison		
Sèche	+0,16	2,00
Humide	-0,16	2,00
Saison × Espèce		
Sèche × YFT	+0,54	6,75
Sèche × SKJ	-0,54	6,75
Humide × YFT	-0,54	6,75
Humide × SKJ	+0,54	6,75

Pour mieux visualiser l'interaction entre le facteur Saison et le facteur Espèce (de thon), on peut utiliser le concept de « Odds ratio » (Demaris, 1991), soit :

$$\begin{aligned} \text{"Odds Ratio"} \\ &= [e^{(\alpha + \tau_j S + \tau_{YFT} E + \tau_{j, YFT} SE)}] \\ &\quad / [e^{(\alpha + \tau_j S + \tau_{SKJ} E + \tau_{j, SKJ} SE)}] \\ &= [e^{(\tau_{YFT} E - \tau_{SKJ} E)}] [e^{(\tau_{j, YFT} SE - \tau_{j, SKJ} SE)}], \end{aligned}$$

Cette formulation met bien en évidence le fait que le deuxième terme de cette équation n'est pas une constante. Par conséquent, l'effet du facteur Espèce sur le rapport des 2 catégories de poids dépend lui-même du niveau pris par la variable Saison.

Pour analyser l'impact de l'association (I) sur le rapport « gros/petit », seuls les effets principaux sont donc à considérer (*cf.* le terme CI du modèle retenu). Comparé au rapport « moyen » qui est de 1,49 ($=e^{0,40}$), une opération faite sur baleine a tendance à le faire baisser (1,17). Il est au contraire plus élevé sous requins-baleines (1,75) ou en bancs libres (1,62); cela, sans prendre en considération les facteurs Saison et Espèce dominante dans le banc.

L'estimation de la part de variabilité de la variable dépendante, prise en compte par le modèle, a été faite à l'aide du coefficient de concentration (CC) de Goodman et Kendall (Demaris, 1992), dont l'équation est :

$$CC = (SST - SSE)/SST,$$

où

$$SST = (n_{++1+} + n_{++2+}) / (n_{++1+} + n_{++2+})$$

et

$$SSE = [(m_{ij2k} / m_{ij1k}) / n_{ij+k}]$$

avec

n_{++1+} = nombre total d'individus observés avec la modalité 1 de la variable dépendante (idem n_{++2+} pour la modalité 2);

m_{ij1k} = nombre d'individus estimés par le modèle possédant la modalité 1 de la variable dépendante et la combinaison ijk pour les prédicteurs (idem m_{ij2k} pour la modalité 2);

m_{ij+k} = nombre d'individus observés pour la combinaison ijk (sans tenir compte ici de la variable dépendante).

Par analogie avec le coefficient de détermination (R^2) utilisé dans les modèles de régression linéaire ajustés par les moindres carrés, le terme SST exprime la variation totale de la variable qualitative expliquée et SSE une somme de variation résiduelle de cette variable pour chaque combinaison ijk . Dans cette analyse, le coefficient de concentration est de 0,315.

On peut donc dire que 31,5% de la variabilité de la catégorie de poids est prise en compte par le modèle retenu.

Les estimations des probabilités correspondantes : $p = O / (1 + O)$ sont données dans la dernière colonne du Tableau 1. Les probabilités de capturer un banc de gros thons sont maximales lorsque l'albacore est l'espèce dominante et que le coup de senne est faite sur des bancs libres ou sur des requins-baleines; cet effet est accentué en saison sèche. En revanche, lorsque le listao est l'espèce dominante, la probabilité de capturer des gros individus reste faible, en particulier en saison sèche et lorsque le coup est fait sur des baleines.

Probabilité de capture d'une espèce de thon en relation avec les objets flottants associés

Dans cette analyse la variable « catégorie de poids » a été supprimée afin de voir si la variable « espèce » pouvait, à son tour, être utilisée comme variable dépendante (Tableau 3). En effet, dans d'autres océans la probabilité de capturer certaines espèces de thons dépend étroitement du type d'association détecté. Ce tableau marginal du tableau précédent mais doit être interprété avec précaution. Parmi les différents modèles testés, seuls [SI E] et [SI SE] sont significatifs à un seuil de 0.10. Cependant, si on admet que la connaissance *a priori* de la biologie ou de l'écologie des phénomènes étudiés doit intervenir dans la sélection des modèles (Lebreton *et al.*, 1992), on préférera le modèle [SI SE] qui prend en compte une certaine saisonnalité des thons au niveau des côtes vénézuéliennes.

Les Logits de la fréquence du listao (par rapport à l'albacore) correspondants sont de 0,42 de décembre à mai (un peu plus de 5 coups de senne sur du listao pour 12 sur de l'albacore) et de 0,39 (moins de 2/5) durant le reste de l'année. Cependant, le τ de Goodman et Kruskal ne vaut ici que 0,04%, rendant illusoire toute

Tableau 3. – Nombre de coups de senne réalisés en fonction de la saison, de la principale espèce de thon (albacore: YFT et listao: SKJ) et de l'indice de détection associé au banc. Les 2 dernières colonnes indiquent les probabilités observées et calculées de capturer un banc d'albacores.

Cross-tabulation of the number of sets according to the season, the dominant species of tunas (yellowfin: YFT and skipjack tuna: SKJ) and floating objects associated with the school. The last 2 columns show the observed and estimated probabilities to catch a school of yellowfins.

Saison	Type d'association	Espèce		Probabilité (YFT)	
		SKJ	YFT	Observée	Estimée
Sèche	Bancs libres	86	253	0,746	0,703
	Baleines	20	42	0,677	0,703
	Requins-baleines	115	222	0,659	0,703
Humide	Bancs libres	157	358	0,695	0,719
	Baleines	85	230	0,731	0,719
	Requins-baleines	72	210	0,745	0,719

tentative de prédiction de l'espèce de thon à l'aide du modèle utilisé (du moins avec ce jeu de données issues des livres de bord et dans ce secteur de l'Atlantique).

Aide apportée par les thoniers canneurs sur la probabilité d'effectuer un coup nul

L'effet de la coopération du canneur sur le taux de succès d'un coup de senne a été analysé en fonction des divers indices de détection, auxquels a été ajoutée la modalité « épave flottante » (Tableau 4). Dans cet exemple, la variable expliquée correspond au rapport « coups nuls / coups positifs » et les facteurs « prédictifs » sont l'aide du canneur (A) et les indices d'association (I). Il ressort d'une manière assez claire qu'aucun des modèles Log-linéaires testés n'ajuste les données de manière satisfaisante (Tableau 5). La simple observation de la colonne exprimant le pourcentage de coups nuls indique que l'efficacité de cette aide varie en fonction de l'animal ou de l'objet associé.

Cette conclusion apparaît plus nettement dans l'analyse des risques relatifs, estimés à partir des fréquences observées (Tableau 6). Dans un premier temps, on s'intéresse à l'impact de l'aide du canneur sur la diminution du taux de coups nuls. On constate ainsi que l'efficacité de cette aide est maximale dans le cas des bancs libres (il y a 95% de chances pour que le risque de faire un coup nul soit entre 3,7 et 5,4 plus grand en l'absence d'aide), alors qu'elle est d'un intérêt limité sur les requins-baleines (le risque relatif n'est que de 1,5 à 2,1 fois plus grand sans cette aide). Le risque relatif des coups nuls est de 2,8 pour les coups de senne faits sur les baleines (de 2,2 à 3,5) et de 1,6 en présence de débris végétaux ; bien que dans ce dernier cas le faible nombre d'observations rende peu significative cette estimation.

A l'inverse du cas précédent [où on considèrerait que le senneur avait la possibilité de choisir comme

Tableau 4. – Nombre de coups de senne réalisés en fonction de l'aide d'un thonier canneur, du type d'association et pourcentage de coups nuls observés.

Cross-tabulation of the number of successful and unsuccessful sets, considering the help of the baitboat during the set, the floating object and observed unsuccessful set rates.

Aide du canneur	Type d'association	Nombre de coups de senne		Pourcentage de coups nuls observés
		positifs	nuls	
Oui	Bancs libres	1 200	141	10,5
	Baleines	571	94	14,1
	Requins-baleines	500	150	23,1
	Epaves	24	4	14,3
Non	Bancs libres	187	164	46,7
	Baleines	235	150	39,0
	Requins-baleines	586	413	41,3
	Epaves	14	4	22,2

Tableau 5. – Critères d'ajustement des modèles Log-linéaires utilisés pour ajuster les données du Tableau 4 ; G^2 = déviance ; d.d.l. = degrés de liberté ; NS = non significatif à 10%.

Goodness-of-fit tests for Log-linear models used to fit the data in Table 4 ; G^2 : deviance ; d.d.l. : degrees of freedom ; NS : non significant at 10% level.

Modèles	G^2	d.d.l.	Signif.
AI AL IL	42,34	2	NS
AI IL	352,10	4	NS
AI AL	60,37	3	NS

tactique d'employer les services d'un canneur, au coup par coup en fonction des indices de détections rencontrés], on peut faire l'hypothèse qu'il décide, au contraire, de bâtir une stratégie pour toute la durée d'une marée en s'assurant, ou non, la collaboration d'un thonier canneur. Dans ce cas, on suppose que la tactique repose cette fois sur la recherche de zones riches en associations les moins favorables aux coups nuls. Le risque relatif a été calculé pour chaque modalité par rapport aux bancs libres (choisis de façon arbitraire comme référentiel, Tableau 7). En l'absence du canneur (stratégie délibérée, ou zone trop éloignée pour en appeler un), l'intérêt du senneur est d'effectuer des opérations de pêche sur des baleines (sur les épaves, on retrouve le problème de puissance du test évoqué ci-dessus). En revanche, en présence d'un canneur, il y a 95% de chances pour que le risque de faire un coup nul sur ces cétacés soit entre 1,1 et 1,7 fois plus grand que si la pêche se déroule sur des bancs libres. En conclusion, lorsqu'un senneur décide de travailler avec un canneur durant toute une campagne de pêche, il doit rechercher les secteurs riches en bancs libres.

Tactiques de pêche

Etant donnée l'importance de la coopération des thoniers-canneurs sur le succès d'un coup de senne,

Tableau 6. – Estimation des risques relatifs des probabilités de coups nuls observées et de leurs intervalles de confiance, entre les opérations de pêche réalisées sans, et avec l'aide d'un thonier canneur, en fonction de divers indices de détection.

Relative risk estimates for observed unsuccessful set rates and their corresponding confidence intervals, between sets made with the help of the baitboat and sets made without this help, for different floating objects associated with the school.

Type d'association	Probabilité de coups nuls		Risques relatifs des coups nuls sans/ avec l'aide du thonier canneur et intervalles de confiance à 95%
	sans l'aide du canneur	avec l'aide du canneur	
Bancs libres	0,47	0,11	4,45 [3,67–5,38]
Baleines	0,39	0,14	2,76 [2,20–3,45]
Requins-baleines	0,41	0,23	1,79 [1,53–2,10]
Epaves	0,22	0,14	1,56 [0,48–5,00]

Tableau 7. – Estimation des risques relatifs des probabilités de coups nuls observées, et de leurs intervalles de confiance, entre les calées faites sur divers types d'association et celles réalisées sur bancs libres, en fonction de l'aide d'un thonier canneur.

Relative risk estimates for observed unsuccessful set rates and their corresponding confidence intervals, between sets made with different floating objects and sets made in non-associated school, in relation with the help of the baitboat during the set.

Aide du canneur	Type d'association	Probabilités de coups nuls		Risques relatifs de coups nuls divers/Bancs libres et intervalles de confiance à 95%
		Div. indices	Bancs libres	
Non	Baleines	0,39	0,47	0,834 [0,706–0,986]
	Requins-baleines	0,41	0,47	0,885 [0,774–1,012]
	Epaves	0,22	0,47	0,476 [0,211–1,072]
Oui	Baleines	0,14	0,11	1,345 [1,055–1,715]
	Requins-baleines	0,23	0,11	2,196 [1,781–2,708]
	Epaves	0,14	0,11	1,360 [0,574–3,221]

il est important de voir si ce facteur intervient également sur la taille moyenne des bancs capturés. Les histogrammes de fréquences de la capture par coup de senne, en fonction des diverses associations, indiquent que la prise par calée est inférieure en présence d'un canneur (Fig. 2). Cette différence est significative dans le cas des requins-baleines (Tableau 8). On peut supposer qu'en cas d'aide du canneur, soit une partie du banc s'échapperait, soit le senneur « assurerait » des calées de petite taille, mais peu risquées. La première de ces hypothèses serait, toutefois, en contradiction apparente avec la baisse du taux de coups nuls enregistrée dans le même temps.

L'aspect des histogrammes des prises par coup de senne permet de supposer que la capture moyenne par coup de senne (statistique qui est utilisée en général dans ce type d'étude) n'est pas un bon descripteur de la taille du banc. La médiane, moins sensible aux valeurs éloignées, a donc été retenue pour décrire la prise par

Tableau 8. – Test de Kolmogorov-Smirnov de comparaison de 2 échantillons entre les fréquences des captures par coups de senne faites sans l'aide d'un canneur ou en sa présence ; NS : non significatif à 5% ; ** : significatif à 1%. N1 et N2 : nombres de coups de senne, avec ou sans l'aide d'un thonier canneur, pour chaque type d'association. *Kolmogorov-Smirnov two-samples test between the frequencies of catch by set made without or with the help of the baitboat; NS: non significant at 5% level; **: significant at 1% level. N1 et N2: numbers of sets without, and with the help of the baitboat, for different floating objects.*

Type d'association	Coup de senne (en t) correspondant au Dmax	Dmax	Signif.	N1	N2
Bancs libres	10-20	0,080	NS	128	740
Baleines	10-20	0,099	NS	147	332
Requins-baleines	0-10	0,164	**	356	312

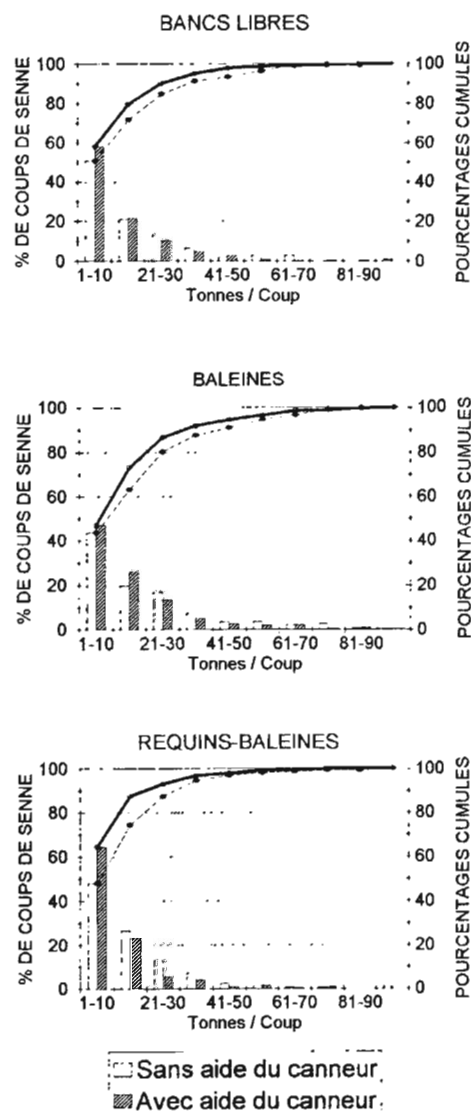


Figure 2. – Fréquences du poids de la capture par coup de senne, entre 1988 et 1994, en fonction de l'aide du thonier-canneur, pour les coups en bancs libres, sur les baleines et sur les requins-baleines. *Frequencies of the weight of the catch by set, between 1988 and 1994, according to the help of the baitboat, for non-associated schools, sets with whales and sets with whale sharks.*

calée en fonction de la saison, de l'aide du canneur et de la catégorie commerciale des thons (Tableau 9).

Les conséquences monétaires (en dollars U.S.) ont été calculées à partir des prix payés par une grande conserverie nord-américaine basée à Porto Rico (pour les deux espèces de thons considérées, les prix dépendent essentiellement de la taille commerciale des individus). Afin de donner un ordre de grandeur entre les 2 catégories commerciales retenues, les valeurs représentent la moyenne des prix d'achat entre 1985 et 1992, après transformation des tonnes courtes en tonnes métriques (Tableau 10).

Tableau 9. – Capture médiane par coup de senne (en t) et intervalles de confiance (correspondants aux pourcentiles à 2,5 et 97,5% obtenus par Bootstraps), capture moyenne par coup de senne et nombre de coups de senne, en fonction de la saison, de l'indice de détection associé, de l'aide du thonier-canneur et de la catégorie commerciale du poisson (P: petit; G: gros).

Median catch per set (in t) and confidence intervals (medians at 2.5 and 97.5% percentiles obtained by Bootstraps) and average catch per set and number of sets by season, floating objects, help of the baitboat and category of fish (P: small; G: large).

Saison	Type d'association	Aide du canneur	Catég. thons	Capture médiane (t) et Interv. de confiance à 95%	Capture moy. (t)	Nombre observ.
Humide	Bancs libres	Oui	P	6,80 (5,20–7,40)	8,85	149
			G	9,00 (7,85–10,00)	12,86	332
		Non	P	6,30 (5,00–11,20)	14,42	23
			G	15,00 (10,00–21,75)	21,18	53
	Baleines	Oui	P	10,00 (8,50–13,90)	16,75	75
			G	11,70 (9,80–14,10)	15,34	116
		Non	P	7,30 (5,80–10,50)	11,58	29
			G	19,40 (15,50–25,00)	25,13	74
	Requins-baleines	Oui	P	8,10 (5,40–12,60)	12,96	36
			G	11,68 (9,80–14,15)	9,92	102
		Non	P	5,80 (4,90–9,90)	9,71	39
			G	16,40 (13,00–22,00)	23,54	79
Sèche	Bancs libres	Oui	P	9,30 (7,00–12,00)	16,38	81
			G	10,00 (8,10–14,50)	15,71	178
		Non	P	5,00 (3,00–7,00)	6,29	17
			G	15,00 (9,90–18,50)	18,83	46
	Baleines	Oui	P	13,95 (11,00–20,88)	20,54	56
			G	9,00 (6,00–12,40)	14,85	79
		Non	P	10,00 (5,10–20,50)	16,87	13
			G	8,45 (4,23–18,05)	18,03	32
	Requins-baleines	Oui	P	8,60 (5,80–11,50)	13,14	53
			G	7,00 (5,00–7,90)	10,20	121
		Non	P	7,75 (5,60–9,05)	8,80	78
			G	14,45 (10,90–16,15)	16,42	180

Tableau 10. – Prix moyens de thons tropicaux (convertis en \$ US/t) dans les conserveries de Porto Rico entre 1985 et 1992 (L. Jaouen comm. pers.), pour différentes catégories commerciales et moyennes retenues dans cette étude pour les catégories « Petits » et « Gros ».

Prices for tropical tuna (transformed in US \$/t) from the cannery in Puerto Rico, averaged between 1985 and 1992 (L. Jaouen, pers. comm.), for different size categories and averaged values used in this study for "Small" and "Large" classes.

Catégorie commerciale	Poids (kg)	Prix moyen (US \$)	Prix estimé (US \$)
Petits thons	> 1,4	301	509
	1,4-1,8	522	
	1,8-3,4	703	
Gros thons	3,4-9,1	804	874
	< 9,1	944	

L'arbre de décision, correspondant à la saison sèche, suppose que les pêcheurs adoptent la stratégie de choisir par avance un secteur connu pour sa richesse, en un des trois types d'associations étudiés (Fig. 3). Dans ces trois cas, on fait l'hypothèse que la tactique du capitaine se limite à rechercher, ou non, la collaboration d'un canneur. On peut vérifier que pour une tactique donnée la somme des probabilités (p) de réalisation des différents événements est bien égale à 1. Par exemple, dans le cas des bancs libres avec aide, on a: $(p_{nul}) + (p_{gros/YFT}) + (p_{petit/YFT}) + (p_{gros/SKJ}) + (p_{petit/SKJ}) = 1$, soit respectivement 0,105

+ 0,588 + 0,041 + 0,053 + 0,212; avec $(p_{gros/YFT}) = 0,895 \times 0,703 \times 0,935$, $(p_{petit/YFT}) = 0,895 \times 0,703 \times 0,065$, etc.

Les espérances mathématiques des conséquences sont reportées dans la partie gauche de la Figure 3, selon les trois niveaux du facteur aide ($S=0, 0,25$ ou $0,33$). Le critère du gain moyen montre la supériorité de la tactique de pêche sans aide, sauf dans le cas des zones « à baleines ». Dans cette dernière situation l'aide du canneur semble préférable, même si cet avantage reste faible lorsque ce dernier appartient à la même compagnie que le senneur. On notera que l'intérêt de l'armateur est au contraire de favoriser ce genre de coopération entre les navires de sa compagnie (situation qui correspond du reste, à ce que l'on connaît de cette pêcherie). Les calculs correspondants à la saison humide (Tableau 11) indiquent que la tactique visant à demander l'aide du canneur conduit toujours à des gains « moyens » inférieurs à celle qui est basée sur une pêche en solitaire.

Des conclusions similaires sont obtenues si on utilise le critère dit du « Maximax ». Ce critère consiste à rechercher la décision la plus favorable, en termes de conséquences monétaires, en dépit parfois de sa faible vraisemblance. Dans cet exemple, les pêcheurs téméraires choisiront la solution qui offrira le maximum de profits, soit, quel que soit l'indice de détection associé, la tactique « pêche sans canneur » (Fig. 3, pour la saison sèche).

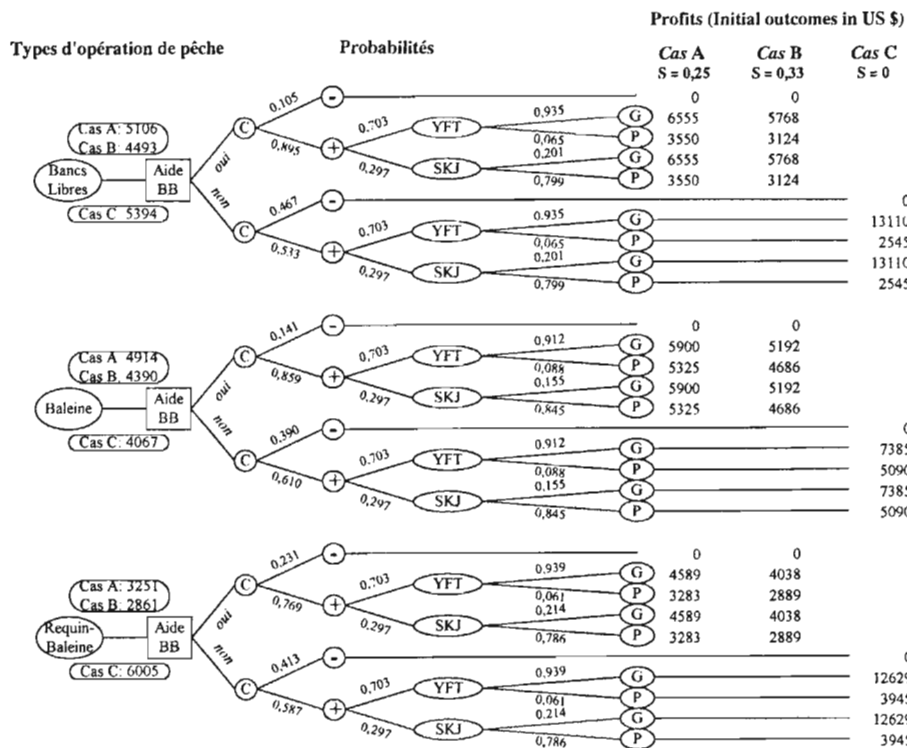


Figure 3. – Arbre de décision pour les différentes stratégies qui consistent à choisir, durant la saison sèche, la zone riche en un des trois types d'association et les profits ou conséquences initiales (Q_{ij} en \$ US), correspondant aux différentes modalités de l'aide ($S=0$, $S=0,25$ et $S=0,33$). Catégories G: gros thons, P: petits thons; Espèces YFT: albacore, SKJ: listao.
Decision tree for the different strategies, in the dry season, which consist in choosing a fishing ground rich in whale, whale shark or rich in non-associated tuna school. Initial outcomes Q_{ij} (in US \$), according to the modalities of the help of a baitboat ($S=0$, $S=0.25$, $S=0.33$). Size categories G: large, P: small tuna fish. Species YFT: yellowfin, SKJ: skipjack tuna.

Tableau 11. – Critère de l'espérance mathématique des conséquences (Q_i), en fonction de la saison, dans le cas où le thonier-canneur n'appartient pas au même armement que le thonier senneur ($S=0,25$). *: meilleur gain (avec, ou sans aide).

*Mathematical expectation, expected value of outcomes (Q_i), according to the season, when the baitboat does not belong to the same company as the purse seiner ($S=0.25$). *: best outcome (with or without help).*

Type d'association	Aide du canneur	Saison	
		sèche	humide
Bancs libres	oui	5 106	4 270
	non	5 394*	5 185*
Baleines	oui	4 914*	5 251
	non	4 067	7 080*
Requins-baleines	oui	3 251	4 906
	non	6 005*	6 228*

Un comportement opposé, caractérisant une attitude de prudence extrême, utiliserait le critère du « Maximin »; ce qui reviendrait à choisir la meilleure des plus mauvaises conséquences. Ce critère est difficile à mettre en évidence dans notre exemple car une conséquence de 0 (coup nul) est possible quelle que soit la décision prise à l'égard du canneur. Toutefois, le rôle favorable que joue le canneur dans

la réussite d'un coup de senne, lorsqu'il est fait sur un banc libre ou sur une baleine (les risques relatifs sont respectivement de 4,4 et 2,8; Tableau 6) est parfaitement connu des capitaines des senneurs. En conclusion, si on ne considère que le critère du succès d'un coup de senne, la prise de risque minimum passe par la recherche d'une coopération avec un canneur.

La moindre efficacité de cette aide lors des pêches pratiquées sur les requins-baleines (seulement 1,8 fois moins de coups nuls grâce à cette collaboration) serait liée, selon les pêcheurs, au comportement très imprévisible de ces animaux. Le faible écart relatif entre les deux tactiques pourrait inciter les capitaines des senneurs à se passer des services des canneurs lorsqu'ils rencontrent des requins-baleines. En d'autres termes, le gain obtenu grâce à l'aide du canneur serait « subjectivement » trop faible par rapport aux contraintes qui lui sont liées. Ce point précis pose le problème de l'évaluation des effets seuils dans la prise de décision. Les bornes de ces seuils sont très difficiles à évaluer, et en particulier lorsque l'on considère des coûts non-matérielles (Opaluch et Bockstael, 1984).

La simulation par la méthode de Monte Carlo a été faite uniquement pour la saison sèche et pour les cas $S=0$ (pas d'aide) et $S=0,25$ (aide d'un canneur d'un autre armement). Cette représentation

donne de plus amples informations sur l'éventail des gains potentiels correspondants à chaque tactique (aide ou non). Ainsi, en dehors du cas des calées nulles, étudié antérieurement, on peut voir qu'en l'absence de coopération du navire appâteur quelques prises de forts tonnages peuvent être attendues lors de pêches sur baleines ou sur bancs libres (Fig. 4). Alors que nous avons déduit, à partir de l'arbre de décision,

que le gain « moyen » obtenu sur une baleine était supérieur avec l'aide d'un canneur, l'espoir de faire quelques gros « coups » peut inciter là aussi les pêcheurs les plus téméraires à se passer de cette aide. En contrepartie, en choisissant cette tactique de pêche en solitaire, ils s'exposent à une plus grande variabilité des gains espérés que dans l'autre alternative.

DISCUSSION

Associations entre les thons et les animaux marins

Au cours de la période étudiée (1987-1993), les bancs libres constituent le principal mode de pêche pratiqué par les senneurs vénézuéliens, avec 38,1% des coups de senne réalisés. Ces bancs libres sont détectés pour la quasi totalité d'entre eux par la présence d'oiseaux qui se nourrissent des mêmes petites proies que les thons (Medina-Gaertner et Gaertner, 1991). Les principales espèces d'oiseaux marins identifiés lors des opérations de pêche à la senne appartiennent aux genres *Sula*, *Puffinus*, *Sterna* et *Fregata* (du moins, dans le Pacifique Est, Au, 1991; Arenas *et al.*, 1992).

L'association entre les thons et les requins-baleines (vraisemblablement l'espèce *Rhinochondrus typus*) est la deuxième par ordre d'importance, avec 37,2% des coups de senne. Cet événement, qui est très rare en mars-avril, atteint son maximum en décembre-janvier (Gaertner et Medina-Gaertner, 1992). Pour la zone du Pacifique Ouest, Hampton et Bailey (1992) signalent que les thons et les requins-baleines s'alimentent plusieurs jours sur des bancs d'anchois. La durée de vie de cette association serait intermédiaire entre celle de l'association thons-baleines (beaucoup plus fugace), et celle avec les bois. Les pêches de thons sur requins-baleines sont signalées avec des degrés d'importance divers dans l'océan Indien (Stequert et Marsac, 1986; Montaudoin *et al.*, 1990; Hallier et Parajua, 1992) et dans l'Atlantique Est (Stretta et Slepoukha, 1986; Cayré *et al.*, 1988). Bien qu'identifiée par Au (1991) au voisinage de la Basse Californie, cette association semble très rare dans le Pacifique Est et se limiterait au listao.

Dans la mer des Caraïbes, les coups de sennes effectués sur les baleines (23,7% des opérations de pêche pour la période étudiée) sont peu fréquents en tout début d'année et atteignent leur maximum entre août et novembre (Gaertner et Medina-Gaertner, 1992). L'identification des différentes espèces de baleines n'est pas possible à partir des seules informations recueillies sur les livres de bord. Toutefois, pour la zone géographique des petites Antilles et de l'Atlantique Ouest tropical, Northridge (1984) et Blaylock *et al.*, (1995) signalent la présence de :

– *Balaenoptera edeni*, le rorqual de Bryde capturé à Grenade dans les années 1920;

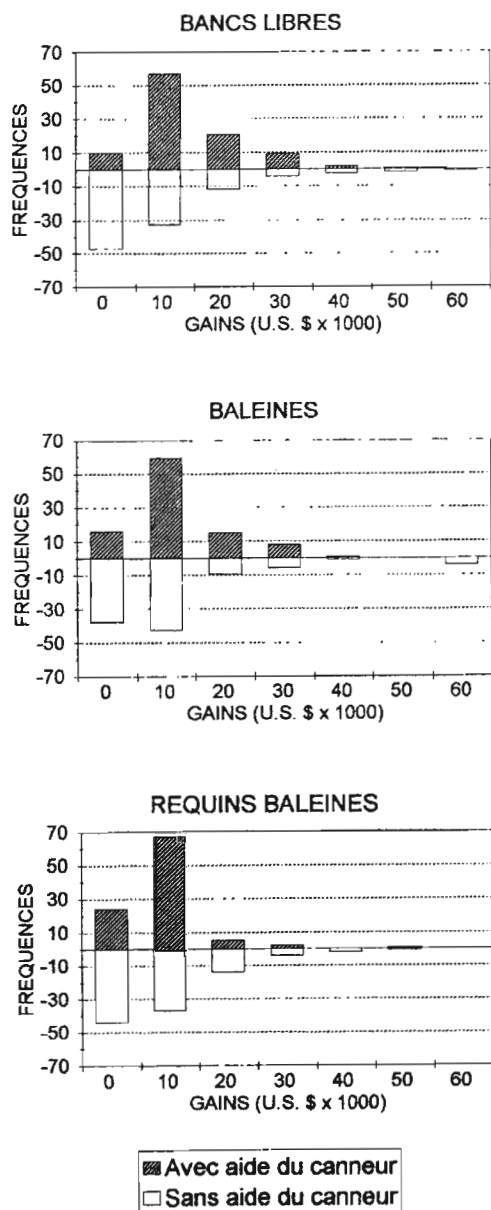


Figure 4. – Fréquences des gains (en dollars US) simulés par la méthode de Monte Carlo pour la saison sèche; avec l'aide du thonier-canneur ($S=0.25$) ou sans aide ($S=0$).

Frequencies of outcomes (US \$) obtained by Monte Carlo simulations for the dry season; with the help of the baitboat ($S=0.25$) hatched charts, without this help ($S=0$).

– *Megaptera novaeangliae*, la baleine à bosse dont les migrations hivernales jusqu'aux petites Antilles et au Venezuela sont connues;

– *Mesoplodon europaeus*, la baleine de Gervais, ainsi que *M. mirus*, bien que ces 2 espèces semblent plutôt occuper les eaux profondes de l'Atlantique et paraissent avoir une distribution spatiale plus septentrionale que notre zone d'étude;

– *Ziphius cavirostris*, la baleine de Cuvier (souvent confondue avec les 2 précédentes) dont la présence a été reportée dans le Nord-Est des Caraïbes mais qui a été pêchée également à St. Vincent et enfin *Physeter macrocephalus*, le cachalot qui bien qu'océanique a été signalé à Grenade et à St. Vincent d'octobre à mars.

A l'exception du Pacifique Est (Au, 1991; Hall et al., 1992), cette association entre des thons et des baleines a été observée dans les autres océans avec toutefois une fréquence inférieure à celle de la mer des Caraïbes. Ainsi, elle ne représente que 8,2% des opérations des senneurs dans l'Atlantique Est (Stretta et Slepoukha, 1986), et moins de 5% dans le Pacifique Ouest (principalement avec la baleine de Sei: *Balaenoptera borealis* et avec celle de Minke: *B. acutirostrata*; Hampton et Bailey, 1992). Dans l'océan Indien, l'association thons-baleine se ferait avec le rorqual commun *B. physalus* (Stequet et Marsac, 1986).

Selon Hampton et Bailey (op. cit.), l'association entre les thons et les baleines vivantes ne semble durer que le temps de la consommation des bancs d'anchois. Les senneurs tentent de conserver la baleine dans le cercle décrit par la senne pour mieux capturer les thons. En cas d'encerclement la baleine s'échappe en pratiquant un trou dans la senne; ce comportement a été observé dans tous les océans où cette association existe.

Il faut noter l'absence apparente d'association thon-dauphin dans la mer des Caraïbes, bien que l'on retrouve les mêmes espèces de dauphins (associées aux thons) présentes dans le Pacifique Est. En effet, dans la partie orientale du Pacifique les espèces de dauphins fréquemment associées aux thons (généralement avec des gros albacores) sont: le dauphin tacheté (*Stenella attenuata*), le dauphin à long bec (*S. longirostris*), et dans une moindre mesure, le dauphin commun (*Delphinus delphis*) ou encore le dauphin bleu et blanc (*S. coeruleoalba*); Buckland et Anganuzzi, 1988; Hall et al., 1992; Fiedler et Reilly, 1994). Ce type d'association est en apparence très rare dans les autres océans. Il n'a été reporté que pour 1,3% des coups de senne dans l'Atlantique Est (Stretta et Slepoukha, 1986).

Remarques sur le très faible nombre de coups de senne sur épaves flottantes dans la mer des Caraïbes

Il est important de rappeler que les épaves flottantes sont principalement de nature végétale et ont pour

origine les crues des grands fleuves. En conséquence, la très faible proportion de calées faites sur des bois dans la mer des Caraïbes peut paraître surprenante étant donné la proximité de cette mer avec les embouchures des fleuves Amazone et Orénoque (respectivement 1^{er} et 3^{ème} fleuves mondiaux en débit), qui à eux seuls représentent près de 20% des apports fluviaux de l'océan mondial.

En ce qui concerne le rôle respectif que jouent ces deux grands fleuves sud-américains sur l'environnement de la zone en question, les hypothèses avancées par les différents océanographes ont souvent été contradictoires. Il semble toutefois que l'importance prépondérante accordée dans le passé à l'Amazone déclinerait aujourd'hui au profit de l'Orénoque. En effet, bien que le sens du courant maritime d'Est en Ouest conduise à une forte entrée d'eau de l'Atlantique vers la mer des Caraïbes, l'influence des eaux amazoniennes semble n'être importante que de février à mai (courant des Guyanes et courant Nord Equatorial). Les images satellitaires de type CZCS (« Coastal Zone Color Scanner ») et les trajectoires de bouées dérivantes (Muller-Karger et al., 1988; Richardson et al., 1994) indiquent, qu'entre juin et janvier, une partie de la décharge de ce fleuve est entraînée vers le large à cause de la rétroflexion du courant du Nord du Brésil. Ces eaux rejoignent alors le contre-courant Nord Equatorial qui se dirige vers l'Est.

Le maximum des crues s'observe en mai-juin, ce qui implique que les objets inertes mettraient près d'un an pour atteindre la mer des Caraïbes. En conséquence, bien que les vieilles épaves (et en particulier celles qui sont partiellement submergées) soient les plus agréables vis-à-vis des thons (Hampton et Bailey, 1992; Hall et al., 1992), il est vraisemblable que la majorité d'entre-elles n'atteint pas la mer des Caraïbes. Elles seraient soit acheminées vers le large, soit arrêtées dans leur trajectoire par les îles de l'arc antillais avant d'arriver dans cette mer.

Par ailleurs, le flux d'eau atlantique diminuant dans la deuxième moitié de l'année, l'Orénoque (dont le maximum de décharge se produit en juillet-septembre) étend son influence, à cette époque, vers le nord des Caraïbes (Muller-Karger et al., 1989), or ce secteur n'est pas fréquenté par les senneurs vénézuéliens. Ce n'est qu'en début d'année que les eaux de l'Orénoque apparaissent dans le sud de la mer des Caraïbes. Cependant, ici aussi, l'impact de la décharge de ce fleuve sur cette zone de pêche semble limité. En effet, le panache d'eau resterait plaqué le long de la côte, où il conjuguerait ses effets avec ceux des nombreuses cellules de résurgence, induites par les vents entre janvier et avril, et qui s'étalent le long des côtes du Venezuela entre 60 et 67° Ouest (Aparicio, 1989). En conclusion, malgré la proximité géographique de l'embouchure de ces grands fleuves, la zone de pêche des senneurs vénézuéliens serait peu approvisionnée en épaves végétales.

Tactiques de pêche

Dans le contexte général d'incertitude, qui caractérise la pêche thonière de surface, une probabilité donnée « s'interprète comme une mesure du degré de confiance qu'un individu a dans la vérité d'une proposition particulière » (Brossier, 1989). Dans cette analyse, nous avons évalué des situations « moyennes » qui ne prennent en compte ni les différences individuelles de motivations des pêcheurs, ni leur habileté face aux événements de type « fortune de mer » (Chaboud, 1995). Cette approche permet toutefois de mettre en évidence des choix raisonnés et donc d'assimiler les tactiques basées sur la demande d'aide d'un canneur à des attitudes de prises de risques minimums. Le fort pourcentage de coups faits sous cette modalité, tel qu'il est observé dans cette pêcherie, confirmerait cette hypothèse (Fig. 5). En effet, on constate que les petits et moyens senneurs qui pêchent continuellement dans l'Atlantique Ouest emploient plus facilement les services des canneurs que les gros navires (de capacité supérieure à 600 t) qui n'y travaillent que saisonnièrement. Cette différence de comportement entre les deux classes de senneurs s'atténue toutefois au fil des ans.

Il est réaliste de penser que les capitaines des grands senneurs, travaillant essentiellement dans les vastes secteurs du Pacifique Est, sont plus habitués à prendre des décisions à hauts risques que les pêcheurs qui restent confinés à la mer des Caraïbes. La simulation du processus de choix par la méthode de Monte Carlo a montré que la probabilité de réaliser quelques gains importants, sans l'aide des canneurs, n'est pas négligeable lorsque la pêche se fait sur des baleines. Bien que l'on ne puisse pas établir de lien de cause à effet entre les deux, il se trouve que la période d'abondance apparente maximale des baleines correspond aux mois de présence des grands senneurs dans cette mer.

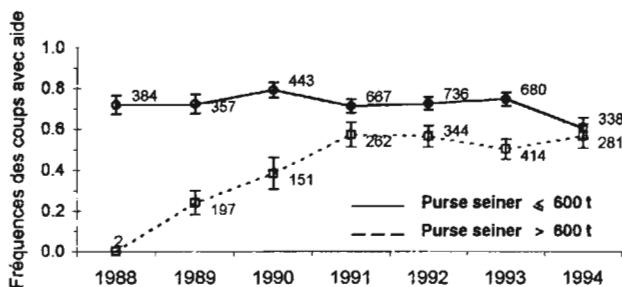


Figure 5. – Fréquences des coups de senne réalisés avec l'aide d'un thonier-canneur, entre 1988 et 1994, pour les senneurs vénézuéliens (petits et moyens ≤ 600 t; > grands 600 t); intervalles de confiance à 95% (loi binomiale) et nombres de coups de senne enregistrés.

Frequencies of sets made with the help of a baitboat, between 1988 and 1994, for the Venezuelan purse seiners (small and median ≤ 600 t; large > 600 t); confidence intervals at 95% level (binomial distribution) and number of sets recorded.

Parmi les nombreuses hypothèses qui peuvent être avancées, on peut penser que le volume d'informations échangé avec les capitaines des canneurs est moins important pour les grands senneurs que pour les petits et moyens senneurs. Il est possible également que disposant de navires plus rapides, ils ressentent moins la nécessité d'utiliser les services des canneurs pour fixer les bancs de thons qui se déplacent à grande vitesse dans cette mer.

Cette différence de comportement entre les pêcheurs « stochastiques » et les pêcheurs « cartésiens » a été analysée dans une étude de simulation de déplacement des flottilles par Allen et McGlade (1986). Les premiers prennent des risques, mais participent à la production d'une nouvelle information, alors que les seconds se contentent d'utiliser l'information existante. Une des conclusions de ce travail est que les découvertes faites par les pêcheurs téméraires, qui explorent l'aire totale de distribution du stock, ne sont profitables à l'ensemble de la flotte que si l'information circule parfaitement entre les deux flottilles. Une exploitation basée uniquement sur des pêcheurs « cartésiens » qui, par définition se confineront à des secteurs connus, déclinerait rapidement en raison d'une surpêche locale.

À la différence du critère d'espérance mathématique, la simulation tient compte de la variabilité des gains. Il est cependant difficile de généraliser et de prévoir un comportement type. En effet, cette variabilité peut entraîner des résultats inacceptables pour les décideurs en période d'années difficiles (observation vérifiée dans le domaine de l'agriculture, Brossier, 1989). En fonction des circonstances, les pêcheurs ont intérêt à modifier leurs stratégies et à développer celles qui limitent les pertes. Une étude complémentaire à ce travail serait d'analyser la typologie des tactiques de pêche (Ferraris, 1995) en fonction, par exemple, du niveau d'abondance de la ressource.

Les proportions de chaque indice de détection évoluent de manière assez voisine pour ces deux catégories de senneurs (Fig. 6). On assiste au cours de ces dernières années à une diminution de la fréquence de calées réalisées sur les bancs libres, au profit semble-t-il, des calées faites sur les requins-baleines. Sans enquête additionnelle sur la motivation des pêcheurs, cette tendance ne peut pas être interprétée en terme d'évolution des décisions. Cela peut tout autant correspondre à une modification de stratégie de pêche qu'à une simple adaptation à une variation de l'abondance des requins-baleines. Cette observation rejoint celle de Le Fur (1993) sur le fait que les grandes quantités d'informations contenues dans les bases de données (biologiques ou économiques) ne peuvent pas compenser le peu de connaissances que nous avons sur le comportement du pêcheur et sur la nécessité d'inclure des informations sur leurs motivations (Ferraris, 1995).

Un des facteurs importants à prendre en considération dans ce genre d'étude est la composante

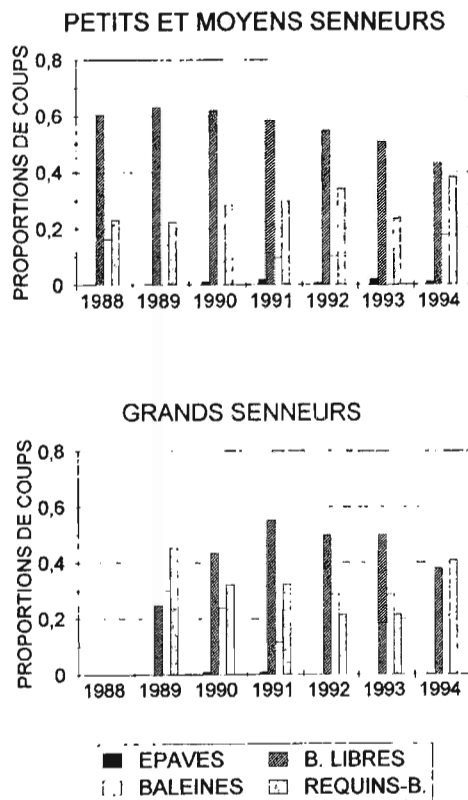


Figure 6. – Fréquences des coups de senne faits sur différents types d'association (épaves, bancs libres, baleines, requins-baleines) entre 1988 et 1994 pour les thoniers-senneurs vénézuéliens (≤ 600 t et > 600 t).

Frequencies of the sets made for different sighting indices (flotsam, non-associated schools, whales, whale sharks) between 1988 and 1994 for the Venezuelan purse seiners (≤ 600 t and > 600 t).

spatiale. Son choix se justifie lorsque le comportement du pêcheur varie en fonction de l'éloignement avec son port d'attache (Sampson, 1991). L'intégration de l'espace pose cependant quelques difficultés. Ainsi Opaluch et Bockstael (1984) et Allen et McGlade (1986) suggèrent que l'attrait d'une zone particulière est la résultante des gains attendus et des coûts de déplacement vers cette zone. Ces auteurs soulignent que les coûts ne sont pas toujours évaluables en termes monétaires, tels ceux qui consistent à acquérir une nouvelle expérience, à rompre avec la tradition, etc. Des exemples montrent que la spécialisation par zone de certains pêcheurs est telle qu'ils manifestent une réelle aversion pour passer d'un secteur peu performant, mais connu, à un secteur plus intéressant en terme de rendements, mais qu'ils ne connaissent pas (Hilborn et Ledbetter, 1985). En ce qui concerne notre étude, la zone de pêche des thoniers vénézuéliens dans l'Atlantique se limite à une étroite bande entre le continent et la latitude 13° Nord et les longitudes 60 à 70° Ouest. Il est donc peu probable que des différences de « coûts » entre les lieux de pêche interviennent dans

les décisions des pêcheurs vénézuéliens, à l'exception, peut-être des rares campagnes faites au large du plateau guyanais (entre 50 et 59° Ouest), où la distance et l'absence de zone d'appât (sardinelles) à proximité laissent supposer des stratégies particulières.

Enfin, dans cette étude, la prédictibilité des différentes espèces de thons, en fonction des indices de détection n'a pas pu être mise en évidence car très peu de gros albacores, de plus de $1,20$ m de longueur à la fourche, ont été observés dans les captures de la pêche de surface au Venezuela. Cette situation est cependant différente dans les autres océans, où depuis longtemps, les pêcheurs associent parfaitement la présence d'une espèce de thon avec tel ou tel type d'association. On sait par exemple que les gros albacores sont, soit associés aux dauphins dans le Pacifique Est (Buckland et Anganuzzi, 1988; Hall *et al.*, 1992; Fiedler et Reilly, 1994), soit plutôt trouvés en bancs libres dans l'océan Indien (où ils représentent 68% des captures faites sous cette modalité; Hallier et Parajua, 1992). A l'opposé, les épaves flottantes naturelles ou artificielles sont plutôt indicatrices d'albacores juvéniles et de listaos (à raison de 71% des prises faites sur des bois dans l'océan Indien; Hallier et Parajua, op. cit.).

CONCLUSION

La flotte vénézuélienne de senneurs recherche, au gré des saisons, les différents types d'associations rencontrés avec les thons. La présence de thoniers canneurs dans cette zone permet aux senneurs d'utiliser leur service afin d'augmenter les chances de succès des coups de senne. L'impact de cette aide sur le taux de coups nuls semble prépondérant dans le choix des tactiques de pêche qui privilégieraient ainsi la prudence au détriment de l'innovation. En effet, ce comportement conservateur est peu propice à la découverte de nouvelles zones de pêche (les thoniers canneurs ne pouvant pas s'éloigner des secteurs où ils s'approvisionnent en appât), voire à l'adoption de nouvelles technologies. Il est difficile cependant de bien évaluer si ce choix est volontaire ou si il est imposé par les contraintes physiques des navires qui travaillent dans cette mer (leur vitesse par rapport à celle des bancs de thons). De plus, cette conclusion est surtout basée sur un concept de gain moyen, bien que la méthode de Monte Carlo nous a permis d'estimer la variabilité de ces gains.

De nombreuses similitudes de comportements préventifs vis-à-vis du risque existent entre les agriculteurs et les pêcheurs. Ainsi les pratiques agricoles adoptées pour atténuer les risques reposent largement sur la dispersion des parcelles et sur la diversification des pratiques culturales (Milleville, 1989). Par analogie, la dispersion des zones de pêche et la diversification des espèces, ou des tailles commerciales recherchées apparaissent également comme des stratégies à caractères préventifs. De même, les moyens de lutte pour limiter les risques que

sont « l'artificialisation » du milieu ou l'adaptation à ses conditions, stratégies fréquemment combinées en agriculture, se retrouvent dans le domaine de la pêche thonière sous la forme d'innovations technologiques. On peut, par exemple, considérer que l'utilisation de dispositifs de concentration de poissons (DCP ou épaves artificielles) correspond à une « artificialisation » du milieu et que l'emploi de radars à oiseaux, de sonars, de sennes à plus grande vitesse de pénétration dans l'eau, etc., est une manière de s'adapter au risque. L'évolution de ces deux stratégies ne va pas toujours dans le même sens selon les océans. Ainsi dans le Pacifique Ouest, la mise au point de sennes plus performantes a permis de diminuer le nombre de calées sous épaves au profit de celles faites sur bancs libres, malgré un taux de coup nul élevé (proche de 50%) en raison de la profondeur de la thermocline (Hampton et Bailey, 1992). Dans l'Atlantique Est et dans l'océan Indien, au contraire, la généralisation de l'emploi d'épaves artificielles (Ariz *et al.*, 1992; Hallier et Parajua, 1992) a permis une dispersion des zones de pêche, une diversification des captures, et probablement, à défaut d'une augmentation sensible des rendements journaliers, une diminution de leur variabilité.

En ce qui concerne ce dernier point, il est intéressant de voir que dans le cas de l'émergence de nouvelles technologies agricoles, l'expérience montre que si l'écart-type augmente deux fois plus que la moyenne, le paysan refusera l'innovation (Brossier, 1989). La prise en considération de la variabilité est donc un élément indispensable pour expliquer l'attitude de rejet des pêcheurs face à l'apparition de nouvelles techniques.

Enfin, dans le cas précis de la pêche thonière, des pressions extérieures aux acteurs peuvent infléchir l'évolution de leurs tactiques et de leurs stratégies. Un bon exemple est donné dans le Pacifique Est, où en raison de la politique de « *Dolphin Free* » pratiquée par certains conserveurs, les senneurs peuvent développer une « aversion » pour la pêche sur dauphins, en dépit de l'intérêt économique et halieutique de pratiquer cette stratégie. Les capitaines qui décident au contraire de continuer ce type de pêche doivent tenir compte des mortalités accidentelles de dauphins, cumulées au cours d'une saison. Ils seront donc obligés de modifier leurs critères de décision en fonction des événements qui viennent de se succéder (approche Bayésienne de la décision). Il est prévisible que les mêmes pressions extérieures affecteront dans le futur la pêche sur épaves flottantes, en raison des rejets de la faune associée qui est capturée de manière accidentelle (Au, 1991; Arenas *et al.*, 1992). Dans le contexte international d'une pêche responsable, les nombreuses pêcheries mondiales de thonidés qui utilisent cette stratégie pourraient être dissuadées de persévérer dans cette voie.

ANNEXE

Le modèle Log-linéaire saturé ajuste parfaitement les données puisqu'il possède autant de paramètres

que de cellules mais ne présente pas d'intérêt pratique. L'objectif général est donc de trouver un compromis entre un modèle assez complet qui ajuste bien les données et un modèle relativement simple à interpréter. Le modèle qui comporte le plus petit nombre de paramètres significatifs est qualifié de parcimonieux. La qualité de l'ajustement du modèle est mesurée en comparant les effectifs théoriques et observés au moyen du rapport de vraisemblance G^2 (la statistique de Wilks) qui suit asymptotiquement une loi de χ^2 .

Le passage d'un modèle Log-linéaire à sa forme Logit se fait de la manière suivante: soit,

$$\begin{aligned} \text{Log}(m_{1jk}/m_{2jk}) &= \text{Log } m_{1jk} - \text{Log } m_{2jk} \\ &= \mu + \lambda_1^A + \lambda_j^B + \lambda_k^C + \lambda_{1j}^{AB} + \lambda_{1k}^{AC} + \lambda_{jk}^{BC} \\ &\quad + \lambda_{1jk}^{ABC} - (\mu + \lambda_2^A + \lambda_j^B + \lambda_k^C + \lambda_{2j}^{AB} + \lambda_{2k}^{AC} \\ &\quad + \lambda_{jk}^{BC} + \lambda_{2jk}^{ABC}) \\ &= (\lambda_1^A - \lambda_2^A) + (\lambda_{1j}^{AB} - \lambda_{2j}^{AB}) + (\lambda_{1k}^{AC} - \lambda_{2k}^{AC}) \\ &\quad + (\lambda_{1jk}^{ABC} - \lambda_{2jk}^{ABC}) \end{aligned}$$

Si la variable A possède deux modalités, étant donné les contraintes sur les paramètres (la somme des modalités de chaque effet est nulle, soit $\lambda_1^A + \lambda_2^A = 0$, d'où $\lambda_1^A = -\lambda_2^A$, etc.), cela se simplifie en :

$$= 2\lambda_1^A + 2\lambda_{1j}^{AB} + 2\lambda_{1k}^{AC} + 2\lambda_{1jk}^{ABC}$$

Finalement le modèle Logit qui représente les effets principaux de B et de C et de leur interaction BC sur le logarithme de la probabilité d'appartenir à la 1ère catégorie de A par rapport à la 2^{ème}, s'écrit :

$$= \alpha + \tau_j^B + \tau_k^C + \tau_{jk}^{BC}$$

Les estimations des paramètres τ étant égales à deux fois celles des λ , les estimations de leurs écart-types seront deux fois supérieures à celles de ces derniers ($\sigma(\lambda)$).

Rappelons que, dans le cas présent, les variables prédictrices sont qualitatives, ce qui correspond plus à la dénomination de modélisation Logit; le terme de régression logistique se référant plutôt à l'emploi de variables prédictrices continues (Demaris, 1990). Si, au lieu de traiter le tableau de contingence, nous avons appliqué une régression logistique sur la variable dépendante binaire (variable qui suit une distribution de Bernoulli), nous aurions obtenu des résultats équivalents. L'interprétation que l'on donne à l'effet du paramètre sur le rapport analysé est, cependant, différent selon le type de modèle linéaire généralisé que l'on utilise.

Remerciements

Ce travail a été réalisé dans le cadre des accords de coopération franco- vénézuéliens ORSTOM – UDO et ORSTOM – FONAIAP: convention générale ORSTOM – Consejo Nacional de Investigaciones Científicas y Técnicas (CONICIT). Il a bénéficié en 1993 d'un soutien financier de l'action incitative « Dynamique et usage des ressources renouvelables » de l'ORSTOM, dans le cadre du projet intitulé « Stratégie d'exploitation d'une ressource grégaire: l'exemple de la pêche thonière vénézuélienne ». Les auteurs remercient C. Chaboud et P. Cury (ORSTOM) pour leur soutien dans cette étude, ainsi que F. Laloë (ORSTOM), et les arbitres qui ont relu ce manuscrit.

RÉFÉRENCES

- Agresti A. 1990. Categorical data analysis. John Wiley and sons, New York, 558 p.
- Aitkin M. 1980. A note on the selection of Log-linear models. *Biometrics* **36**, 173-178.
- Allen P. M., J. M. McGlade 1986. Dynamics of discovery and exploitation: the case of the Scotian shelf groundfish fisheries. *Can. J. Fish. Aquat. Sci.* **43**, 1187-1200.
- Aparicio R. 1989. Meteorological and oceanographical conditions along the southern coastal boundary of the Caribbean Sea, 1951-1986. In: Implications of climatic changes in the wider Caribbean region. G. A. Maul ed. UNEP-IOC, 101-117.
- Arenas P., M. Hall, M. García 1992. The association of tunas with floating objects and dolphins in the Eastern Pacific Ocean. VI Association of fauna with floating objects in the EPO. In: International workshop on fishing for tunas associated with floating objects. IATTC, La Jolla, February 1992, 58 p.
- Ariz X., A. Delgado, A. Fonteneau, F. González, P. Pallares 1992. Logs and tunas in the eastern tropical atlantic. A review of present knowledges and uncertainties. In: International workshop on fishing for tunas associated with floating objects. IATTC, La Jolla, February 1992, 51 p.
- Au D. W. 1991. Polyspecific nature of tuna school: Shark, dolphin, and seabird associates. *U. S. Fish. Bull.* **89**, 343-354.
- Blaylock R. A., J. W. Hain L., J. Hansen, D. L. Palka, G. T. Waring 1995. U.S. Atlantic and Gulf of Mexico marine mammal stocks assessments. NOAA Tech. Mem. NMFS-SEFSC **363**, 211 p.
- Benedetti J. K., M. B. Brown 1978. Strategies for the selection of Log-linear models. *Biometrics* **34**, 680-686.
- Brossier J. 1989. Risque et incertitude dans la gestion de l'exploitation agricole. Quelques principes méthodologiques. In: Le risque en agriculture. M. Edlin, P. Milleville eds. Coll. A travers champs. ORSTOM Paris, 25-46.
- Buckland S. T., A. A. Anganuzzi 1988. Estimated trends in abundance of dolphins associated with tuna in the eastern tropical Pacific. *Rep. Int. Whale Comm.* **38**, 411-437.
- Burnham K. P., D. R. Anderson 1992. Data-based selection of an appropriate biological model: the key to modern data analysis. In: D. R. McCullough, R. H. Barrett eds. *Wildlife 2001: populations*. Elsevier, London U.K., 16-30.
- Cayré P., J. B. Amon Kothias, J.M. Stretta, T. Diouf 1988. Biologie des thons. In: Ressources, pêche et biologie des thonidés tropicaux de l'Atlantique Centre Est. A. Fonteneau, J. Marcille eds. *FAO Doc. Tech. Pêches* **292**, 157-268.
- Chaboud C. 1995. Risques et incertitudes dans les pêches: Le point de vue de l'économiste. In: Questions sur la dynamique de l'exploitation halieutique. F. Laloë, H. Rey, J. L. Durand eds. Coll. sémin. ORSTOM, 297-330.
- Dallal G. E. 1987. OCTA, a program for the Log-linear analysis of multidimensional contingency tables. *Am. Stat.* **41**, 328.
- Demaris A. 1990. Interpreting logistic regression results: a critical commentary. *J. Marriage Fam.* **52**, 271-277.
- Demaris A. 1991. A framework for the interpretation of first-order interaction in Logit modeling. *Psychol. Bull.* **110**, 557-570.
- Demaris A. 1992. Logit modeling. Practical applications. Sage University, Paper series on Quantitative applications in the social sciences. 07-086, Newbury Park, USA, Sage ed. 86 p.
- Draper N. R., H. Smith 1981. Applied regression analysis. John Wiley, New York.
- Eldin M. 1989. Du risque de sécheresse au risque de mauvaise récolte: un effort de clarification des concepts. In: Le risque en agriculture. M. Edlin, P. Milleville eds. Coll. A travers champs. ORSTOM Paris, 19-23.
- Evans R. H., D. R. McLain, R. A. Bauer 1981. Atlantic skipjack tuna: influences of mean environmental conditions on their vulnerability to surface fishing gear. *Mar. Fish. Rev.* **43**, 1-11.
- Ferraris J. 1995. Démarche méthodologique pour l'analyse des comportements tactiques et stratégiques des pêcheurs artisans sénégalais. In: Questions sur la dynamique de l'exploitation halieutique. F. Laloë, H. Rey, J. L. Durand eds. Coll. sémin. ORSTOM, 263-295.
- Fiedler P. C., S. B. Reilly 1994. Interannual variability of dolphin habitats in the eastern tropical Pacific. II: Effects on abundances estimated from tuna vessel 1975-1990. *U. S. Fish. Bull.* **92**, 451-463.
- Gaertner D., M. Medina-Gaertner 1992. An overview of the relationship between tunas and floating objects in the south of Caribbean Sea. In: International workshop on fishing for tunas associated with floating objects. IATTC, La Jolla, February 1992, 20 p.
- Gaertner D., M. Medina-Gaertner, C. Castillo, L. Martínez 1988. Instalación de un sistema de bitácoras para la pesca atunera de superficie en Venezuela y análisis de los primeros resultados. ICCAT, Coll. Sci. Pap. **28**, 130-140.
- Green R. E. 1967. Relationship of the thermocline to success of purse seining for tuna. *Trans. Am. Fish. Soc.* **96**, 126-130.
- Greenblatt P. R. 1976. Factors affecting tuna purse seine fishing effort. ICCAT, Coll. Sci. Pap. **6**, 18-30.

- Hall M., C. Lennert, P. Arenas 1992. The association of tunas with floating objects and dolphins in the Eastern Pacific Ocean. II The purse-seine fishery for tunas in the eastern Pacific Ocean. *In: International workshop on fishing for tunas associated with floating objects*. IATTC, La Jolla, February 1992, 58 p.
- Hallier J. P., J. L. Parajua 1992. Review of tuna fisheries on floating objects in the Indian ocean. *In: International workshop on fishing for tunas associated with floating objects*. IATTC, La Jolla, February 1992, 27 p.
- Hampton J., K. Bailey 1992. Fishing for tunas associated with floating objects: review of the western Pacific fishery. *In: International workshop on fishing for tunas associated with floating objects*. IATTC, La Jolla, February 1992, 59 p.
- Hilborn R., M. Ledbetter 1985. Determinants of catching power in the British Columbia salmon purse seine fleet. *Can. J. Fish. Aquat. Sci.* **42**, 51-56.
- Hilborn R., C. J. Walters 1992. Quantitative fisheries stocks assessment: choice, dynamics and uncertainty. Chapman and Hall, New York, 570 p.
- Hoenig J. M., D. M. Heisey 1987. Use of a Log-Linear model with the EM algorithm to correct estimates of stock composition and to convert length to age. *Trans. Am. Fish. Soc.* **116**, 232-243.
- Laloë F., A. Samba 1991. A simulation model of artisanal fisheries of Senegal. *ICES Mar. Sci. Symp.* **193**, 281-286.
- Lebart L., A. Morineau, M. Piton 1995. Statistique exploratoire multidimensionnelle. Dunod, Paris, 439 p.
- Lebreton J. D., K. P. Burnham, J. Clobert, D. R. Anderson 1992. Modeling survival and testing biological hypotheses using marked animals: a unified approach with case studies. *Ecol. Monogr.* **62**, 67-118.
- Le Fur J. 1995. Représentation de la complexité des exploitations halieutiques. *In: Questions sur la dynamique de l'exploitation halieutique*. F. Laloë, H. Rey, J. L. Durand eds. Coll. sémin. ORSTOM, 263-295.
- Marmuse C. 1983. Les aides à la décision: Techniques quantitatives de gestion. Nathan, Paris, 256 p.
- McCullagh P., J. A. Nelder 1983. Generalized linear models. Monograph on statistics and applied probability **37**, Chapman and Hall, New York, 511 p.
- Medina-Gaertner M., D. Gaertner 1991. Factores ambientales y pesca atunera de superficie en el Mar Caribe. *In: Report of the Yellowfin year program*, ICCAT, Coll. Sci. Pap. **36**, 523-550.
- Milleville P. 1989. Risque et pratiques paysannes: Diversité des réponses, disparité des effets. *In: Le risque en agriculture*. M. Edlin, P. Milleville eds. Coll. A travers champs, ORSTOM Paris, 179-186.
- Montaudouin X. de, J. P. Hallier, S. Hassani 1990. Analyse des données collectées lors des embarquements à bord des senneurs basés aux Seychelles (1986-1989). SFA Tech. Rep. No SFA/RetD/014, 34 p.
- Morand P., R. Laë 1992. Vers un traitement approfondi de l'information qualitative des enquêtes halieutiques: le modèle Log-linéaire et l'analyse logistique, appliqués au delta central du Niger. *In: Seminfor 5: Statistique impliquée*. F. Laloë ed. Coll. sémin. ORSTOM, 343-354.
- Muller-Karger F. E., C. R. McLain, P. L. Richardson 1988. The dispersal of the Amazon's water. *Nature* **333**, 56-59.
- Muller-Karger F. E., C. R. McLain, T. R. Fisher, W. E. Esaias, R. Varela 1989. Pigment distribution in the Caribbean Sea: observations from space. *Prog. Oceanogr.* **23**, 23-64.
- Northridge S. P. 1984. World review of interactions between marine mammals and fisheries. *FAO Fish. Pap.* **251**, 190 p.
- Opaluch J. J., N. E. Bockstael 1984. Behavioral modeling and fisheries management. *Mar. Res. Econ.* **1**, 105-115.
- Prouzet P., J. P. Martinet, J. Badia 1994. Caractérisation biologique et variation des captures de la grande alose (*Alosa alosa*) par unité d'effort sur le fleuve Adour (Pyrénées Atlantiques, France). *Aquat. Living Resour.* **7**, 1-10.
- Richardson P. L., G. E. Hufford, R. Limeburner, W.S. Brown 1994. North Brazil current retroflection eddies. *J. Geophys. Res.* **99**, 5081-5093.
- Sampson D. B. 1991. Fishing tactics and fish abundance, and their influence on catch rates. *ICES J. Mar. Sci.* **48**, 291-301.
- Shotton R. 1993. Risk, uncertainty and utility. A review of the use of these concepts in fisheries management. ICES CM. D71, 14 p.
- Sequert B., F. Marsac 1986. La pêche de surface des thonidés tropicaux dans l'océan Indien. *FAO Doc. Tech. Pêches* **282**, 213 p.
- Stretta J. M., M. Slepoukha 1986. Analyse des facteurs biotiques et abiotiques associés aux bancs de thons. *In: ICCAT Conf. intern. skipjack year progr.* 161-169.
- Tomassone R., M. Danzart, J. J. Daudin, J. P. Masson 1988. Discrimination et classement. Coll. Techniques stochastiques. Masson, Paris, 172 p.
- Whittaker J., M. Aitkin 1978. A flexible strategy for fitting complex Log-linear models. *Biometrics* **34**, 487-495.