

CONTRACT N° MA.1.233

**RATIONALIZATION OF BIOLOGICAL SAMPLING
FOR STOCK ASSESSMENT OF MARINE FISHERIES
IN THE BAY OF BISCAY**

CONFIDENTIAL FINAL REPORT

STRICTLY CONFIDENTIAL - FOR COMMISSION USE ONLY

except the summary for publication

**H. BEUCHER, R. CHEVALIER, J.L. DURAND, A. LAUREC, D. PELLETIER (1)
J. ALPERI, P. PEREDA (2)
R.GUICHET (3)
H. DUPOUY, I. PERONNET (4)**

**I F R E M E R
(Institut Français de Recherche pour l'Exploitation de la Mer)
Technopolis 40 - 155, rue Jean-Jacques Rousseau
92138 ISSY LES MOULINEAUX (France)**

ISSUING DATE : 22-08-1991

**RESEARCH PROJECT FINANCED BY THE COMMISSION OF THE EUROPEAN COMMUNITIES
WITHIN THE FRAM OF THE EEC RESEARCH PROGRAMME IN THE FISHERIES SECTOR
(" F A R ")**

- (1) IFREMER Nantes (France)**
- (2) I.E.O. Santander (Espagne)**
- (3) IFREMER La Rochelle (France)**
- (4) IFREMER Lorient (France)**

RATIONALISATION DES ECHANTILLONNAGES BIOLOGIQUES EN VUE
DE L' ETUDE DES STOCKS DU GOLFE DE GASCOGNE

S O M M A I R E

	Page
Summary and conclusions	1
Objectif	4
Introduction générale	4
Organisation générale et Administration du projet	7
Rapport scientifique	
Description du matériel et procédure	9
Résumé	10
1. - Etudes de sensibilité	
1.1. - Bases théoriques	12
1.1.1. - Les coefficients de sensibilité	
1.1.2. - Calcul des dérivées	
1.2. - Les programmes	21
1.3. - Exemples-Discussions	22
1.3.1. - Programme SENSAG	
1.3.2. - Programme MULICO	
2. - Optimisation de l' échantillonnage	
2.1. - Bases théoriques	29
2.1.1. - Analyse de la stratégie	
2.1.2. - Le plan de sondage	
2.1.3. - Les estimateurs	
2.2. - L' optimisation	34
2.2.1. - Grandeur Objectif	
2.2.2. - La procédure d' optimisation	
2.3. - Les programmes	44
2.4. - Exemples-Discussions	44
2.4.1. - Le plan de sondage et les estimateurs	
2.4.2. - La grandeur objectif	
2.4.3. - Synthèse des résultats	
Discussion	53
Analyse économique	54
Recommandation	54
Exploitation et commercialisation des résultats	54
Annexes	
1. - Coût global du projet	
2. - Table des symboles	
3. - Références	
4. - Tableaux et figures	
5. - Annexes techniques	
T1 : développements théoriques	
T2 : informatisation	

SUMMARY and CONCLUSIONS

The aim of this project is to perform statistical methods and computer programs allowing to test prognoses and diagnoses based on estimates of fishing mortalities, recruitments, yields per recruit, and the "gain-loss" function.

The project gathers the laboratories of the community working on the Bay of Biscay fisheries, namely :

- Santander in Spain (I. E. O)
- La Rochelle and Lorient in France (IFREMER).

A descriptive study has been carried out. The prepared documents contain a description of the procedures used to collect the information, by each of the laboratories involved, on :

- landings
- biological samplings.

More comprehensive data have been gathered on the species selected for simulation studies :

- hake (Merluccius merluccius),
- monkfish (Lophius piscatorius and L. budegassa),
- megrim (Lepidorhombus whiffiagonis and L. boscii).

In order to have available data, the laboratory of Santander has started a program to age monkfish (L. piscatorius) and megrim (L. whiffiagonis). So do the french laboratories for hake and megrim.

Theoretical studies are related to the use of applied mathematical and statistical techniques in fishery research :

- sampling techniques which allow to rationalize the sampling designs by considering both cost and accuracy,
- the so called "delta methods" associated with the use of Taylor's expansions which allow investigations on biases and variances and provide a tool for sensitivity analysis. Indeed, the consequences of inaccuracy related to the choice of the values given to some parameters can be easily assessed by sensitivity analysis which synthesizes vulnerability of a diagnosis to this uncertainty.

This latter study deals with estimates of population at age, fishing mortality and yield per recruit which come from Gulland's virtual population analysis or Jones' length cohort analysis. These estimates are functions of M_t the instantaneous coefficient of natural mortality, F_t the fishing mortality at the final age of exploitation and C_t the catch-at-age data. The first and second order derivatives have been developed. Partial formulas have been given by various authors for the computation of first order, total and partial, derivatives of fishing mortalities and yield per

recruit. These results are supplemented and extended to the use of variable intervals of time and natural mortalities. As a matter of fact, analyses with time interval less than one year are expected to be more frequently implemented; moreover the latest works in the North Sea area show that it can be of interest to change natural mortality rates with age. These improvements also affect second order derivatives which are necessary for the appraisal of biases and can be useful, in some cases, to estimate variances. The techniques submitted are devoted to the usual cohort analysis but can be adapted to the Jones' analysis. They are set up on algorithms introduced by LAUREC(24).

Sampling studies were devoted to the estimation of commercial catch data. After analysis of actual sampling designs we propose an optimizing process, bearing in mind that we never obtain, strictly speaking, optimal sampling plans but only sub-optimal answers conditioned by a set of constraints. We use a classical technique which consists in minimizing the variance of a function of the catches for a given cost. Except the TAC, we retain the same functions as for sensitivity analysis.

The results obtained make possible the writing of computer programs covering the following two topics :

- the program SENSAG related to sensitivity analysis,
- the program OPTAGE which deals with sampling problems.

Both programs are restricted to a single cohort and assume a steady state in the fisheries. The first versions of these programs were sent to our Spanish colleagues at the I. E. O. in SANTANDER for adaptation and trials. Constructive criticism, suggestions and comments have emerged from these applications. Trials were also carried out at the IFREMER laboratories in LA ROCHELLE and LORIENT. They were applied to several species from various areas in order to cover a large range of different features, and detect and eliminate possible bugs. We do hope we have succeeded in this way.

As they stand, these programs can be used for a variety of species and areas. In spite of the underlying restricting hypotheses, they are expected to provide results which are sufficiently robust to be useful in investigating sensitivity or designing sampling strategies.

However, the analysis is extended to a multicohort approach, which represents a more realistic situation. The equilibrium hypothesis, implicitly given up in multicohort analysis, was maintained as far as the optimizing program was concerned.

Theoretical analysis allowed the writing of the program MULTCO, which deals with sensitivity analysis, and of a second version of OPTAGE with addition of covariance terms. As previously, versions of these programs were sent to our Spanish colleagues at the I. E. O. in SANTANDER for adaptation and trials. Trials were also carried out at the IFREMER laboratories in LA ROCHELLE and LORIENT.

Sensitivity analyses were extended to the case of data disaggregated by fleet and to the short term projection with estimation of Total Allowable Catch (T.A.C). These functions were added to the multicohort program MULTCO. These latter developments about sensitivity were not used in the optimizing program. As a matter of fact, stratification by fleet of the population of interest is not necessary, even though we wish to have estimates of catches and their variance for some of these fleets. It is not likely that a new level of stratification offers some advantages.

Program OPTAGE deals with landings broken down by age. However, in some cases, age readings will be missing, frequently for technical reasons, but also by lack of funds. An adaptation of the program OPTAGE was written in order to allow landing analysis and optimization by length class.

A systematic study has been carried out by all the laboratories concerned by the project, to assess the consequences of the various choices given by the programs. The main features of this study were recorded in the appendix of this report.

Sensitivity analysis and sampling theory and optimization are two complementary tools to assess and improve confidence that fishery scientists and managers can place in stock assessment conclusions.

Generally, sensitivity analyses are conducted by stochastic simulations. This study is devoted to an extensive use of Taylor's expansion which, when feasible, can offer an analytical understanding of the results, which are only observed by simulations (27). Theoretical developments can be found in the first part of the technical appendix.

Before sampling commercial catches we need to decide how sampling efforts are to be allocated among sampling strata or stages. Procedures for determining optimal allocation for a single parameter are well-documented (10), (46). Solution through Taylor's expansion and any function of the catches is presented (more details in the first part of the technical appendix).

Computer programs all are presented in the second part of the technical appendix.

What we can say here is that, for both analyses, results are closely related to the nature of the function analysed. For instance, concerning natural mortality and weights, sensitivities are smaller for yield per recruit than for the "gain-loss" function. This is also one of the main features as far as optimizing issues are concerned. Thus, for the same level of accuracy, we need a greater sampling intensity for the "gain-loss" function than for yield per recruit. The choice of the model and the level of precision are questions which have to be answered from an assessment or management point of view (15).

OBJECTIF

L'objectif est d'élaborer des méthodes statistiques et des logiciels informatiques qui permettent aux biologistes en charge du suivi des différents stocks :

- 1) d'évaluer la qualité : a) des diagnostics basés sur les estimations de mortalités par pêche et des effectifs issues de l'analyse de population virtuelle (VPA) et sur le concept de rendement par recrue; b) des prévisions attachées à la notion de capture totale admissible (TAC).
- 2) de choisir et d'appliquer les stratégies optimales d'échantillonnage pour la collecte des données de capture, paramètres essentiels de l'analyse de population virtuelle.

INTRODUCTION GENERALE

Le présent rapport comporte trois volets :

a)-Une étude théorique destinée à évaluer l'apport des méthodes delta, qui par approximation des fonctions par des développements limités permettent de calculer des valeurs approchées des variances et des biais. Ces développements seront obtenus par dérivation analytique

b)-Des travaux informatiques visant à écrire les logiciels correspondant aux méthodes développées ci-dessus.

c)- Des applications sur des stocks pilotes du Golfe de Gascogne :

- merlu (Merluccius merluccius)
- les baudroies (Lophius piscatorius et L. budegassa)
- les cardines (Lepidorhombus whiffiagonis et L. boscii).

Les études théoriques portent sur l'adaptation de techniques de mathématiques et de statistiques appliquées au domaine de l'halieutique:

- les méthodes reposant sur les développements limités, parfois appelées méthodes delta, conduisant aux études de sensibilité,
- les techniques d'échantillonnage fournissant une voie d'approche pour rationaliser les stratégies d'échantillonnage en combinant les notions de coûts et de précision.

La confiance que les biologistes des pêches accordent aux conclusions de leurs études sur les stocks est limitée par la précision des données collectées en routine. Ce problème a été traité par divers auteurs qui ont appliqué la théorie de l'échantillonnage et le concept d'optimisation pour évaluer la précision des estimations des captures et déterminer des stratégies d'échantillonnage plus efficaces. Certains se sont limités à la dernière étape du plan d'échantillonnage qui est typiquement un échantillonnage en deux phases pour l'estimation des effectifs par âge : MACKETT (30), KIMURA (22), JINN et al. (19), LAI (24); d'autres ont traité le problème dans son ensemble : SOUTHWARD (42), BRENNAN et PALMER (5), SCHWEIGERT et SIBERT (39). Toutefois ces travaux ne jugent le plus souvent de la pertinence d'une stratégie

qu'au travers des résultats intermédiaires que sont les estimations des captures. Or RIVARD (37), LAUREC (25) montrent la nécessité de pousser l'analyse jusqu'à ses conclusions finales.

Aussi, les grandeurs retenues dans le cadre de l'étude d'optimisation sont des produits de l'analyse des cohortes usuelle :

- mortalités par pêche,
- recrutements,
- rendements par recrue et fonction gain-perte.

Les études de sensibilité sont le plus souvent réalisées au moyen de techniques de simulations. La puissance d'une telle procédure a été largement démontrée (31). Mais, les approximations réalisées à partir de la formule de Taylor, quand elles sont calculables, peuvent aussi être très utiles. Elles donnent des résultats dont la précision est le plus souvent suffisante et offrent une possibilité d'analyse des résultats que ne permettent pas les études par simulation.

Le calcul des dérivées partielles a été explicité à partir d'algorithmes développés par LAUREC. Il porte sur les dérivées d'ordre 1 et 2 des fonctions précédemment citées par rapport aux paramètres du modèle : mortalités naturelles, F terminaux et effectifs capturés par classe de tailles ou classe d'âges. Des éléments de dérivation à l'ordre 1 des produits de l'analyse des cohortes ont été donnés par divers auteurs (voir annexe technique). Les résultats ont été complétés et généralisés par l'utilisation d'un pas de temps quelconque et de mortalités naturelles variables avec l'âge. En effet, les analyses sur une base inférieure à l'année sont appelées à se généraliser et par ailleurs les travaux menés en mer du Nord montrent qu'il peut y avoir intérêt à moduler les coefficients de mortalité naturelle en fonction de l'âge. Les techniques présentées sont consacrées aux analyses de cohortes usuelles mais peuvent être adaptées aux analyses de JONES.

L'analyse des plans d'échantillonnage utilisés nous a conduits à proposer une procédure d'optimisation, étant bien entendu qu'un processus d'optimisation ne débouche pratiquement jamais sur un plan de sondage optimal au sens absolu du terme. Il s'agit de solutions sub-optimales conditionnées par un ensemble d'hypothèses et de contraintes.

Les études théoriques ont d'abord été développées dans le cas d'une cohorte isolée et ont abouti à l'écriture de deux programmes informatiques :

- SENSAG destiné à l'étude de la fiabilité des résultats issus de l'analyse de cohorte et de modèles associés (sensibilités et variances);
- OPTAGE qui permet de définir une répartition "optimale" de l'effort d'échantillonnage, une grandeur objectif ayant été identifiée.

Il faut préciser que ces deux programmes supposent, implicitement, un "état d'équilibre des pêcheries".

Les travaux se sont poursuivis par l'extension de l'analyse au cas multicohorte. L'hypothèse de stabilité des pêcheries, implicitement

abandonnée dans l'analyse multicohorte, devait être conservée pour l'étude des problèmes d'optimisation.

L'analyse théorique conduite sur ces sujets a permis l'écriture du programme MULTCO, consacré à l'étude des sensibilités et des variances, et d'une deuxième version du programme OPTAGE traitant de l'optimisation. Notons ici, que cette version du programme OPTAGE se caractérise notamment par l'adjonction des termes de covariances.

La réflexion devait se prolonger suivant deux directions.

Tout d'abord, dans les cas où l'on dispose de données désagrégées par métier, la question peut se poser d'une extension, par métier, des études de sensibilité et d'estimations de variances, vis-à-vis des différents paramètres. En ce qui concerne l'optimisation de l'échantillonnage, les analyses précédentes nous avaient déjà conduits à la conclusion, qu'il était peu probable que l'addition d'un niveau supplémentaire de stratification soit bénéfique.

Par ailleurs, l'étude théorique des sensibilités a été étendue au cas des projections à court terme avec l'estimation des captures admissibles (TAC). L'analyse de cette nouvelle grandeur a été introduite dans le programme MULTCO.

Ces derniers développements concernant les sensibilités n'ont pas induit de nouvelles applications au niveau des procédures d'optimisation. En effet, la stratification par métier de la population échantillonnée n'est pas nécessaire même si l'on désire avoir des estimations de captures et leur variance pour certains métiers. Par ailleurs, la notion de TAC perd beaucoup de son intérêt dans le cas d'une pêcherie en équilibre.

Le programme OPTAGE traite des débarquements ventilés par classe d'âge. Cependant, dans certains cas, les lectures d'âge pourront faire défaut, le plus souvent pour des raisons techniques mais aussi par manque de moyens. Une version du programme OPTAGE a été écrite afin de permettre l'analyse des débarquements structurés par classe de longueurs. Ce programme OPLONG peut utiliser les mêmes grandeurs objectif que le programme OPTAGE. En ce qui concerne le rendement par recrue ou la fonction gain-perte on pourra se servir des éléments (dérivées) fournis par le logiciel ANALEN (8).

Des applications réalisées sur les trois espèces retenues permettent d'identifier les points sensibles de ces techniques, de reconnaître les liens existant entre elles et de préciser leurs limites et leurs contraintes.

Nous présentons d'abord les résultats afférents aux études de sensibilité, certains concepts présentés dans cette analyse étant utilisés dans les procédures d'optimisation de l'échantillonnage.

Les analyses théoriques et la présentation des programmes informatiques ont été développées en détail dans une annexe technique, tome 1 et 2, Seuls les principaux résultats sont repris dans le corps du rapport.

ORGANISATION GENERALE ET ADMINISTRATION DU PROJET

L'équipe française ayant collaboré à ce projet appartient au département des ressources halieutiques dont on peut résumer comme suit les principales activités scientifiques :

- analyse de l'état des ressources par les méthodes de la dynamique des populations exploitées;
 - évaluation des ressources par les méthodes directes : campagnes de prospections chalutières, prospections acoustiques, études des oeufs et larves;
 - étude des relations entre les flottilles de pêche et les stocks halieutiques;
 - analyse des conditions de recrutement des stocks.
 - mise au point de méthodologie et de stratégie d'évaluation, étude des impacts des mesures d'aménagement et de gestion;
 - analyse des pêcheries, étude du comportement des entreprises de pêche.
- Ces deux derniers sujets étant traités en collaboration avec la cellule des économistes.

Les études théoriques et les premiers travaux informatiques ont été réalisés par l'équipe du Laboratoire ERHAL du Centre de Nantes, spécialisée dans les études méthodologiques.

Les chercheurs de Lorient et de La Rochelle associés au projet travaillent principalement sur l'analyse de l'état des ressources et sur les évaluations par les méthodes directes. Organisant la récolte et la mise en forme des données, ils ont participé à la mise au point des programmes en réalisant les tests de validation.

Parmi les domaines de recherche l'IEO (Institut Espagnol d'Océanographie), les problèmes halieutiques bénéficient d'une attention spéciale. Le centre océanographique de Cantabrie a accru ses activités en ce domaine depuis 1973 et développé un programme spécifique "Evaluation des Ressources dans les eaux Communautaires".

Les activités liées à ce programme peuvent se regrouper en deux thèmes :

- Recueillir les données de base et participer à l'analyse des pêcheries dans les groupes de travail du CIEM, ou dans les groupes "ad hoc" d'organismes similaires.
- Recueil et exploitation des données biologiques et analyse de l'activité des flottilles de pêche.

Un réseau d'échantillonnage, couvrant la corniche cantabrique (de Ribadeo à Fuenterrabia), permet d'obtenir les informations nécessaires concernant les captures, les efforts de pêche et les composition en taille des espèces principales du golfe de Gascogne.

Les exigences du projet ont imposé à l'équipe espagnole une augmentation de l'activité consacrée à la collecte des données, essentiellement au niveau des lectures d'âge.

Les programmes écrits et documentés ont été adaptés et traduits par l'équipe espagnole de Santander. Les tests de validation portant sur différents types de données et faisant jouer les diverses options du programme ont provoqué suggestions et commentaires qui ont été pris en compte pour l'écriture des versions définitives.

L'équipe espagnole a également assuré la traduction des développements théoriques.

RAPPORT SCIENTIFIQUE

DESCRIPTION DU MATERIEL ET DES PROCEDURES

Le projet a été réalisé par les laboratoires de Nantes, Lorient, La Rochelle (IFREMER) pour la partie française et le laboratoire de Santander (IEO) pour la partie espagnole avec, respectivement, une participation de 28 et 23 mois-chercheurs.

Les travaux ont été exécutés suivant le programme qui avait été présenté et repris dans l'annexe I du contrat. Les analyses théoriques, les travaux informatiques et les applications sur des espèces du Golfe de Gascogne ont été menés avec, évidemment, un certain décalage entre les différents termes de cette séquence. Rappelons que l'étude comporte deux sujets, fortement liés par la nature des questions posées et par les techniques utilisées, qui ont été abordés conjointement :

- étude des sensibilités et évaluation des variances,
- recherche d'une répartition optimale de l'effort d'échantillonnage.

La première phase (1/3/1989-28/2/1990) a été consacrée aux études théoriques limitées au cas d'une cohorte isolée en situation d'équilibre, et à l'écriture des premières versions des programmes SENSAG et OPTAGE.

Au cours de la deuxième phase (1/3/1990-28/2/1991) les analyses ont été étendues au cas multicohorte. Elles ont permis l'écriture du programme MULTICO et l'extension du programme OPTAGE. Les précédentes études portent sur les captures totales réalisées au cours d'une certaine période. Lorsque l'on dispose de données désagrégées par flottille (métier), la question peut se poser d'une extension au niveau flottille des études de sensibilité et d'estimation de variances, vis-à-vis des différents paramètres intervenant dans les modèles utilisés. L'analyse théorique s'est poursuivie dans cette direction; elle n'a pas donné lieu à des travaux informatiques particuliers. Enfin, l'étude théorique des sensibilités a été étendue au cas des projections à court terme avec estimation des captures totales admissibles (TAC). L'analyse de cette nouvelle grandeur a été introduite dans le programme MULTICO.

Au cours de la dernière phase (1/3/1991-31/8/1991) les développements théoriques ont été arrêtés. L'évaluation pratique des logiciels s'est poursuivie au cours de cette période en même temps qu'était assurée la rédaction des rapports finaux.

Selon le protocole proposé, les analyses théoriques et les premières versions des logiciels ont été écrites par les équipes françaises. Ces premières versions étaient remises à l'équipe espagnole qui assurait l'adaptation des logiciels, procédait à des essais et simulations et assurait les modifications résultant de ces applications. Ces tests, également réalisés à Lorient et La Rochelle, portent sur des données d'échantillonnage : distributions par classe de tailles et distributions par classe d'âge, dont la collecte a dû être intensifiée notamment en ce qui concerne les lectures d'âge. Si l'on déduit l'activité consacrée aux développements théoriques, à la concertation et à l'écriture des rapports, le travail sur ordinateur, écriture des

programmes informatiques, tests et calculs divers, représente une bonne moitié du temps consacré au projet.

Compte tenu de la nature du projet, l'essentiel du matériel utilisé était du matériel informatique. Les programmes cités ci-dessus, écrits en fortran 77 (version 4.01 de MICROSOFT), ont été mis au point sur SUN3 (3000 instructions par seconde et 4 Mo de mémoire). Les versions définitives ont été adaptées pour être utilisées sur micro-ordinateur compatible IBM-PC; le système d'exploitation est le MS-DOS. D'autres programmes ont été développés, écrits en Fortran 77 ou en Basic, pour assurer l'extraction et la mise en forme des données ou pour assurer des calculs intermédiaires au cours des applications.

Les paramètres intervenant dans les modèles utilisés : taux de mortalité naturelle M , taux de mortalité par pêche F_T et paramètres de croissance sont ceux couramment utilisés lors des évaluations.

RESUME

Parallèlement à la mise au point des modèles utilisés pour la gestion des pêcheries, il est essentiel de développer les techniques permettant d'évaluer les incertitudes pesant sur les résultats finaux.

En effet, le modèle se présentera le plus souvent sous la forme d'une ou de plusieurs expressions mathématiques, comportant des variables ou paramètres dont on ignore, en général, les valeurs vraies. Il faudra donc obtenir des estimations de ces valeurs, qui s'écarteront plus ou moins des valeurs exactes.

Mesurer l'impact de ces erreurs sur les résultats chiffrés fournis par les modèles, et évaluer ainsi la fiabilité des analyses subséquentes, sont une étape essentielle dans le processus de gestion des pêcheries.

L'étude présentée repose sur les techniques d'analyse des cohortes, fondées sur les équations de captures et de survie, et sur l'équation du rendement par recrue qui utilise les résultats de l'analyse des cohortes, (mortalités par pêche), et fait référence à une situation d'équilibre.

Les grandeurs retenues pour analyse sont :

- les mortalités par pêche,
 - le recrutement,
 - les rendements par recrue et la fonction gain-perte,
- elles seront couramment identifiées par la lettre Φ .

Ces grandeurs sont fonctions de trois types de paramètres ou variables :

- les mortalités naturelles M_i ,
 - les F terminaux F_T ,
 - les captures par âge (taille) C_i ,
- qui pourront être identifiés par la lettre Θ .

On aura donc la formule générale :

$$\Phi = \Phi(\theta_1, \dots, \theta_k, \dots, \theta_r)$$

Φ et θ_k représentant les valeurs exactes.

θ'_k étant une estimation de θ_k , on obtiendra une estimation Φ' de Φ :

$$\Phi' = \Phi(\theta'_1, \dots, \theta'_k, \dots, \theta'_r)$$

Les techniques d'approximation par développements limités permettent deux types d'analyse :

- étude de la sensibilité de la fonction Φ aux erreurs commises sur les paramètres θ_k ;
- étude de la précision statistique de Φ' déduite de la variabilité des paramètres θ'_k .

La mesure de la précision ainsi obtenue, tient compte de l'existence éventuelle du biais lié au fait que, généralement, la moyenne de Φ' n'est pas égale à Φ :

$$E(\Phi') = \Phi + \text{Biais}$$

L'étude de la précision se traduit par une relation liant la variance de Φ' aux variances des θ'_k . Dans les cas où les paramètres θ_k sont estimés à partir d'opérations d'échantillonnage suivant un plan bien défini, les variances des θ'_k peuvent s'exprimer, au moins de manière approximative, sous la forme d'une relation algébrique. On pourra donc utiliser des procédures d'optimisation pour répartir au mieux l'effort d'échantillonnage entre les diverses unités, ou strates, qui structurent l'univers sondé.

Nous ferons une analyse séparée des faits et programmes relevant des études de sensibilité et de ceux plus directement reliés aux techniques d'échantillonnage et d'optimisation des plans de sondage.

Des exemples, développés sur les espèces cibles du projet, permettent de souligner l'intérêt et de marquer les limites des outils proposés.

Les développements théoriques et techniques sont présentés dans l'annexe technique (tome 1 et 2). Nous ne reprendrons dans cet exposé que les parties essentielles à la compréhension des résultats et discussions subséquentes.

1- ETUDES DE SENSIBILITES

1.1- RAPPELS THEORIQUES

1.1.1- Les coefficients de sensibilité

A partir des observations on peut calculer l'estimation θ' d'un paramètre θ , ou plus généralement, les estimations $\theta'_1 \dots \theta'_x$ d'un ensemble de I paramètres. Si l'on s'intéresse à une fonction Φ des I paramètres, on en déduit une estimation de Φ :

$$\Phi' = \Phi(\theta'_1, \dots, \theta'_x)$$

L'estimation des paramètres est, en général, entachée d'incertitudes. Pour en explorer les conséquences sur les conclusions liées à la valeur estimée Φ' , on peut examiner si des variations de θ'_1 modifient, de façon importante, la valeur de Φ' , c'est-à-dire évaluer la sensibilité de la fonction Φ au paramètre θ_1 .

Les développements limités permettent de définir des coefficients de sensibilité. Les coefficients de sensibilité absolue d'ordre 1 seront identifiés aux dérivées partielles $d\Phi/d\theta_1$. Toutefois, il est souvent plus commode de s'attacher aux variations relatives des deux quantités étudiées. On utilise pour cela les coefficients de sensibilité relative. Les coefficients d'ordre 1 s'écriront :

$$\alpha_1 = \frac{\theta_1}{\Phi} \frac{d\Phi}{d\theta_1}$$

Nous retiendrons l'expression "coefficient de sensibilité" pour désigner les coefficients de sensibilité relative et conserverons la dénomination "dérivées partielles" quand il sera question de coefficients de sensibilité absolue.

Les coefficients varient avec les valeurs de référence. En pratique, les calculs s'effectueront avec pour valeurs de référence les meilleures estimations $\{\theta'_1\}$ de $\{\theta_1\}$.

Ces coefficients apparaissent souvent comme une bonne quantification des sensibilités.

Lorsque plusieurs paramètres sont en cause, il faut toutefois prendre garde aux possibles risques d'interprétation "séparée" des différents coefficients, quand les incertitudes relatives à différents paramètres sont liées. En effet, les dérivées partielles vis-à-vis d'un paramètre sont calculées, les autres paramètres étant maintenus à valeur constante. Si les incertitudes sont liées, interpréter séparément les coefficients issus de telles dérivées partielles équivaut à ne pas prendre en compte le lien entre les sources d'incertitude.

La poursuite jusqu'à l'ordre 2 des développements limités permet le calcul de coefficients de sensibilité d'ordre 2. Ces coefficients sont plus difficiles à interpréter directement. Ils sont pourtant utiles pour l'évaluation des biais. Par ailleurs, quand les fonctions Φ présentent une forte non linéarité, ils en sont les révélateurs et permettent de juger de la valeur de l'approximation fournie par les coefficients d'ordre 1.

1.1.2- Calcul des dérivées partielles des grandeurs de référence

a)- Cas du monocohorte

Analyse des cohortes, et calculs de rendements par recrue selon le modèle de Thompson et Bell (45) jouent un rôle clé dans les évaluations. Le produit de ces analyses est fonction de diverses variables d'entrée. Le calcul des dérivées des fonctions correspondantes permet, entre autres, d'effectuer des analyses de sensibilité ou différents types d'optimisation.

Des éléments de dérivation à l'ordre 1 des produits de l'analyse des cohortes ont été donnés par Sampson (38), mais il est possible d'utiliser un meilleur algorithme que celui suggéré par cet auteur, en reprenant le principe introduit par Laurec (25).

Les principes de dérivation des rendements par recrue apparaissent dans Laurec et Mesnil (28). Le présent rapport a pour but de compléter ces articles et de montrer ainsi que les dérivées premières, et même secondes sont accessibles au prix de calculs parfois fastidieux, mais relativement faciles à implanter sur ordinateur.

Les développements relatifs à ces calculs sont consignés dans le premier tome de l'annexe technique, notamment dans le chapitre 3 où sont données les méthodes de calcul et les algorithmes utilisés. Ils sont consacrés aux analyses de cohortes usuelles, par opposition à l'analyse des cohortes de JONES (20) et (21). Les techniques présentées peuvent être adaptées à l'analyse de JONES, rendant inutiles les approximations de Mesnil et Laurec (27).

Il a été décidé de raisonner avec un pas de temps quelconque, car les analyses sur une base inférieure à l'année sont appelées à devenir courantes, et de considérer des mortalités naturelles variables avec l'âge. Ce second point fait suite aux récents travaux conduits en Mer du Nord qui réévaluent substantiellement les mortalités naturelles des juvéniles de diverses espèces et définissent des vecteurs de taux de mortalité naturelle.

En premier lieu les grandeurs considérées sont les effectifs et les taux de mortalités par pêche, les dérivées étant calculées par rapport aux captures, aux taux de mortalités naturelles et aux F terminaux.

La seconde partie traite du calcul des dérivées des rendements par recrue. La dérivation sera faite en fonction des taux de mortalité naturelle et par pêche, qui peut se combiner avec les dérivations du premier paragraphe, et en fonction des paramètres de croissance

(K, L_{INF}, T_0) de Von BERTALANFFY et de l'exposant b de la relation taille-poids.

b)- Extension au multicohorte

L'extension de l'étude des sensibilités au cas plus réaliste d'une analyse multicohorte a été développée par D. PELLETTIER (34).

Si l'on s'intéresse à des grandeurs se rapportant à une seule cohorte, mortalités par pêche ou effectifs, l'analyse multicohorte n'apporte rien de nouveau aux résultats établis pour une cohorte isolée. Mais le seul examen des séries de recrutements ou du tableau des valeurs de F ne donne que des informations partielles sur le niveau des stocks et les mortalités induites par la pêche. Pour les besoins de la gestion des pêcheries, il est nécessaire de disposer d'autres outils. Le rendement par recrue équilibré est l'un de ceux-ci.

Le rendement total en poids, fourni par un groupe de recrues entrant dans la pêcherie, est calculable par intégration de toutes les captures effectuées sur ces recrues au cours de leur passage dans la pêcherie.

Si toutes les cohortes présentes dans la pêcherie étaient de même effectif à l'âge du recrutement et si toutes subissent le même régime d'exploitation, la pêcherie atteint un état d'équilibre. Dans ce cas, les captures de chaque année sont égales aux captures qu'offre une cohorte au cours de son existence. Le rendement par recrue annuel sera constant et égal au rendement moyen calculé pour une recrue. Lors d'une analyse multicohorte, il est possible de calculer des valeurs de référence des taux de mortalité par pêche, en moyennant les valeurs fournies par la VPA pour plusieurs cohortes. On obtient un "diagramme moyen d'exploitation", vecteur dont l'élément courant est représenté par \bar{F}_i .

On aura, avec les notations de l'article cité (34) :

$$Y_R = \sum_{i=1}^{T-1} \frac{\bar{F}_i W_i S_i}{Z_i} [1 - \exp(-Z_i \delta T_i)] + \frac{\bar{F}_T W_T S_T}{Z_T} [1 - (1 - IGP) \exp(-Z_T \delta T_T)]$$

- δT_i représente l'intervalle de temps entre l'âge i et l'âge $i+1$.
- IGP est égal à 1 si le dernier groupe est un "groupe plus", 0 autrement.
- Z_i est le taux de mortalité totale ($Z_i = \bar{F}_i + M_i$)
- \bar{W}_i est le poids moyen à l'âge i dans le stock.
- S_i est la proportion de survivants correspondant à un recrutement donné :

$$S_i = \exp \left[\sum_{j=1}^{i-1} -(\bar{F}_j + M_j) \delta T_j \right]$$

Les rendements par recrue peuvent être calculés en modifiant les diagrammes d'exploitation. On peut ainsi prévoir les états d'équilibre prévisibles à long terme quand on fait varier les efforts de pêche ou le maillage des engins. Toutes modifications apportées à ces deux paramètres, séparément ou simultanément, entraînent une variation du diagramme d'exploitation qui sera évaluée en fonction des valeurs de référence :

$$F'_{\pm} = m_{\pm} \bar{F}_{\pm}$$

Lorsque seuls les efforts de pêche sont modifiés, on peut concevoir des valeurs m_{\pm} indépendantes de l'âge. On notera m cette valeur commune qui sera le plus souvent désignée "multiplicateur d'effort".

Un changement de l'effort de pêche mesuré par m entraînera, par rapport au régime de référence, un gain ou une perte sur le rendement par recrue à l'équilibre. Pour mesurer l'amplitude de cette variation on retiendra la fonction de "gain-perte" définie par la relation :

$$\Omega = 100(Y_2/Y_1 - 1)$$

Y_1 désignant le rendement par recrue du régime de référence, Y_2 le rendement par recrue résultant de la modification de l'effort.

Rappelons que le coefficient de sensibilité d'ordre 1 de Φ par rapport au paramètre θ_j , sera défini par :

$$B(\Phi/\theta_j) = \frac{d\Phi}{d\theta_j} \frac{\theta_j}{\Phi}$$

Ce coefficient est quelquefois appelé élasticité de Φ vis-à-vis de θ_j . Il correspond à la variation relative de Φ pour une variation relative d'une unité de θ_j . Des coefficients analogues peuvent être calculés par rapport aux paramètres intervenant dans la détermination de Φ et pour les fonctions dont il a été fait mention : taux de mortalité par pêche, recrutement, rendement par recrue et fonction de gain-perte.

Lorsque l'on dispose de plusieurs cohortes les grandeurs Φ seront définies par la relation :

$$\Phi = \Phi(\underline{C}, \underline{M}, \underline{F}_T)$$

où \underline{C} , \underline{M} et \underline{F}_T représentent respectivement la matrice des captures, le vecteur des taux de mortalité naturelle et le vecteur des taux de mortalité par pêche terminaux.

Rappelons que les variations relatives de la fonction considérée vis-à-vis des variations relatives d'un paramètre donné sont une approximation à l'ordre 1 de la sensibilité réelle de cette fonction. La qualité de l'approximation dépendra de l'amplitude de la variation donnée au paramètre sous contrôle et du degré de non-linéarité de la relation liant le paramètre et la fonction.

Vis-à-vis des captures et du vecteur de mortalité naturelle, on obtient un ensemble de coefficients de sensibilité dont il est difficile de prévoir l'effet cumulé sur la fonction. Pour pallier cet inconvénient, D. PELLETIER (34) propose d'utiliser un indice de sensibilité globale définie par les formules :

$$B_G (F_i/M) = \sum_j |B(F_i/M_j)|$$

$$B_G (F_i/C) = \sum_{jk} |B(F_i/C_{j,k})|$$

Ces coefficients globaux, somme des valeurs absolues des coefficients partiels, correspondent à des captures dont les variations relatives s'additionnent et ne se compensent pas. Il est probable qu'ils surestiment la sensibilité réelle des grandeurs considérées, résultats de la VPA et rendements par recrue équilibrés, dans la mesure où des erreurs de signes opposés peuvent s'annuler.

Pour calculer ces coefficients de sensibilité, il est nécessaire de connaître les dérivées partielles des fonctions étudiées. Le caractère récurrent de la procédure de calcul entraîne des relations de récurrence entre les dérivées. Comme, par ailleurs, le modèle repose sur des fonctions facilement dérivables, il sera relativement aisé d'obtenir une expression analytique des dérivées nécessaires. Les développements théoriques ne seront pas repris ici, la plupart des principes exposés dans le cas d'une cohorte isolée restant valables.

L'application de l'analyse au cas multicohorte présente cependant quelques difficultés particulières, liées notamment au traitement du tableau des captures, celui-ci étant constitué de cohortes de différents types : 1) certaines cohortes sont complètes, 2) pour quelques unes les premières années sont manquantes, 3) certaines sont toujours en cours d'exploitation.

On trouvera les algorithmes de calcul dans le programme MULTCO qui sera présenté plus loin.

Connaissant les dérivées partielles et les variances des paramètres d'entrée, il sera possible de calculer une valeur approchée de la variance de la fonction étudiée. On notera cependant qu'il n'est pas toujours possible d'obtenir une estimation de la variance des paramètres d'entrée. Tout dépendra de la méthode utilisée pour leur estimation. Les captures sont estimées par échantillonnage des débarquements et donc, si le plan d'échantillonnage est connu, il est possible d'obtenir une estimation de la matrice de variance-covariance. Les poids aux âges sont obtenus par échantillonnage direct ou, plus fréquemment, par des techniques d'ajustement permettant une estimation de la variance associée aux valeurs obtenues. Dans la mesure où les F terminaux sont étalonnés par rapport à des données externes, il est possible d'obtenir des valeurs des variances associées. Aux valeurs de M, qui sont le plus souvent conjecturées, on ne pourra associer que des "erreurs systématiques".

c)- Données désagrégées par métier

L'étude et la gestion des pêcheries doivent tenir compte de la compétition entre les différents métiers opérant sur un même stock. L'examen de leur stratégie et des profils de captures qu'ils engendrent entraîne une meilleure analyse des pêcheries et permet d'affiner les pronostics sur leurs devenir. Il était donc utile d'analyser comment les études de sensibilité pouvaient s'étendre aux différents segments de la pêche et quel usage pouvait être fait des informations ainsi recueillies.

Nous rappellerons tout d'abord la définition du "métier" donnée par un groupe d'experts réunis à NANTES (France) sous les auspices de la C.E.E. « A métier is defined as a combination of gear, target species, location and seasonality (unless accounted for in the temporal resolution) for which the catchability matrix may be determined. Here target implies a combination of gear type and preferably also the intention of fishing some subset of the resources. Vessels of different size and origin operating in the same place at the same time with the same target are assumed to generate the same catchability matrix, but may have different fishing powers. » (3)

L'analyse peut se concevoir de deux façons .

- On désire étudier l'impact d'un métier particulier k sur une grandeur Φ . Ceci se fera nécessairement par l'intermédiaire des captures $C_{i,k}$ et, éventuellement, d'une fraction identifiée $F_{T,k}$ du F terminal F_T .

- On désire connaître la sensibilité, par métier, vis-à-vis des paramètres globaux du modèle : M_i , F_T et C_i . Les grandeurs de référence pouvant se prêter à cette analyse sont la mortalité par pêche F_i et le rendement par recrue Y_{R_i} , pour lesquelles on peut identifier la fraction imputable au métier k .

On trouvera les développements théoriques dans l'annexe technique (II.5). Nous n'insisterons pas sur le dernier type d'analyse qui peut répondre à une interrogation particulière, mais dont la généralisation ne semble pas d'un intérêt pratique évident.

La sensibilité d'une grandeur Φ à une composante particulière de la pêche s'analysera essentiellement par l'intermédiaire des captures au moyen de la formule :

$$F_{i,k} = F_i \frac{C_{i,k}}{C_i}, \quad i = 1, \dots, T$$

On désignera par $\tau_{i,k}$ le rapport $C_{i,k}/C_i$.

Mais, la sensibilité de la grandeur Φ par rapport à un élément du vecteur des captures apporte une information trop partielle, qui ne peut être exploitée séparément, les composantes par âge du vecteur des captures étant estimées globalement. Il est donc préférable de construire un indice de sensibilité global par métier. On le définira (34) par la somme des valeurs absolues des sensibilités partielles :

$$\alpha_{k(G)} = \sum_i |\alpha_{ci} \tau_{i,k}|$$

C'est une mesure de la sensibilité liée à l'ensemble des captures du métier k.

L'analyse est valable quelle que soit la grandeur Φ étudiée. Toutefois, on notera que la fonction Y_R présente un intérêt majeur pour l'élaboration des diagnostics sur les pêcheries. Or cette fonction est normalement utilisée dans les analyses multicohortes. Dans ce cas, on écrira :

$$\alpha_{i,j,k} = \alpha_{i,j} \tau_{i,j,k}$$

pour évaluer la sensibilité de Y_R vis-à-vis de $C_{i,j,k}$, captures des individus d'âge i, réalisées par le métier k au cours de l'année j.

On calculera de même un indice global de sensibilité lié au métier k :

$$\alpha_{k(G)} = \sum_{ij} |\alpha_{i,j} * \tau_{i,j,k}|$$

Ces indices peuvent également présenter un intérêt pour la définition d'une stratégie d'échantillonnage dans la mesure où la stratification par métier est retenue dans le plan de sondage. En effet, faute d'informations plus précises, ils fournissent des indications utiles pour la répartition de l'effort d'échantillonnage entre les métiers concernés. En raison de leur structure, ils donnent une meilleure information sur la part respective des métiers à la variance totale, que ne le ferait la seule considération des taux de captures. Ceci est dû principalement au fait qu'ils sont adaptés à la grandeur objectif retenue.

Tous les éléments nécessaires à ces analyses peuvent être extraits des programmes SENSAG ou MULTCO.

Il n'est pas inutile de préciser ici, que le plan d'échantillonnage que nous avons retenu pour les études d'optimisation ne comporte pas une stratification par métier. Ce choix s'appuie sur deux considérations.

1- Les estimations des fréquences par âge et des variances associées, faites sur les catégories commerciales, peuvent être utilisées pour le calcul des débarquements par âge et des variances associées pour un métier donné; les autres informations nécessaires, répartitions des débarquements par catégorie commerciale et par métier, peuvent être trouvées dans les statistiques des criées. Il est vrai que cette procédure n'assure pas l'indépendance des estimations par métier. Mais ceci n'altère en rien la valeur des résultats et de leur variance associée.

2- Compte tenu de ce qui précède, l'introduction du niveau métier dans le plan d'échantillonnage n'est pas indispensable. Si, pour une raison

quelconque, il devait être pris en considération, nous pensons qu'il reste préférable de ne pas en tenir compte au cours du processus d'optimisation. En effet, l'hypothèse qui est faite pour justifier la procédure, d'une certaine stabilité de la structure des débarquements a plus de chance de se réaliser au niveau global qu'au niveau de chaque composante. L'introduction du niveau métier aurait un effet multiplicatif sur le nombre de paramètres à estimer. La procédure d'optimisation s'en trouverait alourdie sans garantie pour autant d'une meilleure qualité des résultats. La répartition de l'effort total entre les différents métiers pourrait alors se faire suivant la procédure mentionnée plus haut.

d)- Projection à court terme

Les projections à court terme sont le plus souvent orientées vers l'estimation d'un Total Admissible de Captures (TAC) à partir des résultats fournis par l'analyse de cohortes. L'approche développée suppose que l'on cherche à prédire le TAC pour l'année J+1 sachant que l'on dispose des tableaux complets des mortalités par pêche et des effectifs pour l'année J. On admet également que les $F_{i, J}$ de la dernière année J ont été obtenus par une méthode de calibration de la VPA.

Le TAC représente la somme des captures attendues de chaque âge recruté lors d'opérations de pêche menées au cours de l'année J+1 et engendrant un vecteur de mortalités par pêche bien défini, appelé vecteur de référence. Ces contributions ne sont que l'expression de l'équation des captures appliquée aux effectifs de l'année J+1. Soit pour l'âge i :

$$T_i = \frac{W_i F_{Ref, J+1}}{Z_{Ref, J+1}} [1 - \exp(-Z_{Ref, J+1})] N_{i, J+1}$$

- $N_{i, J+1}$, effectif de l'âge i l'année J+1,
- $Z_{Ref, J+1} = M_i + F_{Ref, J+1}$,
- W_i est le poids moyen à l'âge i dans le stock.

$N_{i, J+1}$ est le recrutement R_i supposé connu, de l'année J+1. Les effectifs des autres groupes d'âge l'année J+1 sont calculés à partir de l'équation de survie, le vecteur de mortalité par pêche utilisé étant celui de l'année J. Pour $i \geq 2$, la contribution d'un groupe d'âge au TAC peut s'écrire :

$$T_i = \frac{W_i F_{Ref, J+1}}{Z_{Ref, J+1}} [1 - \exp(-Z_{Ref, J+1})] N_{i-1, J} \exp(-Z_{i-1, J})$$

ou encore :

$$T_i = U_i N_{i-1, J} \exp(-Z_{i-1, J})$$

Pour l'âge 1 on aura la relation :

$$T_1 = R_1 \frac{W_1 F_{Ref, J+1}}{Z_{Ref, J+1}} [1 - \exp(-Z_{Ref, J+1})]$$

soit : $T_1 = RU_1$

Ces équations permettent de calculer une valeur du TAC :

$$TAC = T_1 + \sum_{i=2}^I T_i$$

On peut modifier l'expression des T_i afin d'y faire apparaître le recrutement R_j de chacune des cohortes prises en compte. Il suffit pour cela d'appliquer successivement l'équation de survie aux effectifs. On pourra donc écrire :

$$N_{i-1, \sigma} = S_i N_{i, \sigma-i+2}$$

S_i est la proportion de survivant à l'âge $i-1$ correspondant à un recrutement donné. Ce terme a déjà été utilisé dans la définition du rendement par recrue :

$$S_i = \exp \left[\begin{array}{l} i-2 \\ -\sum_{k=1} (F_{k, \sigma-i+1+k} + M_k) \end{array} \right]$$

et :

$$T_i = \frac{W_i F_{Ref, i}}{Z_{Ref, i}} [1 - \exp(-Z_{Ref, i})] S_i N_{i, \sigma-i+2} \exp(-Z_{i-1, \sigma})$$

ou encore :

$$T_i = Y_i N_{i, \sigma-i+2} \exp(-Z_{i-1, \sigma})$$

avec :

$$Y_i = U_i S_i$$

Dans la mesure où on l'on se sert du vecteur de référence des mortalités par pêche pour évaluer le facteur de survie S_i , le terme Y_i est de même nature que celui rencontré dans le calcul du rendement par recrue à l'équilibre. Il est certain que dans ce cas l'effectif reconstitué sera différent de celui fourni par l'analyse de cohortes. Il faut toutefois souligner que les effectifs donnés par l'analyse de cohortes pour la dernière année sont totalement dépendants du vecteur des mortalités par pêche dont l'estimation reste un point délicat de l'analyse. Les projections étant faites, en général, en utilisant un vecteur moyen comme vecteur de référence il ne paraît pas anormal de réestimer les effectifs de la dernière année en utilisant le même vecteur. Pratiquement cela revient à estimer une valeur moyenne du TAC.

On peut donc obtenir deux expressions du TAC qui n'auront pas les mêmes propriétés statistiques. La première fait référence à une situation stabilisée sur un diagramme d'exploitation moyen et des estimations de recrutements relativement fiables; elle correspond pratiquement à une estimation moyenne :

$$TAC = RY_1 + \sum_{i=2}^I Y_i N_{i, \sigma-i+2} \exp(-Z_{i-1, \sigma})$$

La deuxième utilise les estimations des effectifs de l'année J+1 obtenues à partir des estimations des effectifs et du vecteur F de l'année J. La qualité de ces estimations repose essentiellement sur la qualité du vecteur F (terminal) qu'il est difficile d'apprécier. Théoriquement, les effectifs $N_{i-1, J}$ devraient être plus proche de la réalité. On peut craindre cependant que la variabilité des estimations soit importante :

$$TAC = RU_1 + \sum_{i=2}^I U_i N_{i-1, J} \exp(-Z_{i-1, J})$$

Les deux formules ont été utilisées sur des données merlu. Avec un F de référence représentant la moyenne des F des quatre dernières années on trouve, dans l'ordre, 46434 et 46502 tonnes. Si le calcul est fait avec le F de l'année J (F terminal) on obtient respectivement 50162 et 58182 tonnes. On peut noter que le choix du F de référence est prépondérant dans cet exemple. Par ailleurs la première méthode de calcul induit bien un effet "moyen" et une amplitude de variation nettement plus faible que celle enregistrée avec la deuxième méthode.

Quel que soit le mode de calcul du TAC adopté, le résultat sera dépendant des erreurs commises sur les paramètres d'entrée du modèle à savoir :

- le recrutement estimé R de l'année J+1 pour laquelle le TAC est calculé;
- les paramètres utilisés dans l'analyse de cohorte : $C_{i, J}$, M_i et F_T ;
- les poids aux âges W_i .

Les principes de ces calculs ont été développés dans l'annexe technique I. 7.

1. 2. - LES PROGRAMMES

Tous les programmes sont analysés en détail dans le deuxième tome de l'annexe technique. Ils sont conçus pour traiter une seule cohorte (SENSAG), ou plusieurs cohortes simultanément (MULTCO).

L'objectif de ces programmes est de permettre une évaluation de la fiabilité des résultats issus de l'analyse des populations virtuelles, en fonction des erreurs attendues sur les estimations des paramètres d'entrée.

Ils reposent sur une analyse de populations virtuelles par rétro-calcul à partir de données de captures aux âges suivant la méthode de GULLAND (14), puis sur des calculs de rendements par recrue selon le modèle de THOMSON et BELL (45).

Les résultats de cette analyse sont fonction de divers paramètres d'entrée : coefficients de mortalité naturelle, coefficients de mortalité par pêche terminaux, captures aux âges, paramètres de croissance (K , $L_{\infty NF}$, T_0) de Von BERTALANFFY et l'exposant BTP de la relation taille-poids.

Le calcul des dérivées à l'ordre 1 des fonctions de référence vis-à-vis de ces divers paramètres permet d'accéder aux coefficients de sensibilité et donc de conduire les analyses de sensibilité jugées utiles. Le calcul des dérivées à l'ordre 2 a été réalisé dans le programme SENSAG. Le calcul n'a pas été repris dans MULTCO. En effet, l'analyse des résultats fournis par SENSAG montre que les coefficients de sensibilité d'ordre 1 constitue une très bonne approximation de la sensibilité totale dans la mesure où les variations relatives introduites sur les paramètres sont faibles. Or une analyse de sensibilité ne présente un véritable intérêt que dans ces conditions. Si le niveau d'incertitude est supposé important, il est préférable de faire des simulations avec des valeurs déterminées des paramètres.

Les dérivées secondes gardent leur intérêt pour l'étude des biais, et éventuellement pour améliorer l'estimation des variances. Toutefois, si les biais attendus sont importants, mieux vaut envisager des techniques comme le Jackknife, le Bootstrap ou les validations croisés.

Connaissant une estimation de la matrice des variances-covariances des captures les programmes SENSAG et MULTCO calculent la composante de la variance, due aux incertitudes sur les captures, des effectifs, des mortalités par pêche et de la fonction gain-perte. Si l'on dispose d'une matrice de variances-covariances pour les mortalités naturelles et les poids aux âges, MULTCO calcule les composantes de la variance induites par ces paramètres sur les grandeurs de référence.

1. 3. - EXEMPLES-DISCUSSIONS

Les modèles classiques de la dynamique des populations, et notamment l'analyse de cohorte, présentent en général deux types de variables externes qui ne sont pas soumises aux mêmes procédures d'estimation.

Les valeurs utilisées des paramètres M (taux de mortalité naturelle) et F_T (taux de mortalité par pêche terminal) ne résultent pas, le plus souvent, de processus aléatoires mais découlent de considérations diverses mettant en jeu les connaissances et l'expérience. Les valeurs retenues s'apparentent à une mesure qui comporte des erreurs dont il convient d'évaluer l'incidence. Pour évaluer l'erreur induite sur la grandeur étudiée, avec une précision raisonnable, les coefficients de sensibilité d'ordre 1 seront le plus souvent suffisants.

Le même type d'analyse peut être réalisé à partir des captures par âge C_A . Toutefois les estimations c_A de ces captures résultent, quand cela est possible, d'opérations de sondage qui s'appuient sur des techniques éprouvées de la théorie de l'échantillonnage. Les estimations obtenues sont des variables aléatoires qu'on peut soumettre à l'analyse statistique. Pour chacune d'elles on obtiendra, outre l'estimation c_A , une variance de cette estimation : $\text{Var}(c_A)$.

Une approximation de la variance de Φ' , apparaissant comme une fonction des variances des c_A , est obtenue à partir des dérivées partielles d'ordre 1 et, peut-être plus intéressant, le coefficient de variation de la grandeur Φ' est lié aux coefficients de sensibilité d'ordre 1, α_A , par la relation :

$$cv^2(\Phi^*) = \sum_i \sum_j \alpha_i \alpha_j \text{ccv}(c_i, c_j)$$

où $\text{ccv} = \text{cov}(c_i, c_j) / c_i c_j$

Cette dernière relation est plus intéressante dans la mesure où, en l'absence d'évaluations précises des variances des c_i , on peut espérer atteindre plus aisément une estimation des coefficients de variation correspondants.

1.3.1. - Programme SENSAG

Le programme permet deux types d'analyse.

- Impact sur les grandeurs étudiées : rendement par recrue, F moyen, fonction de gain-perte, des erreurs de mesure attachées aux paramètres du modèle.
- Estimation de la variance de la grandeur objectif en fonction des variances estimées des captures ou des autres paramètres d'entrée.

En ce qui concerne l'étude des sensibilités, l'information la plus aisément interprétable est fournie par les coefficients de sensibilité, qui permettent de juger immédiatement du sens et de l'intensité de l'erreur induite par une mauvaise estimation des paramètres d'entrée.

Pratiquement, les variations relatives introduites sur les variables indépendantes devront être faibles. Comme par ailleurs le degré de non-linéarité du modèle n'est pas connu, un contrôle de la validité de l'approximation obtenue par les coefficients de sensibilité d'ordre 1 peut être réalisé par l'examen des dérivées partielles et des coefficients de sensibilité d'ordre 2. Si l'on veut tester des valeurs de paramètres trop différentes des valeurs courantes habituellement retenues, il sera préférable de reprendre la totalité des calculs.

L'estimation de la variance de la grandeur objectif représente également une information essentielle. La difficulté majeure réside dans l'obtention de la matrice des variances-covariances des captures et des autres paramètres du modèle.

Pour le calcul de la variance et du coefficient de variation de la fonction Φ , on peut conserver les termes d'ordre 2 du développement en série de cette fonction qui font intervenir les coefficients de sensibilité d'ordre 2. Toutefois ces termes donneront naissance aux moments d'ordre 3 et 4 de la fonction de distribution de Φ qu'il ne sera pas toujours facile d'explicitier, à moins de supposer une loi de distribution multinormale ou multinomiale.

Les tableaux I.2 à I.9 reprennent les principaux résultats fournis par le programme SENSAG. Ils portent sur les débarquements de cardine (Lepidorhombus whiffiagonis) enregistrés à SANTANDER au cours du 3ème trimestre 1989.

Le tableau I.2 donne les estimations des taux de mortalité par pêche et des effectifs issues de l'analyse de cohorte. Les valeurs des paramètres d'entrée, taux de mortalité naturelle M et taux d'exploitation E du dernier groupe d'âge, sont rappelées en tête du tableau.

Dans les tableaux I.3 à I.5, I.8 et I.9 sont reportés différents types de coefficients de sensibilité.

a) Sensibilité des mortalités par pêche et des effectifs vis-à-vis des captures (tab. I.3-4).

Le programme calcule, séparément pour chacune des classes d'âge intervenant dans les captures, les coefficients de sensibilité des effectifs N_t et des mortalités F_t . Compte tenu de la technique de calcul utilisée par l'analyse des cohortes, les erreurs d'estimation sur les captures d'un âge déterminé ne peuvent avoir une influence que sur les estimations des F et des N correspondant à un âge égal ou inférieur.

La valeur du F terminal n'étant pas directement liée à la dernière capture, il est logique que le coefficient de sensibilité correspondant soit nul. Par contre, l'estimation de l'effectif dépend exclusivement de cette capture, la valeur de F_T (E) étant supposée connue. Enfin, on notera que ces coefficients sont relativement faibles.

b) Sensibilité des mortalités par pêche vis-à-vis des taux de mortalité naturelle M et du F terminal F_T (tab.I.5).

Le F terminal étant déterminé indépendamment, les résultats correspondant au dernier groupe d'âge sont évidents. Pour l'ensemble du tableau on notera les points suivants :

- un effet cumulatif de l'erreur sur M quand on remonte sur les groupes d'âge les plus jeunes,
- à l'inverse l'erreur sur le F terminal tend à s'atténuer (phénomène de convergence),
- une sensibilité plus grande aux erreurs sur M.

Toutes ces observations peuvent se déduire directement du modèle utilisé. Toutefois, la considération des coefficients de sensibilité permet le passage d'une appréciation qualitative du phénomène à une mesure de l'impact induit.

c) Sensibilité des rendements par recrue et de la fonction gain-perte vis-à-vis des paramètres de croissance et des taux de mortalités M et F_T (tab.I.8).

Alors que pour les autres fonctions, les coefficients de sensibilité d'ordre 2, non inclus dans les résultats présentés, sont d'un ordre de grandeur très inférieur aux coefficients d'ordre 1, il n'en est pas de même pour les rendements par recrue et la fonction gain-perte. Pour ces fonctions, les coefficients de sensibilité du premier et du deuxième ordre sont dans l'ensemble du même ordre de grandeur. Cette observation se vérifie également pour les paramètres de croissance L_∞ , K, T_0 et b, exposant de la relation taille-poids. La sensibili-

té à ce dernier paramètre est forte. On notera cependant que son estimation peut être considérée, en général, comme bonne. Il n'est donc pas assuré que ce paramètre soit à l'origine des problèmes les plus graves.

Mis à part le F terminal, les coefficients de sensibilité des rendements par recrue vis-à-vis des divers paramètres sont sensiblement les mêmes pour les deux régimes choisis.

En ce qui concerne la fonction gain-perte, c'est sur M que les incertitudes relatives sont les plus grandes : à l'action indirecte de M, au travers des F, s'ajoute l'action directe. De ce paramètre peuvent résulter les ennuis les plus sérieux.

d) Sensibilité de la fonction gain-perte vis-à-vis des captures (tab. I. 9).

Dans l'ensemble les coefficients de sensibilité sont faibles. On remarque cependant que la valeur attachée au groupe le plus âgé, qui est dans cet exemple un groupe plus, est relativement élevée. On notera également que la somme des coefficients de sensibilité est nulle. Ce résultat n'est pas fortuit et découle d'une relation algébrique mise en évidence dans le cas des taux de mortalité par pêche, et qui se vérifie pour les grandeurs associées: rendement par recrue et fonction gain-perte (Annexe technique III. 3). Cette propriété est une justification supplémentaire du fait qu'un coefficient de sensibilité globale des captures ne pouvait résulter d'une simple somme algébrique des coefficients partiels.

Connaissant une estimation des coefficients de variation des captures, ou plus généralement des expressions :

$$CCV(C_1, C_2) = COV(C_1, C_2) / (C_1 * C_2)$$

on pourra accéder directement à une estimation du coefficient de variation de la fonction gain-perte. Dans l'exemple présenté, le poids des captures d'âge 9 et plus, dans l'expression de la variance de cette fonction, sera non négligeable. Ceci se vérifiera chaque fois que le dernier groupe d'âge présent dans les captures sera un groupe plus.

Si l'on dispose d'une matrice de variances-covariances des captures estimées, on pourra calculer la variance de toutes fonctions des captures dont on connaît les dérivées partielles. C'est le cas pour les taux de mortalité par pêche et pour les effectifs.

Toutefois, le plus difficile sera souvent d'obtenir les informations sur les variances et covariances. Le programme SENSAG permet de pallier cette carence en proposant une estimation de ces valeurs sous l'hypothèse d'un échantillonnage aléatoire simple. Hypothèse qui a peu de chance de correspondre à la réalité, mais qui permet d'obtenir des informations utiles sur le lien entre la précision de la fonction étudiée et la précision moyenne du vecteur des captures.

On trouvera des exemples dans les tableaux I.6-7. Pour un même niveau d'échantillonnage, on obtient une meilleure précision sur les effectifs que sur les taux de mortalités.

SENSAG permet le calcul des sensibilités vis-à-vis des paramètres de la courbe de croissance, cette possibilité est exclue du programme MULTICO qui calcule les sensibilités uniquement par rapport aux poids estimés.

Considérons les résultats afférents aux rendements par recrue et à la fonction gain-perte donnés pour le merlu, (tableau I. 15).

Comme pour les captures et les mortalités naturelles, le programme n'affiche qu'une "sensibilité globale" par rapport aux poids. Compte tenu de la structure de l'équation du rendement par recrue Y_R , il se trouve que cette sensibilité globale est toujours égale à 1, inférieure, dans le cas présenté, aux sensibilités globales par rapport à la mortalité naturelle M ou au F terminal. Pour les variables : captures, mortalités naturelles, poids, il existe une certaine relation entre la mesure de la sensibilité et la valeur de la composante de la variance. La concordance plus ou moins marquée entre les deux séries de mesures tient au fait que les coefficients de sensibilité et les formules de variance sont calculés à partir des mêmes dérivées partielles.

Toujours à propos du rendement par recrue, on notera que la sensibilité vis-à-vis des captures est relativement faible. La composante de la variance due aux captures ne représente que 3% de la variance totale, elle est donc faible par rapport au total des autres variables: mortalités naturelles et poids. Un doublement de la variance des captures entraînerait une variation non significative du coefficient de variation totale. Il est difficile d'aller plus loin dans l'analyse sans faire intervenir les coûts, mais ces résultats démontrent à l'évidence qu'il n'est pas nécessaire d'avoir la même précision relative sur les trois variables considérées.

Dans la mesure où les termes de covariance sont nuls ou négligeables entre groupes de variables : mortalités naturelles et captures ou mortalités naturelles et poids, la variance totale peut se scinder en sous-totaux identifiables par un groupe de paramètres. Ces composantes de la variance, exprimées en pourcentage, permettent d'évaluer la part due à chaque groupe de paramètres dans la variance totale de la fonction étudiée. Pour que l'analyse puisse être complète et permette donc une évaluation convenable de la grandeur étudiée, il faudrait connaître la matrice des variances-covariances des paramètres ou être capable d'estimer, avec une approximation suffisante, les valeurs des coefficients de variation. Fixer des coefficients de variation identiques pour les paramètres revient à ne retenir que l'effet de la sensibilité. L'analyse reste quand même utile dans la mesure où elle permet de détecter les principales sources de variabilité et donc de privilégier certaines actions.

Les résultats pour la fonction gain-perte, rapport de deux fonctions de rendement par recrue, sont sensiblement modifiés. On remarquera, par exemple, que la sensibilité vis-à-vis des captures augmente. Toutefois, le coefficient de sensibilité globale, somme des valeurs absolues des coefficients partiels, ne peut être déduit simplement des coefficients de sensibilité correspondants des rendements par recrue. On peut aussi noter que la composante de la variance due aux captures passe de 3% , dans le cas du rendement par recrue, à 14% dans celui de

la fonction gain-perte. En ce qui concerne cette variable on observe donc une évolution parallèle des indices de sensibilité et de variabilité.

Une même précision des variables constitutives entraîne une différence sensible de précision entre la fonction gain-perte et les fonctions rendement par recrue qui se révèlent plus stables. On retrouvera ce résultat, présenté sous une autre forme, dans l'étude d'optimisation du plan de sondage des captures.

Pour la baudroie (Lophius piscatorius) et la cardine (Lepidorhombus whiffiagonis), on ne dispose que de 4 années d'observations, soit trop peu pour une étude rétrospective, les phénomènes de convergence liés à la VPA ne pouvant jouer pleinement. L'analyse multi-cohorte peut, cependant, être envisagée pour le calcul du rendement par recrue. Cette analyse a été faite en parallèle avec un traitement par SENSAG sur la pseudo-cohorte constituée des moyennes des captures des 4 années disponibles. Pour la cardine, on trouve une différence relative de 10% sur l'estimation du rendement par recrue et de 40% sur la fonction gain-perte. Pour la baudroie, les différences relatives entre les deux méthodes sont respectivement de 40 et 220%. Ces écarts, très importants, sont sans doute dûs pour une grande part à l'action des F terminaux. En effet, quand les calculs sont effectués en utilisant la même valeur pour ces paramètres on obtient des écarts relatifs de 6 à 7% sur les estimations des rendements par recrue fournies par les deux méthodes.

Le programme MULTCO permet le calcul d'un TAC à partir d'une situation stabilisée sur un diagramme d'exploitation matérialisé par un F de référence. Le tableau I.16 donne les résultats des calculs faits sur des données de merlu. Pour des raisons exposées plus haut, la sensibilité par rapport aux poids est égale à 1.

La sensibilité par rapport au recrutement R est faible. Ce résultat est normal dans la mesure où plusieurs groupes d'âge sont présents dans la pêcherie. Le coefficient de sensibilité est en fait égal au rapport du poids des recrues capturées sur le poids total des captures.

En ce qui concerne les sensibilités vis-à-vis des autres paramètres, on ne peut que constater les différences existant entre les diverses grandeurs sans véritablement pouvoir les expliquer.

Le calcul du rendement par recrue et les projections à court terme se font généralement avec un F moyen utilisant les estimations des dernières années qui sont fortement influencées par les valeurs retenues pour les F terminaux. Ceci explique l'importance des méthodes essayant d'ajuster au mieux ces valeurs de départ. Mais ces techniques ne seront pleinement efficaces que si l'on dispose d'un nombre suffisant d'années pour faire l'analyse. On peut se demander si, dans ces conditions, il n'y a pas intérêt à travailler sur une pseudo-cohorte.

2- OPTIMISATION DES PROCEDURES DE SONDAGE DES DEBARQUEMENTS EN CRIEE

2.1. - BASES THEORIQUES

Les actions d'échantillonnage menées en criée doivent permettre d'obtenir une estimation de la composition des débarquements par classe de longueur ou par classe d'âge pour une période donnée. En supposant que pour des périodes assez courtes, les structures des populations soumises à prélèvements sont relativement stables, les sources de variabilité, et donc d'erreur, restent quand même importantes. En effet les compositions en âges ou en tailles des débarquements vont dépendre des secteurs d'origine, des caractéristiques des bancs et du type de pêche. Les combinaisons de ces facteurs conduisent à un certain nombre d'éventualités qui vont alourdir le plan de sondage dans la mesure où elles doivent être directement contrôlées.

D'autre part, les modèles d'analyse et de gestion des pêcheries devront être faits sur une distribution moyenne déduite des observations provenant d'un ensemble de sites de débarquements et de périodes consécutives. Une optimisation globale de l'ensemble des opérations risque d'être illusoire si le nombre de paramètres en jeu est trop grand.

Cependant, la principale difficulté concernant les procédures d'optimisation réside dans le fait que la structure de la population analysée est, par nature, toujours évolutive. Il s'ensuit que les calculs d'optimisation réalisés ne sont, en toute rigueur, que des analyses rétrospectives. Les informations fournies seront quand même utiles, pour planifier les actions futures, dans la mesure où les structures se retrouveront, périodiquement, plus ou moins semblables à elles-mêmes. Cette particularité associée à d'autres contraintes apparaissant lors du processus d'optimisation fait que les résultats obtenus concernant la répartition de l'effort d'échantillonnage ne sont jamais que relativement optimaux.

Nous n'avons considéré, jusque-là, que les difficultés d'ordre théorique, liées à la complexité du problème. Mais il existe aussi des contraintes, d'ordre pratique, qui vont s'imposer aussi bien lors de l'élaboration du plan de sondage qu'au moment de l'exécution des prélèvements. La principale manifestation de ces contraintes va résider dans le fait que les procédures de tirages aléatoires des unités échantillonnées ne pourront, en toute rigueur, être respectées.

Des biais peuvent donc apparaître dans les estimations. Cette éventualité est d'autant plus gênante que leur présence ne peut être détectée et donc a fortiori leur importance. C'est sans doute l'écueil majeur de ce type de sondage.

2.1.1. - Analyse de la stratégie

Les développements théoriques et techniques apparaissent dans les tomes 1 & 2 de l'annexe technique. Il est quand même utile de rappeler ici les principes qui ont servi de base à l'élaboration de la stratégie

utilisée.

* Tout d'abord, il est évident que les procédures d'échantillonnage, et conséquemment les calculs des estimateurs et de leur variance sont différents suivant les sites. Ceci est dû en grande partie au fait que les équipes en charge de ce travail ne sont pas soumises aux mêmes contraintes et doivent donc adopter des approches différentes.

Nous nous sommes donc attaché à définir une stratégie de sondage qui puisse servir de dénominateur commun à l'ensemble des situations potentielles. C'est d'ailleurs un des principaux intérêts de cette réflexion.

* Comme conséquence de ce qui précède nous avons été conduits à retenir un schéma type de la procédure d'échantillonnage. Dans la mesure où le schéma proposé est susceptible de s'écarter quelque peu de la procédure réelle d'intervention nous nous sommes efforcé d'apprécier l'impact de ces divergences sur les estimateurs afférents, leur variance et éventuellement les coûts.

* Nous pensons que cette approche est d'autant plus légitime que, dans cette partie de l'analyse, notre but n'est pas de donner une formulation exacte de la variance des estimateurs, mais d'apprécier comment répartir au mieux l'effort d'échantillonnage entre les différents niveaux d'intervention. Ceci étant, la stratégie proposée nous paraît suffisamment réaliste pour que la mesure de l'effort global résultant de l'analyse puisse être utilisée comme une première approximation de l'effort à fournir réellement pour atteindre un objectif précisé au départ.

* L'analyse sera conduite en vue d'un objectif déterminé. En effet la pertinence d'une stratégie a été le plus souvent jugée au travers de résultats intermédiaires mais rarement sur la fiabilité d'un produit final tel qu'un diagnostic sur la ressource, voire d'un pronostic à court terme. La nécessité d'atteindre cette ultime étape a été affirmée par divers auteurs : RIVARD (37), LAUREC (25). L'étude sur l'optimisation des sondages envisagée ici s'appuiera sur la conservation des grandeurs apparaissant comme valeurs intermédiaires ou finales venant de modèles de dynamique classiques.

* S'agissant d'estimer, pour une période donnée, la répartition par classe d'âge ou de tailles des captures, plusieurs chemins sont envisageables. Nous avons choisi d'estimer le total des captures et de rapporter à un âge (taille) donné i , par la relation :

$$c_i = c \cdot p_i$$

où c représente le total estimé des captures pour la période donnée et p_i la fréquence relative de l'âge (taille) i dans les captures. Nous avons retenu cette approche, qui dissocie les estimations des captures et des proportions aux âges (tailles) pour les rapports suivants :

- elle permet de traiter séparément deux procédures d'estimation qui ne présentent pas les mêmes difficultés théoriques et pratiques.

le même degré de diversité ;

- les couples "coût-précision" étant bien identifiés pour les deux estimateurs, l'optimisation de l'ensemble pourrait se révéler plus efficace ;

- certaines grandeurs, qui serviront de support à l'analyse, dépendent de la structure des captures mais pas du niveau des captures ; leur variabilité est donc essentiellement liée à la variabilité des fréquences relatives p_i .

2. 1. 2. - Le plan de sondage

Le plan étudié tient compte d'une subdivision spatio-temporelle imposée par la nature du problème :

- dispersion des débarquements,
- observations continues dans le temps.

Par ailleurs, la présentation en catégories commerciales des lots débarqués doit permettre une simplification du plan de sondage. En effet, on admettra que l'essentiel des différences potentielles de distribution, qui peuvent exister entre les métiers ou les secteurs d'origine, est pris en compte par l'importance relative des catégories commerciales pour chacune de ces sources de variabilité. Il est possible que, pour une catégorie commerciale donnée, c'est-à-dire pour des classes de longueurs données, les proportions d'âges varient suivant les secteurs d'origine ou les flottilles. Mais on peut s'attendre à ce que ces différences soient faibles, relativement aux fluctuations d'échantillonnage. De plus cette variabilité ne devrait entraîner aucun biais sur les estimations globales, dans la mesure où le choix des unités échantillonnées est aléatoire.

Cette approche permet de réduire sensiblement le nombre de strates et donc le coût de l'échantillonnage. Elle suppose, toutefois, une certaine stabilité dans la composition des catégories commerciales. Les flottilles ayant une classification différente de la norme commune seront identifiées dans les plans de sondage par leurs catégories commerciales propres.

Une subdivision correspondra à l'ensemble des débarquements effectués en un point donné pendant une période déterminée.

A l'intérieur d'une subdivision, le schéma classique qui paraît s'imposer est un plan à deux degrés avec stratification des unités primaires (jours de vente) par catégories commerciales. Le tirage des unités primaires et des unités secondaires (poissons) est supposé aléatoire et sans remise.

La présence de strates implique que pour une subdivision donnée les estimations des captures par âge soient faites d'abord par strate, les résultats obtenus étant ensuite sommés pour obtenir les estimations globales.

L'éventualité d'une estimation directe des âges sur les échantil-

lons prélevés est théoriquement concevable. Toutefois, plusieurs arguments militent en faveur d'une procédure en deux phases, dont la première fournit une estimation des poids relatifs des différentes classes de tailles préalablement définies :

- dans de nombreux cas, une procédure strictement aléatoire ne pourra être respectée (achats de poissons pour âge);
- l'étude des distributions de longueurs peut présenter un intérêt quant à la compréhension des phénomènes;
- le coût de l'échantillonnage, pour une précision donnée, sera le plus souvent plus faible tout en permettant une meilleure estimation de la distribution par classe de tailles.

Le principe de l'échantillonnage en deux phases sera donc retenu. Pour chaque unité primaire sélectionnée, et pour chaque catégorie commerciale, un échantillon de taille n sera prélevé pour estimation de l'histogramme des tailles. Les individus retenus pour la détermination de l'âge pourront être extraits de ce premier échantillon ou provenir d'un tirage indépendant.

2.1.3. - Les estimateurs

Le plan de sondage résulte de deux types d'options :

- choix de la méthode de sélection des unités étudiées,
- choix des estimateurs.

Comme on l'a signalé plus haut, le plan de sondage retenu est un plan à deux degrés avec stratification éventuelle des unités primaires par catégorie commerciale ; on admettra que les unités primaires sélectionnées proviennent d'un échantillonnage aléatoire simple.

En ce qui concerne l'estimation des proportions par âge, elle se fera en deux temps :

- estimation w_{jk} du poids de la classe de tailles j dans l'unité primaire k ;
- estimation p_{ijk} de la proportion d'individus d'âge i dans la classe de tailles j .

L'estimateur de la proportion d'individus d'âge i dans l'unité primaire k sera donné par la formule :

$$p_{ik} = \sum_j w_{jk} * p_{ijk}$$

Sous l'hypothèse que la fréquence conditionnelle p_{ijk} est indépendante des procédures de sélection, on peut montrer que p_{ik} est une estimation non biaisée de la proportion réelle P_{ik} .

La variance de cette proportion estimée va dépendre de la procédure d'échantillonnage, et plus précisément du degré de liaison créé entre l'échantillon des tailles et l'échantillon des âges.

Les estimations globales pour l'ensemble des débarquements d'une catégorie commerciale peuvent se faire par le choix d'un des estima-

teurs classiques des plans à deux degrés :

- estimateur simple, p_s ,
- estimateur non biaisé, p_U ,
- estimateur rapport, p_R .

Dans la mesure où aucune contrainte ne limite le choix de l'un ou l'autre de ces estimateurs, aucun d'entre eux n'est à préférer *a priori* (18). En effet, pour un âge donné i , la qualité de ces estimateurs dépendra pour beaucoup des relations existant entre la proportion d'âge i , $P_{i,k}$, présente dans l'unité k et l'effectif M_k de la même unité k . Le meilleur choix pourra être p_s , p_U ou p_R selon que la régression des $P_{i,k}$ sur les M_k est nulle, négative ou positive.

Toutefois, l'estimateur simple, qui n'exige pas la connaissance des M_k et du total M de toutes les unités k , sera le plus souvent le seul pratiquement utilisable. Cette limitation ne sera pas forcément un handicap, dans la mesure où les strates temporelles seront définies par des intervalles de temps assez courts. Les variations des M_k et des $P_{i,k}$ auront principalement un caractère aléatoire.

L'estimateur sera de la forme :

$$p_i = \sum_k \Pi_k \{ \sum_j w_{j,k} * p_{i,j,k} \}$$

Π_k est un poids affecté à l'unité primaire k :

- estimateur simple : $\Pi_k = 1/q$
- estimateur non biaisé : $\Pi_k = M_k / (q * \bar{M})$
- estimateur rapport : $\Pi_k = \frac{q}{M_k / \sum_{h=1}^q M_h}$

q représentant le nombre d'unités primaires examinées.

Π_k est variable dans le cas de l'estimateur rapport et constant pour les deux autres estimateurs retenus.

Dans les cas, relativement fréquents, où les prélèvements pour âgeage seront déconnectés des échantillonnages de longueur, on remplacera le terme $p_{i,j,k}$ par la valeur moyenne $p_{i,j}$ estimée à partir d'observations indépendantes de celles effectuées pour évaluer les fréquences de tailles.

En conclusion de cette partie il nous paraît utile de résumer les points essentiels de l'analyse présentée qui serviront de base aux procédures d'optimisation proposées.

- Le plus souvent, un échantillonnage en deux phases pour la détermination de l'âge s'avèrera plus efficace qu'un E. A. S., dans la mesure où l'on utilise une allocation proportionnelle ou fixe mais optimisée par classe de tailles. Cette dernière procédure, la plus efficace dans le cas d'un échantillon unique, ne devrait pas donner, en moyenne, de

résultats supérieurs à ceux fournis par l'allocation proportionnelle quand l'optimisation est faite sur un échantillon moyen.

- Nous avons donné plus haut les trois types d'estimateurs utilisables quand les unités primaires sont tirées avec probabilité égale et avec remise. Il faut noter toutefois que l'estimateur rapport, tout comme l'estimateur simple, est biaisé et que le biais ne devient négligeable que dans la mesure où le nombre d'unités observées est conséquent. Cette condition sera rarement remplie dans le cas d'échantillonnage en criée. Par ailleurs, son emploi suppose que les effectifs par unité primaire sont connus. On peut très bien envisager de construire un estimateur du même type pour lequel les effectifs, évalués en nombre de poissons, seraient estimés. Mais la variabilité supplémentaire induite se répercutera sur le niveau du biais et accroîtra la variance. Il s'ensuit que les avantages potentiels de l'estimateur rapport sur l'estimateur simple seraient le plus souvent non confirmés. Cependant, on connaît avec exactitude le poids ou le nombre de caisses mis à la vente un jour donné. On peut donc bâtir un estimateur rapport utilisant ces valeurs comme coefficient de pondération. Cette dernière solution pourrait être préférée dans les cas où il n'existe qu'une catégorie commerciale couvrant un spectre de distribution de tailles très étendu. En effet, l'estimateur simple peut, dans ce cas, être peu performant. Par ailleurs le nombre d'unités primaires à prélever sera, pour une précision fixée, plus élevé. L'efficacité relative de l'estimateur rapport devrait être bonne.

On trouvera dans l'annexe technique (TI. VI) les développements relatifs aux estimations des variances.

2.2. - OPTIMISATION

Les mensurations réalisées sur les espèces mises à terre et les déterminations d'âge subséquentes permettent une estimation des structures démographiques des débarquements. L'information potentielle ainsi recueillie sera pleinement exploitée par l'utilisation de modèles dont l'expression mathématique, que nous qualifierons de grandeur objectif, permettra d'obtenir des résultats chiffrés. La précision de ces résultats dépendra, pour une grande part, de la qualité des données recueillies, et donc en particulier de la qualité des estimations des compositions en âge des captures.

Mais la précision de l'estimation d'une structure démographique n'est pas un concept simple à définir dans la mesure où elle est la résultante de la précision de ses diverses composantes. De plus, elle n'a qu'une valeur relative. Nous sommes, en effet, plus intéressés à connaître quels vont être les effets des erreurs d'échantillonnage des captures aux âges sur les évaluations subséquentes qui pourront être réalisées.

Pour atteindre l'efficacité maximale du plan de sondage, en terme de coût, nous ne disposons pas d'une estimation unique, moyenne ou total des réalisations d'une variable donnée, mais d'un vecteur aléatoire dont le poids relatif des composantes pourra fluctuer suivant le type d'évaluation ou de prévision effectué. Les estimations qui en résulteront dépendront non seulement du niveau "moyen" des variances du

vecteur "âge" mais aussi de la manière dont ces variances se distribuent suivant les âges. Parmi les solutions proposées, certaines, après GULLAND, ne s'intéressent qu'au niveau moyen de la précision. Il s'agit d'obtenir, pour chaque groupe d'âge participant à la population, des précisions voisines. BAIRD (4) proposant une valeur de 10% pour le coefficient de variation des estimateurs des âges utilise cet objectif pour trouver le meilleur schéma de stratification. Ce type de solution n'apporte qu'une réponse partielle au problème posé. En effet, il n'est pas sûr que, pour un coût donné et une grandeur objectif déterminée, l'égalité des variances des estimations des âges conduise à la meilleure précision des résultats.

SCHWEIGERT et SIBERT (40) utilisent une technique un peu différente qui consiste à optimiser sur chaque groupe d'âge pour trouver la meilleure stratégie d'échantillonnage. La réponse fournie qui ne tient compte que de la structure des débarquements ne peut être qu'incomplète.

La solution envisagée définit un plan d'échantillonnage optimal de telle sorte que la variabilité induite par les captures sur une grandeur objectif choisie soit minimale pour un coût donné.

Elle repose sur la notion classique de perte. En effet, les estimations qui sont faites sont entachées d'erreurs d'échantillonnage. Les décisions qui seront prises au vu de ces estimations peuvent donc entraîner des pertes plus ou moins importantes dues à une mauvaise appréciation de la réalité. Pour diminuer le risque on choisira une fonction des écarts $(c_i - C_i)$ dont la moyenne sur tous les échantillons possibles constituera la fonction moyenne de perte. La recherche des valeurs optimales des taux d'échantillonnage consistera à minimiser la fonction moyenne de perte, vis-à-vis des paramètres du plan de sondage, et moyennant une contrainte de coût.

On définira la fonction de perte par la relation :

$$\Gamma = \{ \sum b_i * (c_i - C_i) \}^2$$

dont la valeur moyenne conduit à la relation :

$$E(\Gamma) = \sum \sum b_i * b_j * \text{Cov}(c_i, c_j)$$

Soit une grandeur Φ fonction des variables C_i . Si l'on choisit les paramètres b tels que:

$$b_i = d\Phi/dC_i = a_i \text{ pour tout } i$$

alors :

$$E(\Gamma) = \text{Var}(\Phi')$$

la procédure d'optimisation consistera à minimiser la variance de Φ' pour un coût global fixé.

On rappellera cependant que cette optimisation ne peut se faire que sur des données "historiques" et donc sur des populations théoriquement différentes de celles qui seront soumises aux sondages subsé-

quents. Cette particularité sera d'autant moins gênante que les structures par âge des débarquements auront des profils similaires sur les périodes considérées. En effet, la structure est plus importante que le niveau moyen des captures (4).

Prolongeant ce qui vient d'être dit, on retiendra que la localisation dans le temps est plus importante que la localisation dans l'espace (5).

2.2.1. - Grandeur objectif

Elle est définie par une fonction Φ des captures dont une estimation est donnée par l'expression :

$$\Phi^* = \Phi^*(c_1, \dots, c_1, \dots, c_n)$$

avec

$$c_1 = c * p_1$$

La procédure d'optimisation se réduit à la minimisation de la variance de Φ^* pour un coût global fixé. Sauf cas assez rares où la fonction Φ sera une fonction linéaire des composantes du vecteur capture \underline{C} , l'expression de la variance de Φ^* sera le plus souvent approchée par les méthodes delta qui utilisent les développements en série de TAYLOR :

$$\text{Var}(\Phi^*) = \sum_i \sum_j a_i * a_j * \text{Cov}(c_i, c_j)$$

et :

$$a_i = \frac{d\Phi}{dc_i}$$

$\text{Var}(\Phi^*)$ est donc une fonction des variances des captures.

La formule ci-dessus fait apparaître clairement l'action combinée, sur la valeur de la variance de Φ^* , de la structure de la population dont dépendront les variances des c_i et de la nature de la grandeur objectif dont dépendent les coefficients a_i .

KIMURA (22), pour étudier les mérites comparés des allocations fixes ou proportionnelles, dans l'hypothèse d'un échantillonnage en deux phases pour la détermination de l'âge, utilise comme fonction objectif :

$$FO = \sum_i a_i * \text{Var}(p_i) , \quad a_i = 1 \text{ pour tout } i$$

LAI (24) reprend la procédure de KIMURA. Toutefois il envisage la possibilité de donner aux coefficients a_i des valeurs différentes, afin de donner des poids différents aux divers âges. Mais cette approche reste encore arbitraire quant au choix des coefficients a_i .

SPARE, KNUDSEN et MUNCH-PETERSEN (44) choisissent une grandeur objectif précise, la moyenne des taux de mortalité par pêche F , dont la

variance définit la fonction objectif qui leur permettra de vérifier qu'une stratégie aléatoire pour la détermination de l'âge est préférable à un échantillonnage en deux phases avec allocation fixe.

Toutefois, la mise au point de la stratégie optimale d'échantillonnage reste, même dans ce dernier cas, liée à la fiabilité d'une estimation intermédiaire. RIVARD (37), LAUREC (25) conduisent l'étude des inférences jusques aux avis ultimes portant sur la ressource et les pronostics. JAKOBSEN et NEDREAAS (17) proposent une approche comparable.

Une grandeur objectif est une fonction des divers paramètres du modèle. Elle constitue une réponse à une question posée. Le choix devrait donc dépendre du type de la réponse attendue, dont la fiabilité dépendra de la qualité de l'estimation de la grandeur considérée, en fait, de la qualité des paramètres du modèle. La fiabilité de la réponse pourra être évaluée par l'analyse des sensibilités de la grandeur considérée vis-à-vis des paramètres du modèle.

Parmi les variables du modèle, les captures par âge sont estimées à partir d'opérations répétitives d'échantillonnage. Il est donc théoriquement possible d'ajuster un plan de sondage, la grandeur objectif étant déterminée et le niveau de précision fixé.

Le choix de la grandeur objectif constitue une étape importante de la procédure d'optimisation dans la mesure où les différentes grandeurs possibles ne présentent pas la même sensibilité aux erreurs liées à l'estimation des captures.

Mais ce critère de sensibilité vis-à-vis des captures n'est pas le seul qui puisse être pris en considération. L'intérêt des analyses résidant dans la formulation de diagnostics et pronostics, il paraît raisonnable de privilégier les grandeurs qui servent de support direct à ces avis. La fiabilité des conclusions sera directement liée à la précision de l'estimation de ces grandeurs.

La qualité des estimations dépendra également des autres paramètres des modèles mais, dans la mesure où l'on cherche à optimiser les plans d'échantillonnage des captures, ils seront maintenus à une valeur fixe.

Nous nous proposons dans ce qui suit de préciser les principales caractéristiques des grandeurs retenues :

- recrutement
- taux de mortalité par pêche F
- rendement par recrue et fonction gain-perte.

a)- Recrutement

Ce sera pour nous l'effectif de la première classe d'âge qui apparaît dans les captures. Son estimation directe par l'analyse de population virtuelle, et pour une cohorte, est soumise aux incertitudes liées à l'estimation des captures successives qui ont marqué le destin de la cohorte dans la pêcherie. Pour une précision donnée, l'effort

d' échantillonnage requis reste cependant relativement modéré. Toutefois cette grandeur n'intervient pas dans la formulation de diagnostics basés sur les rendements par recrue. Par ailleurs, pour les projections à court terme, il arrive fréquemment que l'estimation fournie par la VPA n'intervienne pas directement mais soit uniquement utilisée pour ajuster des valeurs fournies par les PUE commerciales ou des campagnes expérimentales. De ce point de vue, ce n'est sans doute pas la meilleure grandeur envisageable.

b)- Mortalité par pêche

Les taux de mortalité par pêche, F_1 , sont une mesure de l'effet de la pression de la pêche sur les différentes classes d'âge recrutées. Ils jouent un rôle important dans la préparation des diagnostics, car ils sont à la base du calcul des rendements par recrue et permettent de situer l'effort réel par rapport à un effort théorique optimal.

Leurs dérivées par rapport aux captures par âge, C_j , vérifient la relation (Annexe technique T1, 3):

$$\sum_j \frac{dF_1}{dC_j} * C_j = 0 \quad (2.1)$$

On retrouve le même type de relation avec le rendement par recrue et la fonction gain-perte. De cette propriété résulte que la variance de ces fonctions est pratiquement indépendante de la variance de l'estimation du nombre total C de poissons débarqués. Elles ne pourront être utilisées pour évaluer le nombre d'unités de compte (kilos, caisses), servant de base à l'estimation de C.

Le vecteur F intervient dans la définition du rendement par recrue et dans le tracé de la courbe des rendements par recrue en fonction de mF , m étant le multiplicateur d'effort. Pour une précision donnée, la grandeur F nécessite, en général, un effort d'échantillonnage plus important que celui requis pour estimer le recrutement. Il joue un rôle essentiel dans la définition d'outils utilisés pour établir les diagnostics. Toutefois l'optimisation n'est possible que sur une valeur unique, fonction des composantes F_1 du vecteur.

c)- Rendement par recrue Y_R et fonction gain-perte Ω

Il semble donc tout naturel de s'intéresser au rendement par recrue ou à la fonction gain-perte, grandeurs construites à partir du vecteur F . Rappelons la définition de la fonction gain-perte Ω :

$$\Omega = 100 \left(\frac{Y_2}{Y_1} - 1 \right) \quad (2.2)$$

dans laquelle Y_1 et Y_2 représentent les rendements par recrue de deux régimes d'exploitation différents calculés à partir du vecteur de référence F . Ω représente donc la variation relative du rendement par recrue quand on change de régime d'exploitation. Ce peut être un gain ou une perte.

En premier lieu, on vérifie dans le cas d'une cohorte isolée, la relation :

$$\sum_j \frac{dY_1}{dC_j} * C_j = 0$$

Cette relation découle directement de la méthode de calcul, donnée dans l'annexe technique (T1,3), de la dérivée de Y_1 vis-à-vis de C_j et de la propriété équivalente établie pour la grandeur F_1 .

Cette propriété s'étend sans difficulté à la fonction gain-perte :

$$\sum_j \frac{d\Omega}{dC_j} * C_j = 0$$

Pour autant que l'on travaille sur une cohorte isolée, ou une pseudo-cohorte, les conséquences seront identiques à celles mentionnées pour la grandeur F_1 :

- la somme des sensibilités par rapport aux captures est nulle,
- au niveau de l'approximation retenue, la variance de ces fonctions ne dépend pas de la variance de $c = \sum C_j$, avec les conséquences notées plus haut.

Ces résultats peuvent être étendus à l'analyse multicohorte, dans la mesure où le vecteur \underline{F} moyen, qui est utilisé pour le calcul des rendements par recrue, est estimé à partir des années terminales de la VPA. En effet, pour chaque fraction de cohorte prise en compte on aura la relation :

$$\sum_{t=k}^T \sum_{j=1}^J \frac{d\Omega}{dC_{tj}} C_{tj} = 0$$

k désignant la première année retenue et j identifiant une cohorte.

d)- Prévision des captures à court terme

Un objectif qui présente un intérêt certain est la prévision des captures à court terme. Désignons par C_1^p la prévision des captures en nombre, on aura l'estimation :

$$Y^p = \sum_i C_1^p w_i$$

w_i désignant le poids moyen à l'âge i . Sous l'hypothèse d'équilibre, une estimation raisonnable des prévisions des captures est fournie par l'estimation des captures des années précédentes. Ce résultat, intuitivement évident, peut se vérifier à partir du modèle simplifié de POPE (36). On pourra donc remplacer l'équation précédente par la formule équivalente :

$$Y^P = \sum_i C_i W_i$$

qui représente le poids total, estimé, des captures. L'estimation peut se faire à partir de distributions par classe de tailles ou par classe d'âge.

Si l'on abandonne l'hypothèse d'équilibre, le problème de l'estimation des captures à court terme (projection à court terme) change de nature. L'analyse des projections à court terme est uniquement envisagée dans le cadre des études de sensibilité.

2.2.2. - La procédure d'optimisation

L'analyse multicohorte porte sur un certain nombre de cohortes ayant traversé la pêcherie, elle permet donc un traitement statistique des informations fournies. Le plus simple de ces traitements consiste à prendre des valeurs moyennes des recrutements ou des valeurs particulières de F. Par cette opération, on peut espérer obtenir des estimations plus représentatives de la période étudiée. Ainsi, les calculs des rendements par recrue et des projections à court terme sont réalisés à partir d'un vecteur F moyen estimé sur plusieurs années. Si l'on désire planifier l'échantillonnage des débarquements sur ces fonctions il faudra tenir compte, pour l'estimation des variances, de termes de covariances découlant d'estimations de captures réalisées au cours de la même année.

Si Φ symbolise la grandeur objectif retenue, on peut écrire

$$\Phi = \Phi(C_{11}, \dots, C_{1t}, \dots, C_{IT})$$

avec T, nombre d'années retenues et I nombre de groupes d'âge. Soit Φ^* une estimation de Φ telle que :

$$\Phi^* = \Phi^*(C_{11}, \dots, C_{1t}, \dots, C_{IT})$$

où c_{1t} est un estimateur de C_{1t} .

Désignant par a_{1t} la dérivée partielle de Φ par rapport à C_{1t} , on aura une estimation de la variance de Φ^* par l'expression :

$$\text{Var}(\Phi^*) \approx \sum_t \sum_i \{a_{1t}\}^2 \{\text{Var}(C_{1t})\} + \sum_t \sum_{i \neq m} a_{1t} a_{1m} \text{Cov}(C_{1t}, C_{1m})$$

les covariances correspondant à des années différentes n'étant pas prises en compte. Rappelons que la formule précédente ne donne qu'une approximation de la variance de Φ^* .

En ce qui concerne l'étude du plan de sondage, nous avons déjà souligné que la procédure ne se justifie pleinement qu'en période d'équilibre. En conséquence, on supposera que le vecteur moyen des captures sur les années étudiées constitue une année de référence et nous conduirons l'analyse sur ce vecteur qu'on traitera comme une pseudo-cohorte. On retiendra donc l'expression simplifiée :

$$\text{Var}(\Phi^*) = \sum_i \{a_i\}^2 \{\text{Var}(C_i)\} + \sum_{i \neq m} a_i a_m \text{Cov}(C_i, C_m)$$

A partir de cette formule, il sera possible d'obtenir une même valeur de $\text{Var}(\Phi^*)$ pour des combinaisons différentes des paramètres intervenant dans l'expression des covariances des captures C_i, C_m . La solution optimale sera celle qui minimisera le coût total de l'opération. Il sera donc nécessaire de choisir une fonction des coûts et de connaître les coûts relatifs des différentes opérations.

Par ailleurs, compte tenu de la relation :

$$C_i = c * p_i$$

on pourra écrire :

$$\text{Var}(\Phi^*) = \text{Var}(c) * (\sum a_i p_i)^2 + C^2 * \text{Var}(\sum a_i p_i) + \text{Var}(c) * \text{Var}(\sum a_i p_i)$$

Soit, posant $\Theta = \sum a_i * p_i$ et $\Theta^* = \sum a_i * p_i$:

$$\text{Var}(\Phi^*) = C^2 * \text{Var}(\Theta^*) + (\Theta)^2 * \text{Var}(c) + \text{Var}(\Theta^*) * \text{Var}(c)$$

Le produit des variances est en général négligeable par rapport aux deux premiers termes. Il n'en sera pas tenu compte dans la procédure d'optimisation.

Ce résultat suppose :

- l'indépendance mutuelle des variables p_i et c ,
- que les captures totales C sont constantes (situation d'équilibre).

Pour calculer la variance de Φ^* il faudra connaître :

- les a_i , dérivées partielles par rapport à C_i , de la fonction Φ ,
- la variance des proportions estimées p_i ,
- la variance du total estimé c des débarquements (effectifs).

Les coefficients a_i sont considérés comme des constantes. Ce sont des valeurs externes au processus d'optimisation. ← (50) 6

Les estimations de C et de $\text{Var}(c)$ interviennent dans la phase finale d'optimisation. Elles peuvent être obtenues par des voies diverses mais le protocole d'échantillonnage sera toujours relativement simple.

Pour les estimations des proportions P_i et de leur variance, il y aura lieu de respecter la structure par catégorie commerciale. Les estimations globales sont la somme des estimations partielles par catégorie (plan stratifié).

Pour chaque catégorie, on est donc en présence d'un plan de sondage comportant deux niveaux et, le plus souvent, deux phases, pour la détermination des histogrammes de tailles et des proportions d'âges. Nous avons retenu comme unités du deuxième niveau les poissons et non les caisses dans lesquelles ils sont présentées. Cette approche donne

plus de souplesse à la procédure d'optimisation sans cependant introduire trop d'erreurs dans la mesure où les variations entre caisses sont du même ordre de grandeur que les variations à l'intérieur des caisses et généralement faibles par rapport aux variations entre débarquements. Cette propriété est fréquemment vérifiée (42). Le fait est théoriquement explicable compte tenu du fait que le remplissage des caisses, par catégorie, est le résultat d'un processus plus ou moins aléatoire.

Nous avons utilisé le terme "subdivision" pour désigner la partition "espace-temps" qui doit servir de cadre aux déroulements des opérations d'échantillonnage. Dans ce contexte le critère "temps" agit comme un véritable stratificateur dont la prise en compte doit normalement conduire à une efficacité accrue de l'échantillonnage. Par contre le critère "espace" n'induit pas forcément une plus grande précision de l'estimation globale. Dans la mesure où les régions ainsi définies correspondent à des entités administratives différentes, il peut être intéressant que la précision attachée à chacune de leur estimation soit indépendante de celle des régions voisines. La procédure d'optimisation proposée est fondée sur cette indépendance régionale et suppose aussi une égale précision pour chacune des estimations séparées.

L'unité d'analyse prise en compte est la subdivision ou strate spatio-temporelle. Pour chacune de ces unités la stratification en catégories commerciales est combinée avec un sous-échantillonnage simple et chaque strate est échantillonnée indépendamment.

Les paramètres à optimiser seront donc :

- n_{1h} , nombre de mensurations, par unité primaire (visite), pour la catégorie commerciale h ;
- n_{2h} , nombre de poissons âgés, par unité primaire, pour la strate h ;
- q_h , nombre d'unités primaires échantillonnées dans la strate h .

La procédure d'optimisation sera scindée en deux parties .

a)- Rationalisation des opérations visant à l'estimation des structures

On utilise pour cela le premier terme du second membre de la variance de Φ' .

Le processus comporte plusieurs étapes et utilise les méthodes classiques de la théorie de l'échantillonnage. Les détails sont donnés dans l'annexe technique (T1, 4 & T2, 3).

* Pour chaque catégorie commerciale on va calculer la valeur optimale du rapport n_{2h}/n_{1h} , nombre de poissons âgés/nombre de poissons mesurés, et des n_{2h} .

* Ces estimations permettent de calculer, pour chaque catégorie commerciale, un coût global et un indice global de variabilité. Utilisant la formule d'allocation optimale de NEYMAN, on peut alors estimer la proportion optimale α_h d'unités primaires qui doivent être observées pour la catégorie h .

* Connaissant les poids relatifs α_n des catégories commerciales, on peut calculer le nombre total q d'unités primaires à observer, soit pour un coût global donné, soit pour une valeur donnée de la fonction objectif. On aura donc pour la strate h :

$$q_h = q \cdot \alpha_h$$

Cette première phase de la procédure d'optimisation conduit à un plan optimal définitif dans les cas suivants :

- effectif C connu sans erreur
- grandeur objectif indépendante du niveau des captures ; c'est le cas pour F , taux de mortalité instantanée, et des fonctions dérivées, rendement par recrue et fonction de gain-perte.

b)- Introduction de la variabilité due à l'estimation de C , capture totale

Dans les cas où la grandeur objectif dépend du niveau des captures, du recrutement et de toute grandeur objectif fonction linéaire des captures par classe d'âge (tailles), la recherche du plan optimal doit tenir compte de la variabilité liée à l'estimation de l'effectif total C .

Le deuxième terme de la variance de Φ' permet d'inclure, pour l'estimation de cette variance, la part de variabilité due à l'estimation des effectifs. Le processus d'optimisation pourra présenter des variantes selon les méthodes utilisées pour estimer l'effectif total C et la variance associée. Si les observations faites dans ce but sont concomitantes des prélèvements pour évaluation des structures démographiques on pourra estimer une valeur de q , nombre total d'unités primaires à prélever, qui tiennent compte, directement, de l'ensemble de ces opérations. Si l'estimation des effectifs est effectuée par une démarche indépendante, le calcul des valeurs optimales sera légèrement différent, mais à peine plus compliqué.

On peut donc, à ce stade, définir un plan de sondage pour une subdivision spatio-temporelle donnée et une précision donnée. Mais ces résultats sont partiels en ce qui concerne les estimations de la grandeur objectif et de sa variance. Or, l'estimation globale de la grandeur objectif n'est pas, en général, en relation simple avec les estimations partielles faites par subdivision. De même, la variance globale ne peut s'exprimer simplement en fonction des variances partielles. On admettra cependant, pour démarrer le processus, que le coefficient de variation de la grandeur objectif globale ne peut être supérieur au plus grand des coefficients des estimations partielles. L'optimisation par subdivision se fera pour un coefficient de variation constant de la grandeur objectif. Des solutions plus avantageuses pourront peut-être apparaître par la suite.

Sauf en ce qui concerne les problèmes afférents aux opérations d'âgeage, les analyses qui précèdent sont valables dans les cas où l'on s'intéresse uniquement aux distributions par classe de tailles. Les plans de sondage seront plus simples. Par contre, quelques complications pourront apparaître au niveau de la définition et de l'utilisa-

tion de certaines fonctions comme grandeur objectif.

2. 3. - LES PROGRAMMES

On trouvera dans l'annexe technique (tome 2) toutes les informations utiles concernant les programmes d'optimisation :

- OPTAGE, pour des débarquements structurés en classes d'âge,
- OPLONG, pour des débarquements structurés en classes de tailles.

Ces programmes ont été conçus pour rationaliser les opérations d'échantillonnage. Une grandeur objectif étant définie, le but recherché est de répartir l'effort d'échantillonnage total, mesuré en terme de coût, de façon à obtenir un coût minimal pour une précision donnée. Ce résultat sera atteint par la recherche de taux d'échantillonnage spécifiques pour les strates et les unités d'échantillonnage incluses dans le plan de sondage.

L'analyse suppose une situation d'équilibre. Cette restriction paraît normale dans la mesure où la procédure utilisée admet, comme principale hypothèse, la reproductibilité de la structure des débarquements d'une année sur l'autre.

Compte tenu de la diversité dans les plans de sondage utilisés, nous avons essayé de construire un outil assez souple qui puisse convenir à la majorité des situations rencontrées avec un minimum de distorsion par rapport à la réalité. Les résultats de l'analyse, compte tenu des contraintes diverses qui président à l'estimation de la valeur d'une capture, ne peuvent être qu'approximatifs. Ceci est d'autant plus évident que l'hypothèse d'équilibre, inévitable dans le cadre de ce programme, ne correspond pas à la réalité. C'est essentiellement un outil d'analyse qui doit permettre de se rapprocher au mieux des solutions optimales, inaccessibles par nature.

2. 4. - EXEMPLES-DISCUSSIONS

En première approximation, la variance d'une grandeur fonction des captures peut s'exprimer au moyen des variances des captures estimées. Tenant compte des coûts des opérations élémentaires qui constituent le plan de sondage, et de la précision souhaitée pour la grandeur étudiée, il est possible de préconiser une répartition de l'effort total entre les diverses opérations élémentaires de telle sorte que la précision demandée soit acquise au moindre coût. C'est la voie qui a été choisie dans les programmes OPTAGE et OPLONG.

L'expression de la variance de Φ dépend de deux facteurs :

- les dérivées partielles a_i qui dépendent de la grandeur Φ ,
- le plan de sondage par l'intermédiaire des termes de variance et de covariance.

Dans les deux cas il existe une certaine liberté de choix dont les résultats de l'optimisation vont dépendre.

Les résultats des tableaux II. 1 à II. 20 sont une illustration des analyses faites sur des débarquements de baudroie (Lophius piscatorius.)

et de cardine (Lepidorhombus whiffiagonis).

Les calculs ont été réalisés avec 4 fonctions :

- recrutement
- F moyen,
- rendement par recrue et fonction gain-perte.

2.4.1. - Le plan de sondage et les estimateurs

Le plan de sondage est caractérisé par la méthode de sélection de l'échantillon qui va dépendre de la répartition de la population cible et des contraintes de terrain. Si en outre, on pose que des procédures aléatoires de sélection doivent être la règle, la liberté de choix est faible.

a)- Méthodes d'estimations des effectifs par âge

Une analyse des méthodes est présentée dans l'annexe technique (T1,4). Elle porte sur les procédures de sélection et sur le choix des estimateurs.

Trois possibilités sont considérées

- 1)- Echantillonnage aléatoire simple des poissons âgés et estimations directes des effectifs par âge.
- 2)- Echantillonnage en deux phases : les procédures de sélection pour la détermination des effectifs en classes de longueurs et en classes d'âge sont liées; estimateurs des âges pondérés par les effectifs relatifs des classes de longueurs de l'échantillon.
- 3)- Echantillonnages indépendants (E.A.S) pour l'estimation des effectifs par âge et classe de longueurs mais, comme précédemment, les estimations des effectifs par âge utilisent l'information contenue dans l'histogramme des longueurs.

Les programmes d'optimisation ne traitent pas explicitement cette dernière méthode. Il est cependant très probable que dans les cas où la procédure en deux phases ne peut être utilisée en raison de contraintes diverses, les estimations qu'elle donne sont, en moyenne, plus efficaces que celles fournies par des estimations directes(cas 1).

En ce qui concerne la procédure en deux phases, le nombre d'individus à prélever pour âgeage peut être lié au nombre d'individus mesurés (allocation proportionnelle) ou fixé plus ou moins arbitrairement (allocation fixe).

Notons tout d'abord, et ceci sera valable pour la plupart des analyses présentées, que l'interprétation correcte des résultats nécessite que soient précisés trois points :

- les études comparatives sont faites sur les résultats bruts de l'analyse : les nombres d'unités primaires ou secondaires à échantillonner ne sont pas forcément des nombres entiers;
- pour des motifs que nous présenterons plus loin, les covariances éventuelles entre les captures n'ont pas été prises en compte,
- les calculs sont faits pour une précision donnée (généralement

10%), ce sont les coûts qui permettront de juger de l'efficacité des options choisies.

La stratégie proportionnelle est toujours supérieure, ou au moins équivalente à un échantillonnage aléatoire simple. En ce qui concerne la stratégie fixe, elle apparaît parfois équivalente à la stratégie proportionnelle. Rappelons que l'expression allocation fixe est souvent associée à un choix plus ou moins arbitraire de la taille des échantillons pour âgeage. Ainsi, KITCHEN (48) recommande de prélever 10 poissons pour chaque strate de longueurs où l'effectif est suffisant et de garder tous les individus quand $n_1 \leq 10$. Or, des techniques statistiques appropriées permettent d'optimiser la répartition par strate de longueurs des prélèvements pour âgeage : allocation optimale (10) ou estimation bayésienne (49). Le programme OPTAGE fournit une solution qui se rapproche des propositions de KITCHEN en ce sens que, pour une catégorie commerciale donnée, on obtient une taille unique des sous-échantillons par classe de longueurs. Cependant, le nombre d'observations dépendra de la précision que l'on désire atteindre sur les résultats finaux. La stratification en catégories commerciales permet une modulation des prélèvements par classe de longueurs et donc un certain gain de précision. Toutefois, si l'on s'en tient à l'aspect pratique des choses cet avantage se révèle quelque peu illusoire. En effet, les nombres de poissons n_{2j} qui seront prélevés par classe de longueurs doivent être au moins égaux à 2 pour permettre le calcul des estimateurs de variance. Les ajustements nécessaires vont sensiblement accroître le nombre des lectures d'âge à effectuer. Des ajustements seront quelquefois nécessaires dans le cas de l'allocation proportionnelle, mais ils seront en général beaucoup moins contraignants.

b)- Les estimateurs du sondage à deux niveaux

Nous avons retenu deux estimateurs : l'estimateur simple et l'estimateur rapport. Dans ce dernier cas, les facteurs de pondération peuvent être les effectifs des unités secondaires, procédure classique, ou le nombre d'unités de compte (caisses, kilos). Dans la mesure où la population étudiée est stratifiée en plusieurs catégories commerciales ces deux estimateurs sont équivalents. Dans les exemples traités nous avons toujours utilisé l'estimateur simple. L'estimateur rapport peut être conseillé quand l'objectif principal est l'estimation de la variance des estimations et fortement recommandé dans le cas de populations non stratifiées en catégories commerciales.

c)- Les termes de covariance

Ils apparaissent normalement quand on considère une pseudo-cohorte. Comme ils mesurent des liaisons entre des estimations de captures, ils seront le plus souvent négatifs et tendront à diminuer la variance de la grandeur objectif. Toutefois, l'effet global va dépendre du signe des dérivées premières $a_1 (= d\Phi/dC_1)$ qui interviennent dans l'expression de la variance de Φ . Dans le cas du recrutement, pour lequel les dérivées sont toutes positives, la réduction de variance est importante. Cette réduction est nettement moins accusée pour les autres grandeurs retenues. Par ailleurs, il faut noter que leur présence entraîne fréquemment un blocage de la procédure d'optimisation. Dans ce cas il n'y aura pas d'inconvénient à ne pas les utiliser.

2. 4. 2. - Grandeur objectif

Le choix de la grandeur objectif répond à des exigences théoriques et pratiques. Toutefois, les conséquences sur le plan statistique ne sont pas négligeables et méritent quelques réflexions.

Le premier constat qui s'impose à l'examen des résultats, tableaux II.1-18, est que les diverses grandeurs envisagées ne nécessitent pas le même effort d'échantillonnage pour atteindre une précision donnée, le rendement par recrue étant apparemment le moins exigeant. Toutefois, ce résultat doit être interprété.

Nous avons déjà signalé que le rendement par recrue et la fonction gain-perte sont deux concepts importants de l'analyse des pêcheries. On peut vérifier, tableaux II.3 et II.4, que pour une même valeur des coefficients de variation, le coût de l'échantillonnage est beaucoup plus élevé dans le cas de la fonction Ω . Toutefois, il est important de noter que les deux résultats n'apportent pas la même quantité d'informations. Ceci est intuitivement évident compte tenu de la structure de la fonction gain-perte. Pour étayer le raisonnement, nous supposerons, hypothèse loin d'être garantie, que les grandeurs estimées suivent une loi normale.

La fonction gain-perte mesure une variation relative du rendement par recrue provoquée par une modification du régime d'exploitation. Une valeur de 0,10 du coefficient de variation, σ_n/Ω , implique une forte probabilité pour que la valeur Ω soit significativement différente de 0. En effet, l'écart réduit $|\Omega^* - 0|/\sigma_n$ est égal à 10, valeur qui a une probabilité négligeable d'être atteinte par le seul fait du hasard. Si l'hypothèse de normalité était vérifiée, une précision relative de 0,30, correspondant à un écart réduit de 3,3, serait suffisante pour tester l'hypothèse nulle ($\Omega=0$) avec un risque d'erreur inférieur à 0,1%

Considérons maintenant le rendement par recrue Y_1 qui correspond au régime d'exploitation courant et dont nous connaissons une estimation Y^*_1 . Soit Y_2 la nouvelle valeur du rendement par recrue correspondant à un nouveau régime d'exploitation. Pour pouvoir affirmer, avec un risque d'erreur α , que les deux régimes sont significativement différents, il faudra vérifier l'inégalité :

$$|Y^*_1 - Y_2| \geq z_{\alpha/2} * \sigma_{Y_1}$$

$$|Y^*_1 - Y_2| / Y^*_1 \geq z_{\alpha/2} * CV_{Y_1}$$

Si l'on estime le premier membre à partir de la valeur $\Omega^* = -1,856$ (tableau II.3) et l'on retient la valeur $\alpha=0,05$ ($z_{\alpha/2}=1,96$), on obtient le résultat : $CV_{Y_1} \leq 0,01856/1,96 = 0,0095$.

Ainsi, pour avoir une information à peu près équivalente à celle fournie par la fonction gain-perte Ω , il faudrait être beaucoup plus exigeant quant à la précision recherchée pour le rendement par recrue. Une précision équivalente à celle estimée ci-dessus serait pratiquement inaccessible.

Les exigences de la fonction gain-perte ne sont donc pas aussi sévères qu'il apparaît. Cependant il faut noter qu'il n'existe pas qu'une seule fonction gain-perte. Il y a, en fait, autant de fonctions que de choix possibles pour le deuxième régime d'exploitation défini par le coefficient multiplicateur m ($F' = mF$, $F =$ vecteur des coefficients de mortalité par pêche définissant le régime de référence) et caractérisé par le rendement par recrue Y_2 . Pour une même précision relative, elles exigent des efforts d'échantillonnage différents. Les exemples donnés ci-après portent sur des échantillonnages de baudroies et correspondent à une précision relative de 0,10.

m	0,90	0,95	1,01	1,05	1,10	1,15
Ω	+1,468	+0,946	-0,171	-0,891	-1,856	-2,879
var(Ω)	0,0216	0,0063	0,0003	0,0079	0,0345	0,0829
Coût	14873	13318	11730	10817	9813	8940
q	106	95	84	77	70	64

Tableau II. 19. Caractéristiques des plans optimaux afférents à quelques fonctions gain-perte

L'effort total peut être évalué par le coût, qui n'a pas dans ces exemples une réalité concrète, ou par le nombre total q de grappes à examiner. Il se trouve, en effet, que les taux "optimaux" d'échantillonnage à l'intérieur des grappes sont très voisins, les différences de comportement entre les diverses fonctions étant essentiellement prises en compte par le nombre de grappes à sonder. Ce phénomène, plus ou moins accusé selon les échantillons ou les espèces, est quasi général. Il tient au fait que la variabilité entre les grappes est plus grande que la variabilité à l'intérieur des grappes.

Nous avons retrouvé le même type de variation en fonction de m pour les espèces suivies. Quoi qu'il en soit il semble préférable de choisir une fonction gain-perte correspondant à un accroissement modéré de l'effort, (m égale 1,05 ou 1,10,) les problèmes résultant le plus souvent d'une augmentation de l'effort.

D'autre part l'analyse qui précède montre que le choix d'une grandeur objectif est une étape nécessaire mais non suffisante dans la procédure d'optimisation. Il faudra en dernier lieu décider de la précision qu'il est nécessaire d'obtenir et évaluer le coût afférent. Cette dernière étape pose des problèmes théoriques et pratiques.

2. 4. 3-. Synthèse des résultats

Quelles que soient les options retenues concernant le plan de sondage, les estimateurs ou la grandeur objectif, les résultats font ressortir trois points importants.

a)- Les coefficients de variation des estimations des captures montrent qu'une précision de 10% de la grandeur objectif est obtenue avec une précision relative sur les captures nettement moins bonne, en moyenne. On notera à ce propos (fig. 1), que les coefficients de variation des captures ont un profil fortement lié (négativement) à la structure de la population, le niveau moyen étant dépendant de la nature de la grandeur objectif.

b)- Les nombres d'individus à prélever pour mensuration et âgeage sont dans l'ensemble assez faibles. Ce résultat reste lié, dans une certaine mesure, au choix des coûts afférents à chacune des opérations élémentaires. Si, par exemple, le coût d'accès à une unité primaire devait être multiplié par 2 les valeurs affichées seraient multipliées par $\sqrt{2}$. On peut espérer que les estimations des coûts qui interviennent dans le processus d'optimisation sont suffisamment proches de la réalité pour ne pas provoquer des distorsions trop sensibles, mais la possibilité d'erreurs grossières ne peut être ignorée et négligée.

c)- Les essais effectués montrent que des variations autour des valeurs estimées entraînent peu de changement sur l'estimation du nombre d'unités primaires à examiner. Ceci est dû en partie à la structure des estimateurs du sous-échantillonnage, mais tient aussi au fait que la variabilité entre unités primaires est plus forte que la variabilité moyenne à l'intérieur de ces unités. Ce fait est couramment constaté dans les sondages à deux niveaux, mais peut se trouver aggravé ici, des glissements entre catégories commerciales d'une vente à l'autre, dues à des raisons commerciales, étant assez souvent observées. Une autre conséquence de l'instabilité des catégories commerciales est le recouvrement assez important des classes d'âge ou de longueurs. L'effet le plus sérieux se traduit par une efficacité moindre de la stratification en catégories commerciales et une augmentation du nombre d'unités primaires à examiner.

Dans certains cas, le nombre d'unités primaires (ventes) actuellement examinées est nettement inférieur à celui considéré comme optimal par le programme. Comme nous l'avons déjà noté, l'évaluation des différents coûts peut jouer un rôle non négligeable dans l'estimation de ce nombre. Il faut noter ici que l'accès à une unité primaire, dans le cas où l'on ne fait pas appel à des sociétés de service, exige le déplacement d'agents qui peut être ressenti comme contraignant. Par ailleurs ces déplacements entraînent quelquefois des pertes de temps qui peuvent être mal évaluées et induisent des effets négatifs sur d'autres opérations. Tout ceci peut provoquer une certaine tendance à réduire le nombre de visites et à augmenter le nombre de prélèvements par visite.

Des observations plus générales peuvent être faites.

On remarque en premier lieu que le paramètre " γ ", qui représente le rapport entre le nombre d'unités âgées et le nombre d'unités mesurées est relativement peu sensible à la grandeur objectif choisie. Il est surtout lié à la structure en âge.

Le poids des catégories commerciales est beaucoup plus influencé

par la fonction considérée. Le recrutement, par exemple, privilégie la catégorie commerciale formée des jeunes individus. Ceci étant, l'effectif des catégories commerciales joue aussi un rôle prépondérant dans la détermination du poids relatif de la catégorie. En effet, si on compare les résultats des deux espèces pour la fonction gain-perte, on constate que pour la cardine, la catégorie 1 formée des gros individus apporte l'essentiel de l'information. Les effectifs par catégorie étant comparables, le résultat paraît logique. En ce qui concerne la baudroie, les poids suivent la même progression que les effectifs qui sont dans un rapport de 1 à 100 entre la catégorie 1 et la catégorie 5.

Le projet a été centré sur les distributions par âge. Toutefois, en ce qui concerne la partie échantillonnage, il nous a paru utile de pouvoir appliquer les procédures d'optimisation aux distributions de longueurs. Dans ce cas la technique d'échantillonnage est simplifiée. Par ailleurs, on peut utiliser les mêmes grandeurs objectif que celles utilisées pour les distributions par âge grâce au logiciel ANALEN (8).

Des tests comparatifs, (âge, longueur), ont été faits sur des données de Baudroie. Les résultats sont reportés dans les tableaux II.20 à II.23. L'optimisation sur le poids des débarquements fait apparaître des divergences liées en grande partie au fait que les catégories commerciales n'ont pas la même importance relative dans les deux cas. Le coût supplémentaire dû aux opérations d'âgeage n'explique pas à lui seul la différence enregistrée pour les coûts globaux. Malgré ces différences les résultats obtenus restent comparables.

Dans le cas de la fonction gain-perte, les différences entre les poids relatifs des catégories commerciales sont encore plus accusées. Un autre fait remarquable réside dans la valeur calculée de la fonction gain-perte. Elle est nettement supérieure, en valeur absolue, quand l'analyse est faite sur les distributions de longueurs. Enfin, les coûts globaux et donc les niveaux d'échantillonnage ne sont pas du même ordre de grandeur. Si l'on s'en tient exclusivement à l'objectif optimisation, ces différences peuvent être considérées comme accessoires. Ces résultats soulèvent néanmoins des questions.

Les résultats présentés jusqu'ici font référence à une strate spatio-temporelle, soit les débarquements enregistrés un trimestre donné pour un port donné. L'analyse présentée permet d'optimiser l'effort d'échantillonnage à l'intérieur de cette unité. Cependant, on pourrait désirer aller plus loin en cherchant une optimisation entre les différentes strates spatio-temporelles où sont enregistrés les débarquements d'un stock donné. En dehors du fait que ce souhait ne nous paraît pas réaliste, compte-tenu d'une certaine précarité des informations disponibles, la procédure se heurterait à des difficultés liées à la structure des grandeurs objectifs. L'examen du tableau II.24 montre bien la nature du problème. Dans le cas d'une fonction linéaire par rapport aux captures (le recrutement apparaît comme tel quand on utilise la technique de calcul de POPE), l'estimation finale et la variance associée sont liées aux résultats obtenus par subdivision. De ce fait, il est possible d'estimer le coefficient de variation qu'il serait souhaitable d'obtenir dans chaque subdivision pour assurer une répartition optimale de l'effort. Plus simplement, si les effectifs par

subdivisions sont égaux, et pour un coefficient de variation CV constant on aura, pour la grandeur Φ , la relation : $CV(\Phi) \approx CV/\sqrt{N}$, relation qui permet, théoriquement, d'adapter l'effort d'échantillonnage dans les subdivisions spatio-temporelles.

Pour les grandeurs non linéaires, pratiquement celles qui présentent le plus d'intérêt pour les diagnostics et prévisions, il n'y a pas de liens apparents entre la précision relative obtenue pour chacune des strates et la précision de l'estimation finale et donc aucune possibilité d'harmoniser l'effort d'échantillonnage entre les strates à partir de ces données. Il y a donc à ce niveau un problème réel.

Une autre difficulté existe liée au fait que l'estimation de la grandeur objectif dépend de l'estimation d'un vecteur et non d'une variable unique. Dans ce dernier cas, si la solution optimale conduit à des valeurs trop faibles (<2) qui ne permettent pas d'estimer une variance, il suffira d'ajuster à deux le nombre d'observations à réaliser. Dans le cas qui nous préoccupe cette solution pourra s'appliquer aux nombres d'unités primaires à examiner par catégorie commerciale (q_h), mais quelle valeur faudrait-il choisir pour estimer le vecteur "capture" à l'intérieur d'une unité primaire ? Il est évident qu'on ne peut espérer obtenir une estimation satisfaisante avec seulement deux valeurs par unité primaire, sauf si le nombre d'unités primaires examinées est suffisamment important ce qui sera rarement le cas, même si l'analyse des données montre qu'il doit en être ainsi.

Le problème peut se poser avec la grandeur objectif Y_R qui est en général moins sensible aux erreurs sur les captures (ex. tab. II. 4). Sauf exception, il ne devrait pas y avoir de problème avec la fonction gain-perte. Dans les cas où le nombre total de mensurations conseillé est jugé trop faible on peut utiliser la méthode de MANN et WALD, revue par WILLIAMS (50), qui permet d'obtenir, dans la perspective d'utilisation du test de Khi-deux, le meilleur rapport entre le nombre de classes et le nombre d'observations moyennant certaines hypothèses concernant la puissance du test (ex. 30 classes pour 200 observations). Si l'on reprend l'exemple du tableau II. 4, en fixant à deux unités le nombre d'unités primaires échantillonnées, on trouve un total de 56 mensurations pour 20 classes de tailles. En ajoutant 2 unités aux valeurs affichées pour chaque catégorie commerciale on obtiendra finalement une centaine de poissons mesurés. Cette correction n'aura pas une incidence majeure sur le plan initial compte tenu des réajustements nécessaires.

Selon la fonction des captures choisie, il n'est pas toujours possible de répartir l'effort total, correspondant à un objectif déterminé fixé en terme de coût ou de précision, entre les différentes strates échantillonnées. Une certaine rationalisation du plan d'échantillonnage à l'intérieur d'une subdivision spatio-temporelle peut accroître sensiblement l'efficacité des opérations d'échantillonnage. Considérons, par exemple, les résultats du tableau II. 15; ils résultent de données observées dont le total a été reporté dans le tableau II. 25. Les données ainsi recueillies permettent de calculer le coefficient de variation et le coût des opérations d'échantillonnage. Pour une même précision, les valeurs correspondantes obtenues après

optimisation du plan de sondage sont reportées dans la colonne "valeurs estimées". Le gain sur les coûts est d'environ 100% .

	valeurs observées	valeurs estimées
mensuration	871	463
âgeage	373	64
unité primaire	26	33
CV	0,30	0,30
coût	10051	5227

Tableau II. 25. Valeurs comparées des efforts d'échantillonnage avant et après optimisation du plan d'échantillonnage

Les résultats ne seront pas tous aussi favorables. Cet exemple montre quand même le bénéfice qu'on peut retirer de l'adoption d'un plan rationnel de sondage et donc de l'intérêt de s'en rapprocher au mieux, si ce n'est déjà fait.

DISCUSSION

Les études de sensibilités sont le plus souvent réalisées au moyen de techniques de simulation. La puissance d'une telle procédure a été largement démontrée (31). Toutefois, les approximations réalisées à partir du développement en série de Taylor d'une fonction, peuvent aussi être fructueuses. Bien qu'elles ne fournissent pas des résultats exacts, elles offrent la possibilité d'une compréhension "analytique" des résultats acquis par simulation. Cette approche nécessite cependant que soient explicitées les dérivées d'ordre 1 et 2 de la fonction. Sur les algorithmes présentés dans la partie théorique, les calculs ont été développés dans les programmes SENSAG et MULTCO. Ces programmes informatiques permettent de répondre à deux types de questions :

- répercussion sur l'estimation de la grandeur Φ d'une erreur connue du paramètre Θ_1 intervenant dans le modèle ;

- calcul du biais et de la variance de l'estimation Φ sachant que l'estimation de la variable Θ_1 est sans biais et a une variance connue.

Eventuellement, l'étude pourrait être étendue à d'autres grandeurs telle la biomasse féconde.

Comme nous l'avons déjà noté, le problème de l'optimisation de l'échantillonnage des débarquements a été traité par divers auteurs. Toutefois, ces études sont partielles et limitées à une phase particulière du plan d'échantillonnage, ou traitent le problème dans son ensemble mais ne s'intéressent qu'à des résultats intermédiaires : captures ou taux de mortalité par pêche. Suivant les recommandations de RIVARD (37) et LAUREC (25), nous avons retenu des grandeurs sur lesquelles se fondent les diagnostics.

Il se trouve que les plus pertinentes ne se prêtent pas à une optimisation globale (toutes les strates spatio-temporelles étant considérées simultanément) du plan d'échantillonnage. Toutefois, compte tenu des hypothèses qui sont à la base de la procédure : structure des débarquements plus ou moins conservée d'une année sur l'autre et possibilité d'échantillonnage sans contrainte, il serait sans doute déraisonnable de chercher une solution optimale du plan d'échantillonnage qui couvrirait l'ensemble des points de débarquement et des strates temporelles. Quoi qu'il en soit, on a pu vérifier qu'une répartition plus équilibrée de l'effort d'échantillonnage à l'intérieur d'une strate spatio-temporelle pouvait améliorer sensiblement l'efficacité des opérations d'échantillonnage. Les programmes proposés doivent permettre de se rapprocher de cette solution optimale.

EVALUATION ECONOMIQUE

Il est certain qu'une meilleure connaissance de la fiabilité des résultats des évaluations et des points sensibles des analyses y conduisant, doit permettre d'adapter les études sous-jacentes. Il demeure cependant difficile d'évaluer les effets d'une plus grande efficacité des travaux scientifiques.

TRAVAUX FUTURS

Si des conclusions ont pu être tirées quant à l'utilité des outils proposés, il reste que les informations qu'ils fournissent ne peuvent pas toujours être exploitées rapidement, pour des motifs d'ordre structurels, au niveau d'un laboratoire. Aussi, il ne nous paraît pas opportun de développer de nouvelles études théoriques sur le sujet, notamment en ce qui concerne les plans d'échantillonnage, sans avoir pu apprécier pleinement l'impact de ces premières études.

EXPLOITATION DES RESULTATS

Les résultats scientifiques seront diffusés par les voies classiques, étant entendu que seront respectées les conditions de la Commission concernant la publicité faite à sa participation au financement de l'étude.

Les logiciels sont parties intégrantes de la méthodologie proposée pour étudier la fiabilité des diagnostics établis au vu des résultats fournis par les modèles utilisés en halieutique. A cet égard, ils peuvent satisfaire les besoins propres des chercheurs, français ou étrangers, pour la mise au point d'outils relevant du domaine de la décision. Les conditions de cession du droit d'usage pourront dépendre de la qualité des demandeurs.

ANNEXE 1

**Coût global du projet
IFREMER (Francs français)**

Phases	1		2		3	-
Semestres	1	2	3	4	5	Total
Personnel	301 200	401 600	426 700	125 500	150 600	1 405 600
Voyage	-	2 355	13 130	9 665	17 251	42 401
Consommables	-	84 000	2 846	2 830	3 802	93 478
Calcul	6 000	42 000	36 000	8 000	4 000	96 000
Autres	-	-	-	-	-	-
Total	307 200	529 955	478 676	145 995	185 643	1 637 479

**Costo global del proyecto
I.E.O. (Pesetas)**

Pases	1		2		3	-
Semestres	1	2	3	4	5	Total
Trabajo	1 260 000	1 260 000	1 260 000	420 000	1 050 000	5 250 000
Viajes y manutencion	216 510	89 205	-	191 522	496 500	993 737
Fungible	333 756	200 292	603 752	140 620	80 960	1 359 380
Otros gastos	711 833	970 120	656 248	101 002	463 239	2 902 442
Total	2 522 099	2 519 617	2 520 000	853 144	2 090 699	10 505 559

ANNEXE 2

TABLE DES SYMBOLES

i	= indice des âges
j	= indice des longueurs
h	= indice des catégories commerciales
k	= indice des unités primaires
t	= indice du temps
a_i	= dérivée de Φ par rapport à C_i (C_j) $d\Phi/dC_i$
C	= capture totale en nombre
C_i	= total des individus d'âge i dans les captures
C_j	= total des individus de taille j dans les captures
C_1	= coût moyen d'une mesure
$C_2(h)$	= coût moyen d'une lecture d'âge pour la catégorie h
C_p	= coût d'accès à une unité primaire
$C.V$	= ou CV, coefficient de variation
DT_i	= temps nécessaire à un individu pour passer de la classe d'âge i à la classe d'âge $i+1$
F_i	= taux de mortalité par pêche de l'âge i
Gamma	= rapport nombre d'individus âgés/nombre d'individus mesurés
M_i	= taux de mortalité naturelle pour l'âge i
M_h	= nombre d'unités secondaires (poissons) dans la strate h
M_k	= nombre d'unités secondaires dans l'unité primaire k
M	= nombre total d'unités secondaires
m, μ	= multiplicateur d'effort
N_i	= effectif pour l'âge i
$n_1(h)$	= nombre d'individus mesurés dans la catégorie h
$n_2(h)$	= nombre d'individus âgés dans la catégorie h
n_{2j}	= nombre d'individus âgés dans la classe de longueur j
n_1	= nombre total d'individus mesurés
n_2	= nombre total d'individus âgés
P_i	= proportion d'individus d'âge i dans les captures
$P_j (W_j)$	= proportion d'individus de longueur j dans les captures
$P_{i,j}$	= proportion d'individus d'âge i dans la classe de longueur j
Q	= nombre total d'unités primaires dans une strate spatio-temporelle
q	= nombre d'unités primaires échantillonnées
q_h	= nombre d'unités primaires échantillonnées dans la catégorie h
s_1	= estimateur de la variance entre unités primaires
s_2	= estimateur de la moyenne des variances dans les unités primaires
TAC	= Total des captures admissibles (Total Allowable Catches)
$Var(c)$	= variance de c
$var(c)$	= estimateur de $Var(c)$
$W(h)$	= proportion d'unités secondaires dans la strate h
W_i	= poids d'un individu à l'âge i
Y_R	= rendement par recrue, régime R ($R=1, 2$)
Z_i	= taux de mortalité totale pour l'âge i ($Z_i=F_i+M_i$)
α_h	= poids 'statistique' de la catégorie h
α_i, α_j	= coefficient de sensibilité de Φ par rapport à C_i (C_j)

Φ = fonction des C_1 (C_2) qui sera prise comme grandeur objectif
 Θ = paramètre de la fonction Φ et aussi $\Theta = \sum a_i p_i$
 Ω , RO = fonction gain-perte

* Les estimateurs sont représentés par des lettres minuscules ou repérés par le signe \cdot : $c, p_i, \dots, \Phi^{\cdot}$.

ANNEXE 3

REFERENCES BIBLIOGRAPHIQUES

- 1 AMSTRONG D.W. and S. IIARDIA ,1986.- On Bias in Estimates of Population Parameters Obtained by Means of Length-Stratified Sampling for Age-Length Keys. Cons.Int. Explor.Mer, CM 1986/G: 10
- 2 ANON, 1988.- Report of the Working Group on Fisheries units in sub-areas VII and VIII. ICES C.M. 1988/Assess : 25.
- 3 ANON, 1987.- Assessment of Technical Interaction in Mixed Fisheries. C. E. E. , International information on fisheries, 15, p : 55.
- 4 BAIRD J. W. , 1983.-A Method to Select Optimum Numbers for Aging in a Stratified Approach. Dans : DOUBLEDAY W. G. et D. RIVARD, 1983.-L' Echantillonnage des Prises Commerciales de Poissons et d'Invertébrés Marins. Publ. spéc. can. sci. halieut. aquat. (66) : 290 p.
- 5 BRENNAN J.A. and J.E.PALMER , 1978.- Estimates of Variance of Age Composition of Mackerel Catches in ICNAF Subarea 5 and Statistical Area 6. Int. Comm. Northw. Atlant. Fish. Res. Doc. 76/XII/134.
- 6 CARDENAS E. , VILLAMOR B. and PEREDA P. , 1987.- Evolution of abundance indice in the ICES subarea VII and division VIIa,b for the period 1973-1986. ICES, C.M. 2987/G : 22.
- 7 CHESTER A. J. and J. R. WATERS, 1983.-Two-Stage Sampling for Age Distribution in the Atlantic Menhaden Fishery With Comments on Optimal survey Design. Cons.Int. Explor.Mer, CM 1983/D : 19
- 8 CHEVAILLIER P. et A. LAUREC, 1990.- Logiciels pour l'évaluation des stocks de poisson. ANALEN : Logiciel d'analyse des données de capture par classe de taille et de simulation des pêcheries multi-engins avec analyse de sensibilité. FAO Document technique sur les pêches. N° 101, Suppl. 4: 124p.
- 9 CLARK W.G. , 1981.- Restricted least-square estimates of age composition from length composition. Cons. J. Fish. Aquat.Sci, 38 : 297-307.
- 10 COCHRAN W.G. ,1977.-Sampling Techniques. N. Y. : 3rd ed. J. Wiley and sons.
- 11 DARDIGNAC J. , 1988.- Les pêcheries du golfe de Gascogne. IFREMER, Rapport scientifique et technique n°9.
- 12 FERNANDEZ A. , 1984.- Las pesquerias de Galicia y el Cantabrico. El campo. Bol. Inf. agr. del Banco de Bilbao, n° 99 : 42-52.

- 13 GUICHET R, 1988. - Etude de la croissance du merlu européen au cours de ses premières années. CIEM, C.M. 1988/G : 53.
- 14 GULLAND, J.A., 1965. - Estimation of mortality rates. Annex to report Arctic Fish. Working group int. Counc. Explor. sea, CM 1965, 9p.
- 15 HAMRE U., ULLTANG Ø. and ØSTVEDT O.J., 1974. - Report on the norwegian sampling programme for industrial catches of herring, mackerel and capelan. ICES CM 1974/H: 27.
- 16 HOENIG J.M. and HEISEY D.M., 1987. - Use of log-linear model with the EM algorithm to correct estimates of stock composition and to commute length to age. Trans. Am. Fish. Soc. 116 : 232-243.
- 17 JAKOBSEN T. and K. NEDREAAS, 1986. - A Model Simulating the Effect of Sampling Strategy on Stock Assessment of Gadoids in Sub-Areas 1 and 2. Cons. Int. Explor. Mer, CM. 1986 /G. 69.
- 18 JESSEN R. J., 1978. - Statistical Survey Techniques : J. Wiley.
- 19 JINN J. H., J. SEDRANSK and P. SMITH, 1987. - Optimal Two-Phase Stratified Sampling for Estimation of the Age Composition of a Fish Population. Biometrics, (43) : 343-353.
- 20 JONES R., 1974. - Assessing the long term effects of changes in fishing effort and mesh size from length composition data. Cons. int. Explor. Mer, C.M. 1974/F : 33, 13 p. (mimeo).
- 21 JONES R., 1979. - An analysis of Nephrops stock using length composition data. Rapp. P.V. Ren. Cons. int. Explor. Mer, 175, pp. 259-269.
- 22 KIMURA D. K., 1977. - Statistical Assessment of the Age-Length Key. J. Fish. Res. Board Can., (34) : 317-324.
- 23 KIMURA D. K. and CHIKUNI S., 1987. - Mixtures of empirical distribution : an iterative application of the age-length Key. Biometrics 43 : 23-35.
- 24 LAI H. L., 1987. - Optimum Allocation for Estimating Age Composition Using Age-Length Key. Fishery Bulletin, (85) : 179-185
- 25 LAUREC A., 1986. - Les Méthodes Delta en Halieutique. Evaluation des Sensibilités, Approximation des Biais et Variances à l'Aide de Développements limités. Rapp. Int., IFREMER-DRV-86.002 RH/NTES.
- 26 LAUREC A. et J-C. LE GUEN, 1981. - Dynamique des populations marines exploitées. Tome I : Concepts et modèles. - CNEXO Rap. sci. tech., n° 45.
- 27 LAUREC A. et MESNIL B., 1987 (a). - Analytical investigations of errors in mortality rates estimated from length distribution of catches. In D. PAULY and G. R. MORGAN (eds) Length-based methods in

- fisheries research. ICLARM Conférence Proceedings 13, 468 p. International Center for Living Aquatic Resources Management, Manila, Philippines, and Kuwait Institute for Scientific Research, Safat, Kuwait.
- 28 LAUREC A. et MESNIL B., 1985 (b). - Rendement par recrue et analyse des cohortes de JONES. Etude de la sensibilité. Cons.Int.Explor Mer, C.M. 1985/G : 23 réf. K.
 - 29 LOPEZ VEIGA E.C., 1985. - Ordenacion pesquera. Sus bases y su aplicacion. Servicio de publicaciones de la Caja de Ahorros Municipal de Vigo.
 - 30 MACKETT D. J., 1963. - A Method of Sampling the Pacific Albacore (Thunnus germo) Catch for Relative Age Composition. FAO Fish Rep. (6), : 1355.1366.
 - 31 MAJKOWSKI, J., 1982. Usefulness and applicability of sensitivity analysis in a multispecies approach to fisheries management, p.149-165. In D. PAULY and G. R. MORGAN (eds) Length-based methods in fisheries research. ICLARM Conférence Proceedings 13, 468 p. International Center for Living Aquatic Resources Management, Manila, Philippines, and Kuwait Institute for Scientific Research, Safat, Kuwait.
 - 32 MESNIL B., 1988. - Logiciels pour l'évaluation des stocks de poisson. ANACO : Logiciel d'analyse des données de capture par classes d'âge sur IBM PC et compatibles. - FAO Doc. Tech. Pêches, (101) Suppl. 3 : 78p.
 - 33 MOTOS L. Y., URIARTE A., 1986. - La flota al pincho de Hondarribia. Servicio de publicaciones del Gobierno Vasco.
 - 34 PELLETIER D., 1990, - Sensitivity and variance estimators for virtual population analysis and the equilibrium yield per recruit model. Aquat. Living Resour., 1990, 3, 1-12.
 - 35 PELLETIER D., 1991, - Les sources d'incertitude en gestion des pêcheries Evaluation et propagation dans les modèles. Thèse présentée en vue d'obtenir le titre de Docteur de l'Institut National Agronomique Paris-Grignon.
 - 36 POPE J.G., 1972. - An Investigation of The Accuracy of Virtual Population Analysis Using Cohorte Analysis -Res. Bull. ICNAF (9): 65-74.
 - 37 RIVARD D.R., 1983. - Effect of systematic, analytical and sampling errors on catch estimates : a sensitivity analysis. pp. 114-129. In DOUBLEDAY W.G., D. RIVARD, 1983. L'Echantillonnage des prises commerciales de poissons et d'invertébrés marins. Publ. spéciale canadienne des Sciences halieutiques et aquatiques, n° 66. 290 pp.

- 38 SAMPSON D. B., 1987. - Variance estimators for V.P.A.J. Cons. Int. Explor. Mer, 43 : 149-158.
- 39 SANCHEZ F., 1988. - Organizacion de la base de datos de la pesqueria. Informe interno del I. E. O.
- 40 SCHWEIGERT J. F. and J. R. SIBERT, 1983. -Optimizing Survey Design for Determining Age Structure of Fish Stocks : an Example from British Columbia Pacific Herring (Clupea harengus pallasii). Can. J. Fish. Aquat. Sci., (40) : 588-596.
- 41 SCHWEIGERT J. F., C. W. HAEGELE and M. STOCKER, 1985. -Optimizing Sampling Design for Herring Spawn Surveys in the Strait of Georgia, B. C. Can. J. Fish. Aquat. Sci., (42) : 1806-1814.
- 42 SEN A. R., 1986. - Methodological Problems in Sampling Commercial Rockfish Landings. Fishery Bulletin , (84) : 409421.
- 43 SOUTHWARD G. M., 1976. - Sampling Landing of Halibut for Age Composition. International Pacific Halibut Commission, Scientific Report No. 58 : 2-31.
- 44 SPARRE P., H. KNUDSEN and S. MUNCH-PETERSEN, 1977. -Optimization of Sampling Programs for Estimation of Age Distribution and Fishing Mortality. Cons. Int. Explor. Mer, CM 1977/F : 43.
- 45 THOMPSON W. F. and BELL F. H., 1934. - Biological statistics of the Pacific halibut fishery (2), Effect of changes in intensity upon total yield and yield per unit of gear. Rep. Int. fish. (Pacific Halibut), comm., 8, 49 p.
- 46 WESTRHEIM S. J. and W. E. RICKER 1977. -Bias in Using an Age-Length Key to Estimate Age-Frequency Distributions. J. Fish. Res. Board Can., (35) : 184-189.
- 47 YATES F., 1981. - Sampling methods for censures and surveys. - 2nd ed., C. Griffin and Co, 458 p.
- 48 KETCHEN K. S., 1950. -Stratified subsampling for determining age distributions. Trans. of the Amer. Fish. Society, 7, 205-212.
- 49 SMITH P. J., et J. SEDRANSK, 1982. - Bayesian optimization of the estimation of the age composition of a fish population. Journal of the American Statistical Association 77, 707-713.
- 50 WILLIAMS C. A., 1950. - On the choice of the number and width of classes for the chi-square test of goodness of fit. Journal of the American Statistical Association, 33, 77-86.

ANNEXE 4

TABLEAUX ET FIGURE

Tableaux

I. - Etudes de sensibilités

II. - Résultats d'optimisation

Figure

1. - Estimations de captures et CV associés

ANALYSE DE COHORTES - AGES

Age	Captures	Mortalités par pêche	Effectifs
1	19427.1	.035	626156.3
2	53499.5	.127	495114.4
3	38436.3	.126	357139.8
4	30028.8	.137	257753.7
5	26047.2	.169	183967.1
6	19394.7	.184	127157.2
7	18970.7	.275	86642.0
8	23470.0	.645	53877.7
9+	11567.3	.200	23134.6

Tableau I. 2 - Cardine : Analyse de cohorte.

M= .2

E =. 5

SENSIBILITE DES MORTALITES PAR PECHE F PAR RAPPORT AUX CAPTURES C

Age pour F	Age pour C								
	1	2	3	4	5	6	7	8	9
1	.982	-.117	-.102	-.097	-.103	-.094	-.112	-.168	-.188
2		.937	-.111	-.106	-.112	-.102	-.121	-.182	-.204
3			.938	-.120	-.127	-.116	-.138	-.206	-.231
4				.932	-.145	-.132	-.157	-.235	-.263
5					.918	-.154	-.183	-.274	-.307
6						.911	-.218	-.327	-.366
7							.871	-.411	-.460
8								.731	-.731
9									.000

Tableau I. 3 - Cardine : Variation relative de F en %.

SENSIBILITE DES EFFECTIFS N PAR RAPPORT AUX CAPTURES C

Age pour N	Age pour C								
	1	2	3	4	5	6	7	8	9
1	.034	.115	.101	.096	.102	.092	.110	.165	.185
2		.119	.104	.099	.105	.096	.114	.171	.191
3			.118	.113	.119	.109	.130	.194	.217
4				.128	.135	.123	.147	.220	.246
5					.155	.141	.168	.252	.282
6						.167	.199	.299	.334
7							.240	.359	.402
8								.472	.528
9									1.000

Tableau I.4 - Cardine : Variation relative de N en %.

SENSIBILITES DES MORTALITES PAR PECHE F PAR RAPPORT A M ET A FT

Age	BEIM	BEIMM	BETFT	BETFFT
1	-1.043	.369	.094	-.014
2	-.918	.274	.102	-.015
3	-.829	.233	.115	-.015
4	-.732	.189	.132	-.015
5	-.636	.153	.153	-.014
6	-.540	.125	.183	-.012
7	-.451	.111	.230	-.004
8	-.449	.164	.366	.047
9	.000	.000	1.000	.000

Tableau I.5 - Cardine : sensibilités des mortalités.

BEIM : sensibilité à l'ordre 1 des F par rapport à M
 BEIMM : sensibilité à l'ordre 2 des F par rapport à M
 BETFT : sensibilité à l'ordre 1 des F par rapport à FT
 BETFFT : sensibilité à l'ordre 2 des F par rapport à FT

COMPOSANTES DE VARIANCES SUR LES EFFECTIFS

Age	Variance	Ecart-type	Coefficient de variation	Borne inférieure	Borne supérieure
1	.219E+09	.148E+05	.024	597147.8	655164.9
2	.161E+09	.127E+05	.026	470269.4	519959.5
3	.134E+09	.116E+05	.032	334458.5	379821.0
4	.101E+09	.101E+05	.039	238032.0	277475.3
5	.726E+08	.852E+04	.046	167262.1	200672.0
6	.501E+08	.708E+04	.056	113286.4	141028.0
7	.331E+08	.575E+04	.066	75367.2	97916.8
8	.206E+08	.454E+04	.084	44984.8	62770.7
9	.106E+08	.326E+04	.141	16750.8	29518.4

Tableau I. 6 - Cardine.

COMPOSANTES DE VARIANCES SUR LES MORTALITES

Age	Variance	Ecart-type	Coefficient de variation	Borne inférieure	Borne supérieure
1	.164E-04	.405E-02	.116	.027	.043
2	.924E-04	.961E-02	.076	.108	.145
3	.123E-03	.111E-01	.088	.104	.148
4	.183E-03	.135E-01	.099	.111	.164
5	.322E-03	.179E-01	.106	.134	.205
6	.499E-03	.223E-01	.122	.140	.227
7	.119E-02	.345E-01	.126	.207	.343
8	.692E-02	.832E-01	.129	.482	.808
9	.000E+00	.000E+00	.000	.200	.200

Tableau I. 7 - Cardine.

SENSIBILITE DES RENDEMENTS PAR RECRUE

	REGIME 1	REGIME 2	FONCTION GAIN-PERTE
MULT. D' EFFORT	1. 00	1. 10	100 (Y2/Y1)-1)
REND/RECRUE	. 800E+02	. 809E+02	1. 166%

SENSIB. : M	-. 112E+01	-. 107E+01	. 470E+01
SENSIB. : FT	. 924E-01	. 765E-01	-. 138E+01

SENSIB. : K	. 194E+01	. 195E+01	. 120E+01
SENSIB. : LINF	. 305E+01	. 305E+01	. 000E+00
SENSIB. : TO	. 533E+00	. 545E+00	. 108E+00
SENSIB. : BTP	. 107E+02	. 107E+02	-. 270E+01

SENSIB. : M*M	. 371E+02	. 315E+02	-. 120E+01
SENSIB. : FT*FT	-. 447E+01	-. 407E+01	. 619E+00

SENSIB. : K*K	. 484E+00	. 508E+00	-. 179E+00
SENSIB. : LIN*LIN	. 313E+01	. 313E+01	. 000E+00
SENSIB. : TO*TO	. 625E-01	. 665E-01	-. 232E+00
SENSIB. : BTP*BTP	. 573E+02	. 570E+02	. 427E+00

Tableau I. 8 - Cardine.

Croissance linéaire selon VON BERTALANFFY :
 K = .103 LINF = 59.94 TO = -2.011
 Relation taille-poids $W = a*L**b$:
 a = .59E-02 b = 3.052

SENSIBILITE DE LA FONCTION GAIN-PERTE PAR RAPPORT AUX CAPTURES

Age	Coefficient de sensibilité
1	-. 1752
2	-. 3812
3	-. 2007
4	-. 1108
5	-. 0742
6	-. 0567
7	-. 0654
8	-. 0832
9	1. 147

Tableau I. 9 - Cardine.

ANALYSE DE COHORTES - AGES

MORTALITES PAR PECHE

	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
1978	.022	.102	.172	.058	.040	.035	.023	.014	.012	.016	.016
1979	.037	.137	.075	.082	.040	.031	.030	.021	.018	.023	.023
1980	.054	.185	.117	.039	.099	.048	.031	.026	.021	.026	.026
1981	.068	.158	.172	.062	.033	.082	.039	.028	.029	.032	.032
1982	.085	.302	.225	.104	.052	.023	.059	.027	.022	.036	.036
1983	.086	.283	.196	.115	.109	.056	.024	.059	.030	.037	.037
1984	.027	.186	.143	.136	.103	.109	.062	.026	.077	.055	.055
1985	.181	.356	.171	.074	.065	.056	.076	.049	.020	.049	.049
1986	.038	.242	.252	.121	.098	.077	.051	.059	.050	.054	.054
1987	.042	.117	.153	.136	.150	.144	.112	.064	.078	.085	.085
1988	.162	.140	.154	.131	.137	.150	.169	.147	.092	.137	.137
1989	.050	.200	.200	.150	.150	.150	.150	.150	.150	.150	.150

EFFECTIFS (en milliers)

	0	1	2	3	4	5	6	7
1978	624326	775212	252907	286488	271913	212242	218045	208621
1979	505107	500061	573251	174307	221366	213975	167759	174500
1980	557968	398574	357000	435524	131408	174192	169871	133266
1981	444194	432570	271074	259925	342830	97406	135856	134854
1982	375106	339602	302484	186758	199966	271658	73494	106942
1983	383543	282060	205453	197798	137805	155420	217396	56737
1984	471396	288124	173943	138220	144285	101205	120356	173753
1985	465149	375491	195870	123392	98728	106554	74302	92615
1986	391603	317863	215269	135095	93853	75751	82460	56350
1987	366017	308573	204262	136957	98024	69637	57418	64160
1988	247115	287460	224820	143451	97886	69089	49372	42005
1989	342157	172130	204489	157843	103024	69886	48687	34125

	8	9	10
1978	173124	168937	12366
1979	168439	140085	8289
1980	139862	135488	8666
1981	106347	112153	9367
1982	107375	84571	6063
1983	85195	85968	6821
1984	43808	67706	6231
1985	138540	33221	1234
1986	72191	111182	7370
1987	43479	56205	5928
1988	49284	32913	2137
1989	29677	36796	1640

Tableau I.10 - Merlu : Analyse de cohortes

COEFFICIENTS DE SENSIBILITE EN FT

MORTALITES PAR PECHE

	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
1978	.300	.496	.435	.614	.662	.734	.778	.819	.860	.889	1.00
1979	.200	.325	.542	.494	.644	.686	.759	.795	.832	.874	1.00
1980	.381	.224	.369	.574	.541	.673	.707	.780	.812	.851	1.00
1981	.319	.424	.267	.403	.595	.592	.704	.729	.802	.834	1.00
1982	.358	.383	.513	.307	.427	.612	.635	.728	.747	.828	1.00
1983	.409	.430	.491	.608	.341	.451	.627	.674	.749	.769	1.00
1984	.381	.468	.532	.580	.678	.380	.478	.643	.721	.781	1.00
1985	.501	.461	.560	.593	.642	.734	.418	.505	.658	.768	1.00
1986	.696	.619	.623	.648	.646	.689	.775	.447	.531	.682	1.00
1987	.771	.751	.754	.756	.741	.729	.757	.820	.479	.568	1.00
1988	.835	.844	.859	.869	.867	.861	.853	.862	.886	.533	1.00
1989	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00

EFFECTIFS

	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
1978	-.30	-.47	-.40	-.60	-.65	-.72	-.77	-.81	-.85	-.88	-.92
1979	-.20	-.30	-.52	-.47	-.63	-.67	-.75	-.79	-.82	-.86	-.90
1980	-.37	-.20	-.35	-.56	-.51	-.66	-.70	-.77	-.80	-.84	-.88
1981	-.31	-.39	-.24	-.39	-.59	-.57	-.69	-.72	-.79	-.82	-.86
1982	-.34	-.33	-.46	-.29	-.42	-.60	-.62	-.72	-.74	-.81	-.85
1983	-.39	-.37	-.45	-.57	-.32	-.44	-.62	-.65	-.74	-.75	-.84
1984	-.37	-.43	-.50	-.54	-.64	-.36	-.46	-.63	-.69	-.76	-.78
1985	-.46	-.39	-.51	-.57	-.62	-.71	-.40	-.49	-.65	-.75	-.80
1986	-.68	-.55	-.55	-.61	-.62	-.66	-.75	-.43	-.52	-.66	-.79
1987	-.75	-.71	-.70	-.71	-.69	-.68	-.72	-.79	-.46	-.54	-.70
1988	-.77	-.79	-.80	-.81	-.81	-.80	-.78	-.80	-.85	-.50	-.59
1989	-.98	-.91	-.91	-.93	-.93	-.93	-.93	-.93	-.93	-.93	-.57

Tableau I. 11 - Merlu : Sensibilités des F et des N par rapport aux FT

COEFFICIENTS DE SENSIBILITE GLOBALE EN M

MORTALITES PAR PECHE

	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
1978	1.63	1.89	1.51	1.75	1.67	1.58	1.45	1.31	1.16	.992	.000
1979	1.33	1.55	1.85	1.51	1.63	1.53	1.43	1.28	1.13	.977	.000
1980	1.12	1.26	1.55	1.76	1.44	1.50	1.38	1.26	1.11	.953	.000
1981	.919	1.03	1.29	1.49	1.62	1.37	1.37	1.21	1.10	.936	.000
1982	.885	.877	1.03	1.27	1.37	1.46	1.27	1.21	1.04	.930	.000
1983	.832	.837	.902	1.00	1.20	1.25	1.30	1.14	1.04	.871	.000
1984	.653	.736	.818	.850	.911	1.13	1.11	1.13	1.01	.882	.000
1985	.606	.558	.661	.703	.732	.781	1.03	.975	.953	.869	.000
1986	.587	.524	.527	.552	.557	.579	.619	.902	.819	.784	.000
1987	.438	.423	.421	.423	.417	.414	.425	.449	.758	.668	.000
1988	.264	.266	.269	.272	.271	.270	.267	.270	.277	.631	.000
1989	.000	.000	.000	.000	.000	.000	.000	.000	.000	.000	.000

EFFECTIFS

	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
1978	1.71	1.89	1.48	1.80	1.74	1.65	1.53	1.40	1.25	1.08	.926
1979	1.40	1.55	1.88	1.55	1.70	1.60	1.50	1.37	1.22	1.06	.897
1980	1.19	1.25	1.56	1.82	1.47	1.56	1.45	1.35	1.19	1.04	.885
1981	.984	1.05	1.28	1.54	1.69	1.41	1.44	1.29	1.18	1.02	.862
1982	.944	.847	1.01	1.30	1.44	1.54	1.33	1.29	1.13	1.01	.847
1983	.894	.819	.912	1.04	1.24	1.31	1.38	1.20	1.12	.952	.844
1984	.741	.765	.857	.889	.962	1.17	1.18	1.21	1.07	.955	.784
1985	.648	.559	.702	.774	.805	.856	1.09	1.05	1.04	.945	.803
1986	.672	.558	.558	.615	.626	.653	.700	.972	.895	.859	.787
1987	.525	.494	.485	.491	.482	.480	.497	.531	.825	.737	.702
1988	.338	.343	.344	.350	.348	.345	.340	.345	.360	.685	.593
1989	.195	.181	.181	.185	.185	.185	.185	.185	.185	.185	.571

Tableau I. 12 - Merlu : Sensibilités globales des F et des N par rapport aux M

COEFFICIENTS DE SENSIBILITE GLOBALE EN C

MORTALITES PAR PECHE

	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
1978	1.98	1.90	1.83	1.94	1.96	1.96	1.98	1.98	1.99	1.98	.000
1979	1.96	1.86	1.92	1.92	1.96	1.97	1.97	1.98	1.98	1.98	.000
1980	1.59	1.82	1.88	1.96	1.90	1.95	1.97	1.97	1.98	1.97	.000
1981	1.63	1.45	1.83	1.94	1.97	1.92	1.96	1.97	1.97	1.97	.000
1982	1.58	1.36	1.31	1.90	1.95	1.98	1.94	1.97	1.98	1.96	.000
1983	1.53	1.33	1.35	1.32	1.90	1.94	1.97	1.94	1.97	1.96	.000
1984	1.62	1.38	1.36	1.33	1.27	1.89	1.94	1.97	1.92	1.94	.000
1985	1.36	1.25	1.31	1.38	1.34	1.26	1.92	1.95	1.98	1.95	.000
1986	1.32	1.20	1.18	1.28	1.30	1.28	1.23	1.94	1.95	1.94	.000
1987	1.26	1.19	1.15	1.16	1.17	1.18	1.19	1.17	1.92	1.91	.000
1988	1.09	1.10	1.05	1.06	1.06	1.05	1.04	1.06	1.09	1.86	.000
1989	.000	.000	.000	.000	.000	.000	.000	.000	.000	.000	.000

EFFECTIFS

	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
1978	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00
1979	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00
1980	.656	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00
1981	.714	.636	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00
1982	.681	.694	.575	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00
1983	.636	.653	.586	.468	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00
1984	.652	.604	.540	.497	.403	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00
1985	.575	.642	.523	.469	.423	.338	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00
1986	.367	.491	.490	.434	.429	.385	.300	1.00	1.00	1.00	1.00
1987	.317	.342	.352	.344	.361	.370	.336	.263	1.00	1.00	1.00
1988	.303	.288	.261	.244	.249	.259	.273	.257	.215	1.00	1.00
1989	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00

Tableau I. 13 - Merlu : Sensibilités globales des F et des N par rapport aux C

VECTEUR F MOYEN ENTRE LES ANNEES 1986 ET 1989

0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
.0729	.1749	.1898	.1344	.1338	.1302	.1207	.1051	.0927	.1065	.1065

Tableau I.14 - Merlu : Mortalités par pêche moyennes

RENDEMENTS PAR RECRUE

Coefficient de variation sur les captures : 10 %
Coefficient de variation sur les mortalités naturelles : 10 %
Coefficient de variation sur les poids aux âges : 10 %

Pour un multiplicateur d'effort égal à 1 :

Rendement par recrue : .14986

Variance totale : .0001
Coefficient de variation total : 6.11275 %
Composante de la variance due aux captures : 2.6224 %
Composante de la variance due à la mortalité naturelle : 59.2532 %
Composante de la variance due aux poids : 38.1244 %

Sensibilité totale : 4.36
Sensibilité par rapport aux captures : .55
Sensibilité par rapport à la mortalité naturelle : 1.41
Sensibilité par rapport aux poids : 1.00
Sensibilité par rapport au F terminal : 1.40

Pour un multiplicateur d'effort égal à 1.1 :

Rendement par recrue : .14943

Variance totale : .0001
Coefficient de variation total : 6.02783 %
Composante de la variance due aux captures : 3.1222 %
Composante de la variance due à la mortalité naturelle : 59.7139 %
Composante de la variance due aux poids : 37.1638 %

Sensibilité totale : 4.38
Sensibilité par rapport aux captures : .59
Sensibilité par rapport à la mortalité naturelle : 1.39
Sensibilité par rapport aux poids : 1.00
Sensibilité par rapport au F terminal : 1.40

Fonction gain-perte PHI : -.2874 %

Sensibilité totale de PHI : 52.8369
Sensibilité globale par rapport aux captures : 15.2916
Sensibilité globale par rapport à la mortalité naturelle : 7.081
Sensibilité globale par rapport aux poids : 14.08654
Sensibilité globale par rapport au F terminal : 16.37781

Variance de PHI : .06
Coefficient de variation de PHI : 86.28 %
Composante de la variance due aux captures : 14.0762 %
Composante de la variance due à la mortalité naturelle : 14.7439 %
Composante de la variance due aux poids : 71.1799 %

Tableau I.15 - Merlu : Rendements par recrue et fonction gain-perte

PROJECTIONS A COURT TERME

Nombre de poissons entrant dans la pêcherie en 1990 : 200000

Total des captures prédites : 46434.02 en unités de poids

Variance totale : .246954E+08

CV total : 10.70217 %

Composante de la variance due aux captures : 79.2272 %

Composante de la variance due à la mortalité naturelle : 4.5104 %

Composante de la variance due aux poids : 16.2625 %

Sensibilité par rapport au recrutement : .0063

Sensibilité par rapport aux captures : 7.3806

Sensibilité par rapport à la mortalité naturelle : .6734

Sensibilité par rapport au F terminal : 7.8963

Sensibilité par rapport aux poids : 1.000

Tableau I.16 - Merlu : Projections à court terme

INTERPRETATION DES TABLEAUX DE RESULTATS

Rappelons, qu'en première approximation, la variance de la fonction estimée Φ' pourra s'écrire :

$$\text{Var}(\Phi') = C^2 \cdot \text{Var}(\Theta') + \Theta'^2 \cdot \text{Var}(c) + \text{Var}(c) \cdot \text{Var}(\Theta')$$
$$\Theta' = \sum a_i p_i$$

Le troisième terme du deuxième membre est en général négligeable vis-à-vis des deux premiers; il ne sera pas pris en compte dans la procédure d'optimisation.

La dernière phase de la procédure consiste à optimiser l'équation :

$$\frac{\text{var}(\Phi')}{(\Phi')^2} \approx \frac{c^2 \cdot \text{var}(\Theta')}{q^2 (\Phi')^2} + \frac{(\Theta')^2 \cdot \text{var}(c)}{q \cdot \text{mop} \cdot (\Phi')^2}$$

ou

$$(\text{CV})^2 \approx A^2 + B^2$$

vis-à-vis des paramètres q et mop .

q = nombre total d'unités primaires à examiner.

mop = nombre total d'échantillons servant à l'estimation de la capture totale en nombre c qu'il sera nécessaire d'examiner par unité primaire et pour l'ensemble des catégories commerciales.

CV = coefficient de variation de Φ' .

A = coefficient de variation (C.V) de la fonction des fréquences.

B = coefficient de variation (C.V) des effectifs.

1) Variances et couts par catégorie

Cette partie donne les caractéristiques des composantes (catégories commerciales) du terme $(A)^2$. Sous le terme 'poids' sont affichés les coefficients $\alpha(h)$, combinaisons des coûts et des variances, qui mesurent l'importance relative des catégories.

2) Caractéristiques du plan optimal

$\text{CVE effectif} = [\text{var}(c_1)]^{1/2}/c$. Ce terme peut être calculé ou conjecturé
moyenne = Φ'

Unités primaires par catégorie = $q \cdot \alpha(h)$

Unités de compte = $q \cdot \text{mop}$

Nombre total de caisses par catégorie = $q \cdot \text{mop} \cdot \Pi(h)$. $\Pi(h)$ est un coefficient (calculé) affecté à la catégorie h .

3) Coefficients de variation des effectifs estimés

Les résultats affichés donnent les estimations des fréquences relative des captures, par classe d'âge p_1 ou classe de tailles p_2 , et les précisions relatives de ces estimations (C.V) compte tenu des taux d'échantillonnage proposé pour optimiser le sondage et donc de la précision demandée pour la grandeur objectif.

VARIANCES ET COUTS PAR CATEGORIE

<u>Catégorie</u>	<u>Variance</u>	<u>Coût</u>	<u>Poids</u>	<u>n1</u>	<u>n2</u>	<u>gamma</u>
1	. 221758E+00	156. 69	. 35	10. 45	1. 89	. 181
2	. 155705E+01	138. 46	. 23	4. 33	. 96	. 223
3	. 356787E+01	139. 52	. 20	2. 96	1. 04	. 352
4	. 137009E+02	136. 60	. 21	3. 25	. 88	. 270
5	. 123007E+01	188. 08	. 01	10. 34	3. 64	. 352

CARACTERISTIQUES DU PLAN OPTIMAL

<u>Taux d'échantillonnage</u>	<u>statistiques de la grandeur objectif-coût global</u>	
q = 15. 3	CVE	= . 30
n1 = 92. 4	Moyenne	= . 360331E+06
n2 = 20. 1	Précision g. objectif (CV)	= . 1000
Unités de compte = 74.	Coût	= 2518. 1
<u>C. V. des effectifs</u>	<u>C. V. de la Fonction des fréquences</u>	<u>Variance de G. objectif</u>
. 0351	3. 050	. 129839E+10

<u>Unités primaires par catégorie</u>				
5. 38	3. 59	3. 05	3. 19	0. 12
<u>Unités de compte par catégorie</u>				
21. 77	20. 11	17. 58	11. 60	2. 48

COEFFICIENTS DE VARIATION DES EFFECTIFS ESTIMES

<u>Estimateur 1</u>		<u>Catégorie 5</u>
AGE	FREQ. %	C. V.
1	. 134	1. 564
2	11. 354	. 452
3	34. 695	. 084
4	24. 577	. 230
5	9. 514	. 239
6	7. 688	. 437
7	4. 096	. 307
8	3. 750	. 351
9	1. 936	. 374
10	2. 118	. 381

Tableau II. 1 - Baudroie : recrutement. Covariances ignorées.
Allocation proportionnelle.

VARIANCES ET COUTS PAR CATEGORIE

<u>Catégorie</u>	<u>Variance</u>	<u>Coût</u>	<u>Poids</u>	<u>n1</u>	<u>n2</u>	<u>gamma</u>
1	.107731E-12	157.20	.26	10.47	1.92	.183
2	.150475E-11	137.41	.25	4.16	.91	.219
3	.421388E-11	139.39	.23	2.90	1.04	.357
4	.165077E-10	136.60	.25	3.25	.88	.270
5	.148206E-11	188.07	.01	10.34	3.64	.352

CARACTERISTIQUES DU PLAN OPTIMAL

<u>Taux d'échantillonnage</u>	<u>statistiques de la grandeur objectif-coût global</u>	
q = 25.3	CVE	= .30
n1 = 135.6	Moyenne	= .238190E+00
n2 = 30.9	Précision g. objectif (CV)	= .1000
Unités de compte = 0.	Coût	= 3625.7
<u>C.V. des effectifs</u>	<u>C.V. de la Fonction des fréquences</u>	<u>Variance de G. objectif</u>
.000	.10000	.567344E-03

Unités primaires par catégorie

6.65	6.29	5.89	6.22	0.23
------	------	------	------	------

Unités de compte par catégorie

0	0	0	0	0
---	---	---	---	---

COEFFICIENTS DE VARIATION DES EFFECTIFS ESTIMES

	<u>Estimateur 1</u>	<u>Catégorie 5</u>
AGE	FREQ. %	C. V.
1	.134	1.237
2	11.354	.406
3	34.695	.062
4	24.577	.195
5	9.514	.200
6	7.688	.317
7	4.096	.214
8	3.750	.241
9	2.123	.260
10	2.118	.264

Tableau II.2 - Baudroie : F₂₋₅ - Covariances ignorées.
Allocation proportionnelle.

VARIANCES ET COUTS PAR CATEGORIE

<u>Catégorie</u>	<u>Variance</u>	<u>Coût</u>	<u>Poids</u>	<u>n1</u>	<u>n2</u>	<u>gamma</u>
1	.272046E-10	150.51	.28	9.53	1.56	.164
2	.125527E-10	137.38	.05	3.53	.92	.260
3	.719557E-09	139.79	.20	1.12	1.08	.965
4	.137920E-07	136.13	.46	3.71	.84	.227
5	.881219E-09	216.44	.01	14.10	5.16	.366

CARACTERISTIQUES DU PLAN OPTIMAL

<u>Taux d'échantillonnage</u>	<u>statistiques de la grandeur objectif-cout global</u>	
q = 70.2	CVE	= .30
n1 = 347.5	Moyenne	= -1.85613E+01
n2 = 81.0	Précision g. objectif (CV)	= .1000
Unités de compte = .0	Coût	= 9967.7
<u>C.V. des effectifs</u>	<u>C.V. de la Fonction des fréquences</u>	<u>Variance de G. objectif</u>
.00000	.10000	.34.45

Unités primaires par catégorie

19.50	3.28	13.89	32.55	0.96
-------	------	-------	-------	------

Unités de compte par catégorie

0	0	0	0	0
---	---	---	---	---

COEFFICIENTS DE VARIATION DES EFFECTIFS ESTIMES

	<u>Estimateur 1</u>	<u>Catégorie 5</u>
AGE	FREQ. %	C. V.
1	.134	.774
2	11.354	.209
3	34.695	.044
4	24.577	.152
5	9.514	.130
6	7.688	.389
7	4.096	.173
8	3.750	.154
9	2.123	.133
10	2.118	.103

Tableau II.3 - Baudroie : fonction gain-perte (m = 1.10):-
Covariances ignorées. Allocation proportionnelle.

VARIANCES ET COUTS PAR CATEGORIE

<u>Catégorie</u>	<u>Variance</u>	<u>Coût</u>	<u>Poids</u>	<u>n1</u>	<u>n2</u>	<u>gamma</u>
1	.466548E-06	153.14	.35	9.99	1.70	.170
2	.288421E-05	140.54	.21	5.22	1.07	.205
3	.136115E-04	139.80	.26	3.51	1.05	.299
4	.182059E-04	137.15	.16	1.94	.93	.477
5	.365562E-05	161.77	.01	7.14	2.22	.311

CARACTERISTIQUES DU PLAN OPTIMAL

<u>Taux d'échantillonnage</u>	<u>statistiques de la grandeur objectif-cout global</u>	
q = 2.9	CVE	= .30
n1 = 17.1	Moyenne	= .1171167E+04
n2 = 3.7	Précision g. objectif (CV)	= .1000
Unités de compte = 0.	Coût	= 417.6
<u>C. V. des effectifs</u>	<u>C. V. de la Fonction des fréquences</u>	<u>Variance de G. objectif</u>
.00000	.10000	.137164E+05

Unités primaires par catégorie

1.01	0.62	0.76	0.47	0.03
------	------	------	------	------

Unités de compte par catégorie

0	0	0	0	0
---	---	---	---	---

COEFFICIENTS DE VARIATION DES EFFECTIFS ESTIMES

<u>Estimateur 1</u>		<u>Catégorie 5</u>
AGE	FREQ. %	C. V.
1	.134	3.366
2	11.354	1.094
3	34.695	.172
4	24.577	.553
5	9.514	.548
6	7.688	1.016
7	4.096	.700
8	3.750	.735
9	2.123	.863
10	2.118	.964

Tableau II.4 - Baudroie : Rendement par recrue. Covariances ignorées
Allocation proportionnelle.

VARIANCES ET COUTS PAR CATEGORIE

<u>Catégorie</u>	<u>Variance</u>	<u>Coût</u>	<u>Poids</u>	<u>n1</u>	<u>n2</u>	<u>gamma</u>
1	.216321E+00	162.72	.36	8.97	.250	.028
2	.141680E+01	142.27	.23	3.58	.132	.037
3	.292205E+01	144.79	.19	2.33	.168	.072
4	.123651E+02	140.30	.21	2.65	.156	.059
5	.126569E+01	201.26	.01	8.66	.732	.732

CARACTERISTIQUES DU PLAN OPTIMAL

<u>Taux d'échantillonnage</u>	<u>statistiques de la grandeur objectif-coût global</u>	
q = 14.1	CVE	= .30
n1 = 72.4	Moyenne	= .360331E+06
n2 = 22.6	Précision g. objectif (CV)	= .1000
Unités de compte = 72.	Coût	= 2400.9
<u>C. V. des effectifs</u>	<u>C. V. de la Fonction des fréquences</u>	<u>Variance de G. objectif</u>
.03555	.9347	.129839E+10

Unités primaires par catégorie

5.09	3.30	2.65	2.92	0.11
------	------	------	------	------

Unités de compte par catégorie

21.26	19.64	17.16	11.34	2.42
-------	-------	-------	-------	------

COEFFICIENTS DE VARIATION DES EFFECTIFS ESTIMES

	<u>Estimateur 1</u>	<u>Catégorie 5</u>
AGE	FREQ. %	C. V.
1	.134	.000
2	11.354	.248
3	34.695	.047
4	24.577	.174
5	9.514	.098
6	7.688	.424
7	4.096	.108
8	3.750	.000
9	2.123	.034
10	2.118	.092

Tableau II.5 - Baudroie : Recrutement - Covariances ignorées.
Allocation fixe.

VARIANCES ET COUTS PAR CATEGORIE

<u>Catégorie</u>	<u>Variance</u>	<u>Coût</u>	<u>Poids</u>	<u>n1</u>	<u>n2</u>	<u>gamma</u>
1	.104595E-12	163.02	.27	9.06	.252	.028
2	.136294E-11	140.75	.25	3.49	.123	.035
3	.341330E-11	144.60	.22	2.29	.167	.073
4	.148982E-10	140.30	.25	2.65	.156	.059
5	.152497E-11	201.26	.01	8.66	.732	.085

CARACTERISTIQUES DU PLAN OPTIMAL

<u>Taux d'échantillonnage</u>	<u>statistiques de la grandeur objectif-coût global</u>	
q = 22.8	CVE	= .30
n1 = 104.6	Moyenne	= .238190E+00
n2 = 34.2	Précision g. objectif (CV)	= .1000
Unités de compte =	Coût	= 3377.6
<u>C.V. des effectifs</u>	<u>C.V. de la Fonction des fréquences</u>	<u>Variance de G. objectif</u>
.00000	.10000	.567344E-03

Unités primaires par catégorie

6.21	5.71	5.03	5.63	0.22
------	------	------	------	------

Unités de compte par catégorie

0	0	0	0	0
---	---	---	---	---

COEFFICIENTS DE VARIATION DES EFFECTIFS ESTIMES

<u>Estimateur 1</u>		<u>Catégorie 5</u>
AGE	FREQ. %	C. V.
1	.134	.000
2	11.354	.421
3	34.695	.064
4	24.577	.201
5	9.514	.192
6	7.688	.330
7	4.096	.197
8	3.750	.230
9	2.123	.233
10	2.118	.257

Tableau II.6 - Baudroie : Fmoyen F2-5. Covariances ignorées.
Allocation fixe.

VARIANCES ET COUTS PAR CATEGORIE

<u>Catégorie</u>	<u>Variance</u>	<u>Coût</u>	<u>Poids</u>	<u>n1</u>	<u>n2</u>	<u>gamma</u>
1	.267573E-10	156.24	.35	8.02	.211	.026
2	.108641E-10	141.09	.06	2.91	.126	.043
3	-.453449E-09	145.20	.00	.89	.174	.197
4	.128564E-07	139.43	.58	3.08	.148	.048
5	.935441E-09	235.62	.02	11.76	1.043	.089

CARACTERISTIQUES DU PLAN OPTIMAL

<u>Taux d'échantillonnage</u>	<u>statistiques de la grandeur objectif-coût global</u>	
q = 43.0	CVE	= .30
n1 = 213.6	Moyenne	= -.185613E+01
n2 = 61.9	Précision g. objectif (CV)	= .1000
Unités de compte = 0	Coût	= 6333.3
<u>C. V. des effectifs</u>	<u>C. V. de la Fonction des fréquences</u>	<u>Variance de G. objectif</u>
.00000	.10000	.344522E-01

Unités primaires par catégorie

15.13	2.40	0.	24.76	0.76
-------	------	----	-------	------

Unités de compte par catégorie

0	0	0	0	0
---	---	---	---	---

COEFFICIENTS DE VARIATION DES EFFECTIFS ESTIMES

	<u>Estimateur 1</u>	<u>Catégorie 5</u>
AGE	FREQ. %	C. V.
1	.134	.000
2	11.354	.248
3	34.695	.047
4	24.577	.174
5	9.514	.098
6	7.688	.424
7	4.096	.108
8	3.750	.000
9	2.123	.034
10	2.118	.092

Tableau II.7 - Baudroie : fonction gain-perte (m = 1.10).
Covariances ignorées. Allocation fixe.

VARIANCES ET COUTS PAR CATEGORIE

<u>Catégorie</u>	<u>Variance</u>	<u>Coût</u>	<u>Poids</u>	<u>n1</u>	<u>n2</u>	<u>gamma</u>
1	.202515E+00	283.96	.33	8.98	8.98	.1000
2	.1465364+01	208.85	.25	4.87	4.87	.1000
3	.320419E+01	255.57	.19	7.43	7.43	.1000
4	.127954E+02	213.46	.22	5.12	5.12	.1000
5	.145617E+01	156.50	.01	2.00	2.00	.1000

CARACTERISTIQUES DU PLAN OPTIMAL

<u>Taux d'échantillonnage</u>	<u>statistiques de la grandeur objectif-coût global</u>	
q = 13.9	CVE	= .30
n1 = 93.6	Moyenne	= .360331E+06
n2 = 93.6	Précision g. objectif (CV)	= .1000
Unités de compte = 89.6	Coût	= 3732.5
<u>C.V. des effectifs</u>	<u>C.V. de la Fonction des fréquences</u>	<u>Variance de G. objectif</u>
.03184	.09480	.129839E+10

Unités primaires par catégorie

4.65 3.45 2.60 3.00 0.17

Unités de compte par catégorie

26.50 24.48 21.40 14.13 3.02

COEFFICIENTS DE VARIATION DES EFFECTIFS ESTIMES

	<u>Estimateur 1</u>	<u>Catégorie 5</u>
AGE	FREQ. %	C. V.
1	.134	.898
2	11.354	.487
3	34.695	.068
4	24.577	.238
5	9.514	.232
6	7.688	.447
7	4.096	.297
8	3.750	.351
9	2.123	.358
10	2.118	.375

Tableau II.8 - Baudroie : Recrutement. Covariances ignorées. E. A. S.

VARIANCES ET COUTS PAR CATEGORIE

<u>Catégorie</u>	<u>Variance</u>	<u>Coût</u>	<u>Poids</u>	<u>n1</u>	<u>n2</u>	<u>gamma</u>
1	.981836E-13	287.27	.25	9.16	9.16	1.000
2	.142259E-11	202.34	.27	4.51	4.51	1.000
3	.378064E-10	255.58	.22	7.43	7.43	1.000
4	.154166E-10	213.46	.25	5.12	5.12	1.000
5	.175448E-11	156.50	.01	2.00	2.00	1.000

CARACTERISTIQUES DU PLAN OPTIMAL

<u>Taux d'échantillonnage</u>	<u>statistiques de la grandeur objectif-coût global</u>	
q = 23.5	CVE	= .30
n1 = 150.7	Moyenne	= .238190E+00
n2 = 150.7	Précision g. objectif (CV)	= .1000
Unités de compte = -.8	Coût	= 5566.1
<u>C.V. des effectifs</u>	<u>C.V. de la Fonction des fréquences</u>	<u>Variance de G. objectif</u>
.00000	.10000	.567344E-03

Unités primaires par catégorie

5.81 6.27 5.11 5.96 0.34

Unités de compte par catégorie

0 0 0 0 0

COEFFICIENTS DE VARIATION DES EFFECTIFS ESTIMES

	<u>Estimateur 1</u>	<u>Catégorie 5</u>
AGE	FREQ. %	C. V.
1	.134	.794
2	11.354	.430
3	34.695	.050
4	24.577	.200
5	9.514	.198
6	7.688	.320
7	4.096	.207
8	3.750	.244
9	2.123	.248
10	2.118	.259

Tableau II.9 - Baudroie : Fmoyen F2-5. Covariances ignorées. E. A. S.

VARIANCES ET COUTS PAR CATEGORIE

<u>Catégorie</u>	<u>Variance</u>	<u>Coût</u>	<u>Poids</u>	<u>n1</u>	<u>n2</u>	<u>gamma</u>
1	.254221E-10	249.97	.26	7.12	7.12	1.000
2	.117233E-10	208.37	.05	4.84	4.84	1.000
3	.628804E-09	156.50	.22	2.00	2.00	1.000
4	.130621E-07	202.00	.46	4.49	4.49	1.000
5	.117828E-08	156.50	.02	2.00	2.00	1.000

CARACTERISTIQUES DU PLAN OPTIMAL

<u>Taux d'échantillonnage</u>	<u>statistiques de la grandeur</u> <u>objectif-coût global</u>	
q = 65.9	CVE	= .30
n1 = 302.6	Moyenne	= -.185613E+01
n2 = 302.6	Précision g. objectif (CV)	= .1000
Unités de compte = -.0	Coût	= 13435.4
<u>C.V. des effectifs</u>	<u>C.V. de la Fonction</u> <u>des fréquences</u>	<u>Variance de</u> <u>G. objectif</u>
.00000	.10000	.344522E-01

Unités primaires par catégorie

16.98	2.99	14.24	30.20	1.52
-------	------	-------	-------	------

Unités de compte par catégorie

0	0	0	0	0
---	---	---	---	---

COEFFICIENTS DE VARIATION DES EFFECTIFS ESTIMES

	<u>Estimateur 1</u>	<u>Catégorie 5</u>
AGE	FREQ. %	C. V.
1	.134	.475
2	11.354	.225
3	34.695	.038
4	24.577	.157
5	9.514	.113
6	7.688	.399
7	4.096	.163
8	3.750	.143
9	2.123	.120
10	2.118	.100

Tableau II. 10 - Baudroie : Fonction gain-perte (m = 1.10).
Covariances ignorées. E. A. S.

VARIANCES ET COUTS PAR CATEGORIE

<u>Catégorie</u>	<u>Variance</u>	<u>Coût</u>	<u>Poids</u>	<u>n1</u>	<u>n2</u>	<u>gamma</u>
1	.432191E-06	263.65	.35	7.87	7.87	1.000
2	.271470E-05	217.56	.23	5.35	5.34	1.000
3	.124311E-04	242.75	.26	6.73	6.73	1.000
4	.159408E-04	276.40	.15	8.57	8.57	1.000
5	.377983E-05	156.50	.01	2.00	2.00	1.000

CARACTERISTIQUES DU PLAN OPTIMAL

<u>Taux d'échantillonnage</u>		<u>statistiques de la grandeur objectif-coût global</u>	
q =	2.7	CVE	= .30
n1 =	18.7	Moyenne	= .11711E+04
n2 =	18.7	Précision g. objectif (CV)	= .1000
Unités de compte =		Coût	= 660.4
<u>C. V. des effectifs</u>	<u>C. V. de la Fonction des fréquences</u>	<u>Variance de G. objectif</u>	
.00000	.10000	.137164E+05	

Unités primaires par catégorie

0.93	0.61	0.69	0.39	0.04
------	------	------	------	------

Unités de compte par catégorie

0	0	0	0	0
---	---	---	---	---

COEFFICIENTS DE VARIATION DES EFFECTIFS ESTIMES

<u>Estimateur 1</u>		<u>Catégorie 5</u>
AGE	FREQ. %	C. V.
1	.134	2.106
2	11.354	1.121
3	34.695	.142
4	24.577	.553
5	9.514	.522
6	7.688	1.018
7	4.096	.700
8	3.750	.733
9	2.123	.853
10	2.118	1.010

Tableau II.11 - Baudroie : Rendement par recrue. Covariances ignorées. E. A. S.

VARIANCES ET COUTS PAR CATEGORIE

<u>Catégorie</u>	<u>Variance</u>	<u>Coût</u>	<u>Poids</u>	<u>n1</u>	<u>n2</u>	<u>gamma</u>
1	.311873E-01	193.21	.27	4.01	4.01	1.000
2	.276274E+00	159.66	.21	2.17	2.17	1.000
3	.148773E+01	188.27	.25	3.74	3.74	1.000
4	.609797E+01	180.70	.27	3.33	3.33	1.000
5	.222194E-01	156.50	.00	2.00	2.00	1.000

CARACTERISTIQUES DU PLAN OPTIMAL

<u>Taux d'échantillonnage</u>	<u>statistiques de la grandeur objectif-coût global</u>	
q = 4.3	CVE	= .30
n1 = 14.4	Moyenne	= .360331E+06
n2 = 14.4	Précision g. objectif (CV)	= .1000
Unités de compte = 46.	Coût	= 963.6
<u>C.V. des effectifs</u>	<u>C.V. de la Fonction des fréquences</u>	<u>Variance de G. objectif</u>
.04422	.08969	.129839E+10

Unités primaires par catégorie

1.15	8.88	1.07	1.17	0.01
------	------	------	------	------

Unités de compte par catégorie

13.74	12.69	11.09	7.32	1.57
-------	-------	-------	------	------

COEFFICIENTS DE VARIATION DES EFFECTIFS ESTIMES

<u>Estimateur 1</u>		<u>Catégorie 5</u>
AGE	FREQ. %	C. V.
1	.134	2.328
2	11.354	1.018
3	34.695	.146
4	24.577	.495
5	9.514	.483
6	7.688	.842
7	4.096	.508
8	3.750	.573
9	2.123	.686
10	2.118	.653

Tableau II. 12 - Baudroie : Recrutement. Covariances prises en compte.
Allocation proportionnelle.

VARIANCES ET COUTS PAR CATEGORIE

<u>Catégorie</u>	<u>Variance</u>	<u>Coût</u>	<u>Poids</u>	<u>n1</u>	<u>n2</u>	<u>gamma</u>
1	.637677E-14	434.48	.05	17.23	17.23	1.000
2	.378193E-11	168.12	.48	2.64	2.64	1.000
3	.389456E-11	179.30	.27	3.25	3.25	1.000
4	.734717E-11	180.70	.19	3.33	3.33	1.000
5	.267712E-12	156.50	.00	2.00	2.00	1.000

CARACTERISTIQUES DU PLAN OPTIMAL

<u>Taux d'échantillonnage</u>	<u>statistiques de la grandeur objectif-coût global</u>	
q = 17.9	CVE	= .30
n1 = 66.2	Moyenne	= .238190E+00
n2 = 66.2	Précision g. objectif (CV)	= .1000
Unités de compte =	Coût	= 3348.2
<u>C. V. des effectifs</u>	<u>C. V. de la Fonction des fréquences</u>	<u>Variance de G. objectif</u>
.00000	.10000	.567344E-03

Unités primaires par catégorie

9.36	8.67	4.80	3.47	0.33
------	------	------	------	------

Unités de compte par catégorie

0	0	0	0	0
---	---	---	---	---

COEFFICIENTS DE VARIATION DES EFFECTIFS ESTIMES

<u>Estimateur 1</u>		<u>Catégorie 5</u>
AGE	FREQ. %	C. V.
1	.134	1.778
2	11.354	1.114
3	34.695	.120
4	24.577	.476
5	9.514	.486
6	7.688	.300
7	4.096	.233
8	3.750	.269
9	2.123	.368
10	2.118	.364

Tableau II.13 - Baudroie : Fmoyen F2-5. Covariances prises en compte. Allocation proportionnelle.

VARIANCES ET COUTS PAR CATEGORIE

<u>Catégorie</u>	<u>Variance</u>	<u>Coût</u>	<u>Poids</u>	<u>n1</u>	<u>n2</u>	<u>gamma</u>
1	.258741E-10	190.68	.27	3.87	3.87	1.000
2	.395813E-10	160.53	.09	2.22	2.22	1.000
3	.465177E-09	308.25	.12	111.06	8.91	.080
4	.131534E-07	136.97	.50	4.24	.88	.209
5	.870006E-09	219.83	.02	14.73	5.34	.363

CARACTERISTIQUES DU PLAN OPTIMAL

<u>Taux d'échantillonnage</u>	<u>statistiques de la grandeur objectif-coût global</u>	
q = 69.6	CVE	= .30
n1 = 1176.7	Moyenne	= -.185613E+01
n2 = 198.1	Précision g. objectif (CV)	= .1000
Unités de compte = 0.	Coût	= 12207.0
<u>C.V. des effectifs</u>	<u>C.V. de la Fonction des fréquences</u>	<u>Variance de G. objectif</u>
.00000	.10000	.344522E-01

Unités primaires par catégorie

19.08	5.98	8.33	35.12	1.05
-------	------	------	-------	------

Unités de compte par catégorie

0	0	0	0	0
---	---	---	---	---

COEFFICIENTS DE VARIATION DES EFFECTIFS ESTIMES

<u>Estimateur 1</u>		<u>Catégorie 5</u>
AGE	FREQ. %	C. V.
1	.134	.550
2	11.354	.209
3	34.695	.034
4	24.577	.125
5	9.514	.111
6	7.688	.302
7	4.096	.150
8	3.750	.179
9	2.123	.147
10	2.118	.105

Tableau II. 14 - Baudroie : Fonction gain-perte. Covariances prises en compte. Allocation proportionnelle.

VARIANCES ET COUTS PAR CATEGORIE

<u>Catégorie</u>	<u>Variance</u>	<u>Coût</u>	<u>Poids</u>	<u>n1</u>	<u>n2</u>	<u>gamma</u>
1	.457332E-11	167.14	.05	9.06	2.49	.275
2	.128261E-10	142.49	.17	3.49	1.20	.344
3	.397058E-11	147.64	.10	3.99	1.48	.371
4	.294288E-09	161.46	.67	19.12	2.03	.107

CARACTERISTIQUES DU PLAN OPTIMAL

<u>Taux d'échantillonnage</u>	<u>statistiques de la grandeur objectif-coût global</u>	
q = 110.2	CVE	= .30
n1 = 1582.9	Moyenne	= .798661E+00
n2 = 204.8	Précision g. objectif (CV)	= .1000
Unités de compte = 0	Coût	= 17304.7
<u>C.V. des effectifs</u>	<u>C.V. de la Fonction des fréquences</u>	<u>Variance de G. objectif</u>
.00000	.10000	.637859E-02

Unités primaires par catégorie

5.45 19.17 11.20 74.36

Unités de compte par catégorie

0 0 0 0

COEFFICIENTS DE VARIATION DES EFFECTIFS ESTIMES

	<u>Estimateur 1</u>	<u>Catégorie 5</u>
AGE	FREQ. %	C. V.
1	7.995	.175
2	22.016	.084
3	15.817	.117
4	12.358	.115
5	10.719	.121
6	7.981	.144
7	7.807	.141
8	9.658	.061
9	4.760	.021

Tableau II.15 - Cardine : Fonction gain-perte (m = 1.10).
Covariances ignorées. Allocation proportionnelle.

VARIANCES ET COUTS PAR CATEGORIE

<u>Catégorie</u>	<u>Variance</u>	<u>Coût</u>	<u>Poids</u>	<u>n1</u>	<u>n2</u>	<u>gamma</u>
1	.328509E-11	473.31	.04	19.36	19.36	1.000
2	.910488E-11	247.08	.17	6.96	6.96	1.000
3	.258290E-11	288.96	.09	9.26	9.26	1.000
4	.251618E-09	301.46	.70	9.94	9.94	1.000

CARACTERISTIQUES DU PLAN OPTIMAL

<u>Taux d'échantillonnage</u>	<u>statistiques de la grandeur objectif-coût global</u>	
q = 88.7	CVE	= .30
n1 = 852.9	Moyenne	= .798661E+00
n2 = 862.9	Précision g. objectif (CV)	= .1000
Unités de compte = 0	Coût	= 26386.2
<u>C.V. des effectifs</u>	<u>C.V. de la Fonction des fréquences</u>	<u>Variance de G. objectif</u>
.00000	.10000	.637859E-02

Unités primaires par catégorie

3.39 15.14 7.97 62.13

Unités de compte par catégorie

0 0 0 0

COEFFICIENTS DE VARIATION DES EFFECTIFS ESTIMES

	<u>Estimateur 1</u>	<u>Catégorie 5</u>
AGE	FREQ. %	C.V.
1	7.995	.188
2	22.016	.077
3	15.817	.109
4	12.358	.085
5	10.719	.089
6	7.981	.116
7	7.807	.123
8	9.658	.056
9	4.760	.025

Tableau II.16 - Cardine : Fonction gain-perte (m = 1.10).
Covariances ignorées. E. A. S.

VARIANCES ET COUTS PAR CATEGORIE

<u>Catégorie</u>	<u>Variance</u>	<u>Coût</u>	<u>Poids</u>	<u>n1</u>	<u>n2</u>	<u>gamma</u>
1	.193459E-11	235.73	.03	6.34	6.34	1.000
2	.447833E-11	176.57	.10	3.10	3.10	1.000
3	.248836E-11	193.42	.08	4.02	4.02	1.000
4	.349010E-09	157.43	.80	11.97	1.91	.160

CARACTERISTIQUES DU PLAN OPTIMAL

<u>Taux d'échantillonnage</u>	<u>statistiques de la grandeur objectif-coût global</u>	
q = 97.5	CVE	= .30
n1 = 1006.9	Moyenne	= .798661E+00
n2 = 225.9	Précision g. objectif (CV)	= .1000
Unités de compte = 0	Coût	= 15013.7
<u>C.V. des effectifs</u>	<u>C.V. de la Fonction des fréquences</u>	<u>Variance de G. objectif</u>
.00000	.10000	.637859E-02

Unités primaires par catégorie

2.83 9.63 7.33 77.65

Unités de compte par catégorie

0 0 0 0

COEFFICIENTS DE VARIATION DES EFFECTIFS ESTIMES

	<u>Estimateur 1</u>	<u>Catégorie 5</u>
AGE	FREQ. %	C. V.
1	7.995	.241
2	22.016	.098
3	15.817	.133
4	12.358	.115
5	10.719	.118
6	7.981	.143
7	7.807	.146
8	9.658	.062
9	4.760	.019

Tableau II.17 - Cardine : Fonction gain-perte (m = 1.10). Covariances prises en compte. Allocation proportionnelle.

VARIANCES ET COUTS PAR CATEGORIE

<u>Catégorie</u>	<u>Variance</u>	<u>Coût</u>	<u>Poids</u>	<u>n1</u>	<u>n2</u>	<u>gamma</u>
1	.193459E-11	235.73	.04	6.34	6.34	1.000
2	.447833E-11	176.57	.14	3.10	3.10	1.000
3	.248836E-11	193.42	.11	4.02	4.02	1.000
4	.270288E-09	295.64	.72	9.70	9.70	1.000

CARACTERISTIQUES DU PLAN OPTIMAL

<u>Taux d'échantillonnage</u>	<u>statistiques de la grandeur objectif-coût global</u>	
q = 80.6	CVE	= .30
n1 = 648.0	Moyenne	= .798661E+00
n2 = 648.0	Précision g. objectif (CV)	= .1000
Unités de compte = 0	Coût	= 21502.7
<u>C.V. des effectifs</u>	<u>C.V. de la Fonction des fréquences</u>	<u>Variance de G. objectif</u>
.00000	.10000	.21502.7

Unités primaires par catégorie

3.28	11.16	8.49	57.69
------	-------	------	-------

Unités de compte par catégorie

0	0	0	0
---	---	---	---

COEFFICIENTS DE VARIATION DES EFFECTIFS ESTIMES

	<u>Estimateur 1</u>	<u>Catégorie 5</u>
AGE	FREQ. %	C. V.
1	7.995	.222
2	22.016	.090
3	15.817	.122
4	12.358	.106
5	10.719	.110
6	7.981	.131
7	7.807	.133
8	9.658	.064
9	4.760	.035

Tableau II.18 - Cardine : Fonction gain-perte. Covariances prises en compte. E. A. S.

VARIANCES ET COUTS PAR CATEGORIE

<u>Catégorie</u>	<u>Variance</u>	<u>Coût</u>	<u>Poids</u>	<u>n1</u>	<u>n2</u>	<u>gamma</u>
1	.272031E-12	251.82	.25	7.22	7.22	1.000
2	.131310E-12	207.28	.05	4.78	4.78	1.000
3	.733524E-11	156.50	.22	2.00	2.00	1.000
4	.152725E-09	202.00	.46	4.49	4.49	1.000
5	.137769E-10	156.50	.02	2.00	2.00	1.000

CARACTERISTIQUES DU PLAN OPTIMAL

<u>Taux d'échantillonnage</u>	<u>statistiques de la grandeur objectif-cout global</u>	
q = 78.8	CVE	= .30
n1 = 361.1	Moyenne	= -.171155E+00
n2 = 361.1	Précision g. objectif (CV)	= .1000
Unités de compte = 0	Coût	= 16046.2
<u>C. V. des effectifs</u>	<u>C. V. de la Fonction des fréquences</u>	<u>Variance de G. objectif</u>
.00000	.10000	.292941E-03

Unités primaires par catégorie

19.61	3.55	17.23	36.57	1.84
-------	------	-------	-------	------

Unités de compte par catégorie

0	0	0	0	0
---	---	---	---	---

COEFFICIENTS DE VARIATION DES EFFECTIFS ESTIMES

<u>Estimateur 1</u>		<u>Catégorie 5</u>
AGE	FREQ. %	C. V.
1	.134	.435
2	11.354	.203
3	34.695	.034
4	24.577	.143
5	9.514	.102
6	7.688	.364
7	4.096	.147
8	3.750	.127
9	2.123	.105
10	2.118	.084

Tableau II.20 - Baudroie : Fonction gain-perte (m = 1.01). Covariances ignorées. Distribution par âge. E. A. S.

VARIANCES ET COUTS PAR CATEGORIE

<u>Catégorie</u>	<u>Variance</u>	<u>Coût</u>	<u>Poids</u>	<u>n1</u>	<u>n2</u>	<u>gamma</u>
1	.343150E-12	135.17	.36	60.68	-	-
2	.673166E-12	131.32	.12	45.28	-	-
3	.485596E-11	128.50	.19	33.99	-	-
4	.117834E-10	130.82	.15	43.27	-	-
5	.814140E-09	134.59	.18	58.36	-	-

CARACTERISTIQUES DU PLAN OPTIMAL

<u>Taux d'échantillonnage</u>		<u>statistiques de la grandeur objectif-cout global</u>		
q =	12.6	CVE	= .30	
n1 =	640.0	Moyenne	= -.467324E+00	
n2 =	-	Précision g. objectif (CV)	= .1000	
Unités de compte =	0	Coût	= 1671.5	
<u>C. V. des effectifs</u>		<u>C. V. de la Fonction des fréquences</u>		<u>Variance de G. objectif</u>
.00000		.10000		.218333392E-02

Unités primaires par catégorie

4.53	1.52	2.33	1.90	2.30
------	------	------	------	------

Unités de compte par catégorie

0	0	0	0	0
---	---	---	---	---

COEFFICIENTS DE VARIATION DES EFFECTIFS ESTIMES

<u>Estimateur 1</u>			<u>Catégorie 5</u>		
TAILLE	FREQ. %	C. V.	TAILLE	FREQ. %	C. V.
20	1.969	.642	64	.741	1.135
24	10.338	.639	68	2.334	.300
28	11.129	.099	72	2.511	.745
32	18.320	.028	76	2.664	.680
36	18.163	.146	80	1.402	.658
40	7.893	.557	84	.694	1.009
44	5.792	.548	88	.937	.751
48	2.257	.596	92	.590	.603
52	4.202	.323	96	.140	.252
56	3.707	1.131	100	.089	.916
60	4.178	.731			

Tableau II. 21 - Baudroie : Fonction gain-perte (m = 1.01).
Covariances ignorées. Distribution de longueurs.

VARIANCES ET COUTS PAR CATEGORIE

<u>Catégorie</u>	<u>Variance</u>	<u>Coût</u>	<u>Poids</u>	<u>n1</u>	<u>n2</u>	<u>gamma</u>
1	.100494E+06	292.05	.20	9.43	9.43	1.000
2	.247241E+07	216.14	.27	5.27	5.27	1.000
3	.922826E+07	256.43	.27	7.48	7.48	1.000
4	.254031E+08	225.97	.25	5.81	5.81	1.000
5	.385051E+07	156.50	.02	2.00	2.00	1.000

CARACTERISTIQUES DU PLAN OPTIMAL

<u>Taux d' échantillonnage</u>	<u>statistiques de la grandeur objectif-cout global</u>	
q = 17.6	CVE	= .30
n1 = 118.7	Moyenne	= .376778E+09
n2 = 118.7	Précision g. objectif (CV)	= .1000
Unités de compte = 99.2	Coût	= 4674.1
<u>C. V. des effectifs</u>	<u>C. V. de la Fonction des fréquences</u>	<u>Variance de G. objectif</u>
.03012	.09536	.141963E+16

Unités primaires par catégorie

3.43 4.69 4.69 4.47 0.30

Unités de compte par catégorie

29.37 27.13 23.71 15.66 3.35

COEFFICIENTS DE VARIATION DES EFFECTIFS ESTIMES

<u>Estimateur 1</u>		<u>Catégorie 5</u>
AGE	FREQ. %	C. V.
1	.134	1.509
2	11.354	.451
3	34.695	.078
4	24.577	.214
5	9.514	.222
6	7.688	.304
7	4.096	.203
8	3.750	.221
9	2.123	.244
10	2.118	.255

Tableau II. 22 - Baudroie : poids des captures calculé sur une distribution par âge. Covariances ignorées. - E. A. S.

VARIANCES ET COUTS PAR CATEGORIE

<u>Catégorie</u>	<u>Variance</u>	<u>Coût</u>	<u>Poids</u>	<u>n1</u>	<u>n2</u>	<u>gamma</u>
1	. 608523E+05	143. 94	. 15	95. 77	-	-
2	. 224905E+07	131. 61	. 22	46. 46	-	-
3	. 155636E+08	128. 94	. 33	35. 77	-	-
4	. 381158E+08	129. 61	. 27	38. 42	-	-
5	. 272777E+08	120. 50	. 04	2. 00	-	-

CARACTERISTIQUES DU PLAN OPTIMAL

<u>Taux d' échantillonnage</u>		<u>statistiques de la grandeur</u> <u>objectif-cout global</u>	
q =	22. 9	CVE	= . 30
n1 =	1061. 7	Moyenne	= . 359578E+09
n2 =	-	Précision g. objectif (CV)	= . 1000
Unités de compte =	82. 9	Coût	= 3342. 5
<u>C. V. des effectifs</u>		<u>C. V. de la Fonction</u> <u>des fréquences</u>	
	. 03295		. 09442
		<u>Variance de</u> <u>G. objectif</u>	
			. 129297E+16

Unités primaires par catégorie

3. 34 5. 02 7. 52 6. 20 0. 80

Unités de compte par catégorie

24. 54 22. 67 19. 81 13. 09 2. 80

COEFFICIENTS DE VARIATION DES EFFECTIFS ESTIMES

<u>Estimateur 1</u>			<u>Catégorie 5</u>		
<u>TAILLE</u>	<u>FREQ. %</u>	<u>C. V.</u>	<u>TAILLE</u>	<u>FREQ. %</u>	<u>C. V.</u>
20	1. 969	. 755	64	. 741	. 608
24	10. 338	. 753	68	2. 334	. 164
28	11. 129	. 120	72	2. 511	. 398
32	18. 320	. 044	76	2. 664	. 364
36	18. 163	. 128	80	1. 402	. 357
40	7. 893	. 597	84	. 694	. 539
44	5. 792	. 430	88	. 937	. 417
48	2. 257	. 515	92	. 590	. 371
52	4. 202	. 206	96	. 140	. 518
56	3. 707	. 606	100	. 089	1. 609
60	4. 178	. 390			

Tableau II. 23 - Baudroie : poids des captures calculé sur une distribution de longueurs. Covariances ignorées. - E. A. S.

RECRUTEMENT

Strate	Baudroie					Cardine				
	1	2	3	4	Total	1	2	3	4	Total
Valeur	47 762	39 495	44 209	169 038	299 852	726 341	651 675	710 158	760 006	2 848 180
Variance	2,28E+07	1,56E+07	1,95E+07	2,86E+08	2,40E+08	5,26E+09	4,25E+09	5,04E+09	5,78E+09	1,44E+10
C.V.	0,10	0,10	0,10	0,10	0,052	0,10	0,10	0,10	0,10	0,042

FONCTION GAIN/PERTE

Strate	Baudroie					Cardine				
	1	2	3	4	Total	1	2	3	4	Total
Valeur	- 0,508	0,417	1,121	2,300	1,500	- 0,210	- 0,815	- 0,775	1,141	0,077
Variance	2,58E-03	1,74E-03	1,26E-02	5,29E-02	3,56E-02	4,41E-04	6,63E-03	6,00E-03	1,30E-02	1,549E-03
C.V.	0,10	0,10	0,10	0,10	0,126	0,10	0,10	0,10	0,10	0,513
Effectif	21 235	15 830	15 831	47 577	100 473	295 959	283 746	311 684	273 845	1 165 234

Tableau II.24 : Résultats, par strate et pour l'ensemble des strates, de la procédure d'optimisation appliquée à 2 types de grandeur objectif (linéaires ou non linéaires par rapport aux captures).

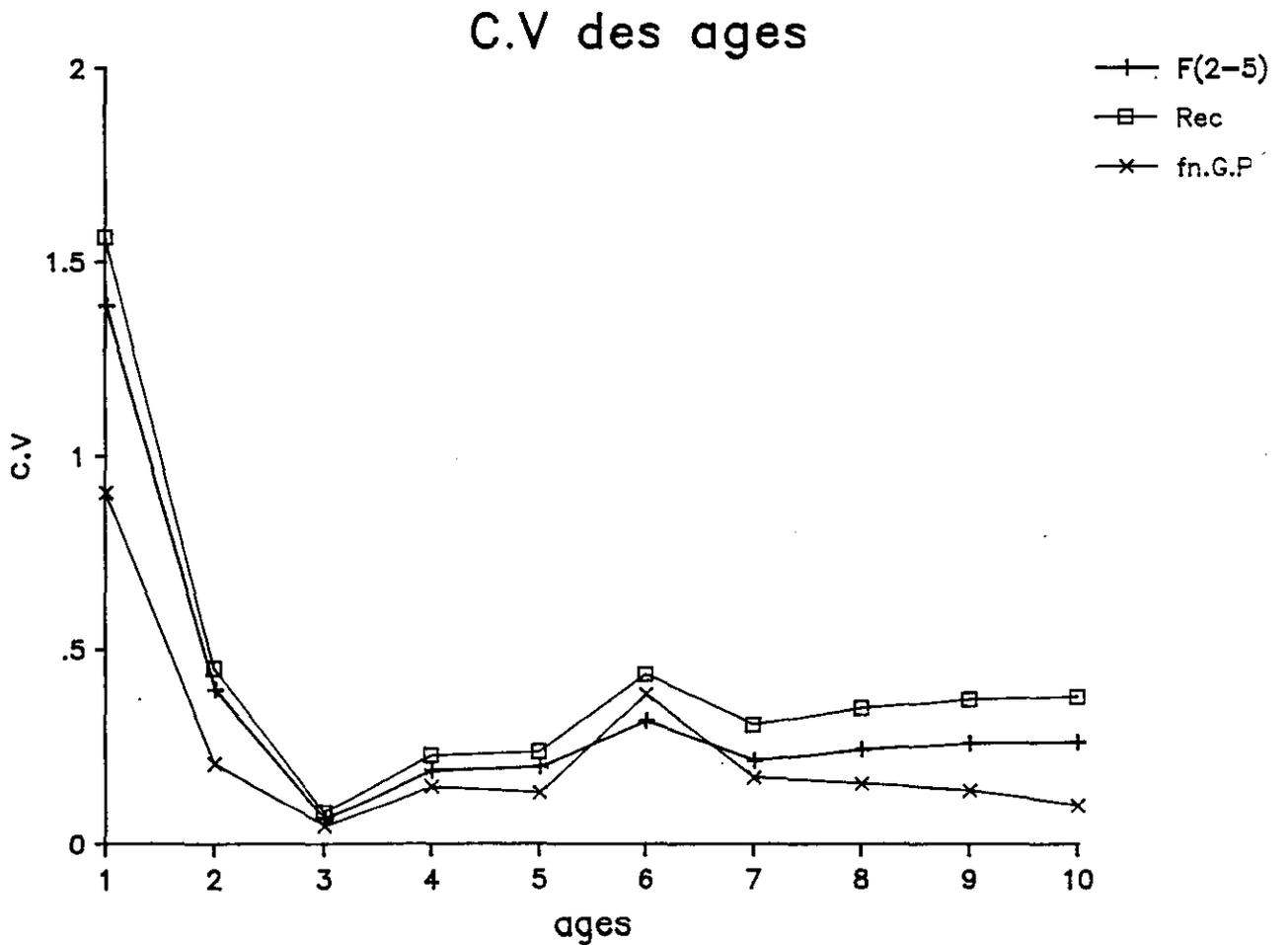
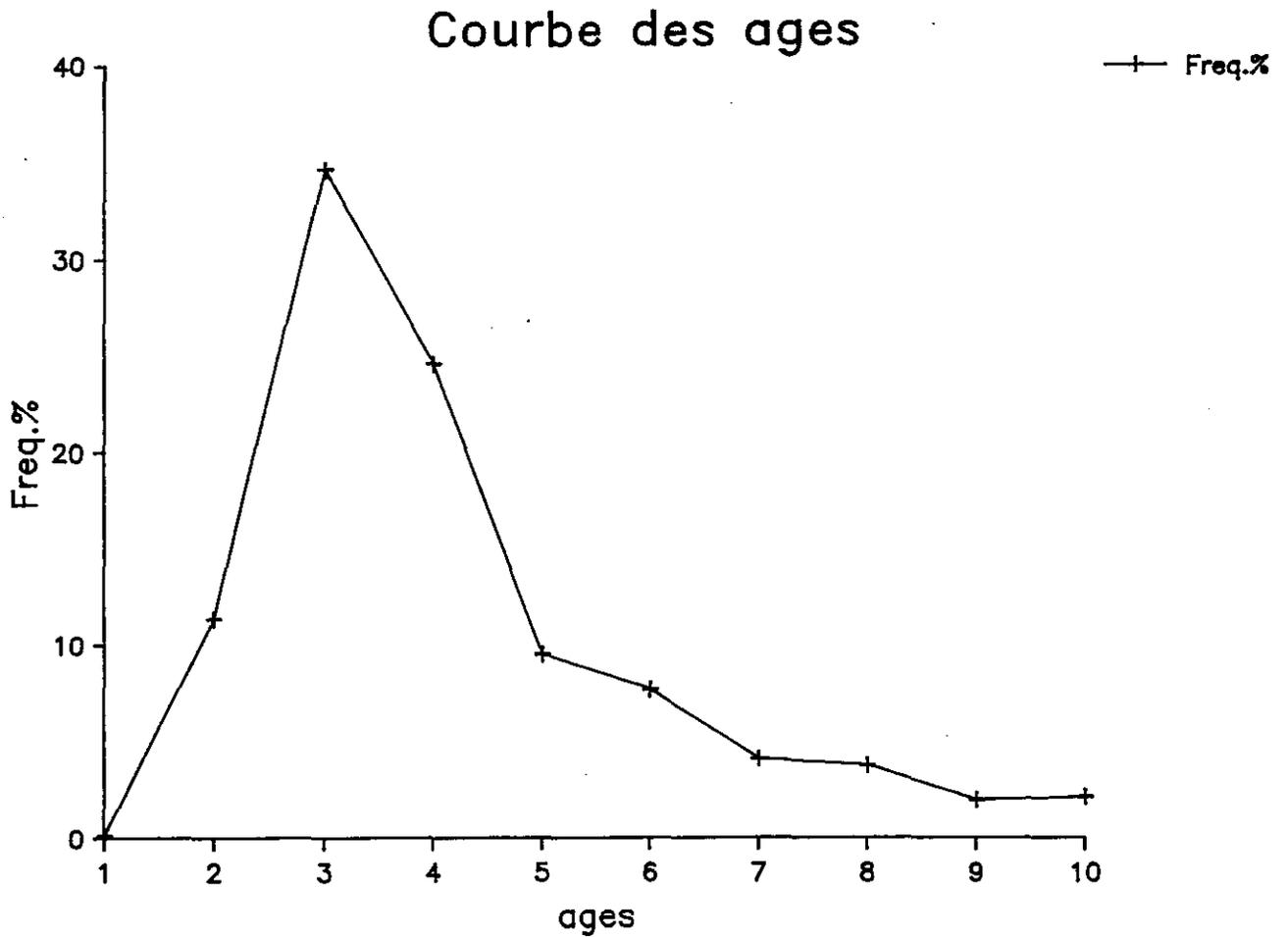


Fig. 1.- Baudroie : profil des captures estimées et des coefficients de variation afférents pour trois grandeurs objectif.