

Contribution à l'étude de la variance d'estimateurs de biomasse de poissons obtenus par échointégration ⁽¹⁾

Francis LALOË (2)

RÉSUMÉ

Un modèle est élaboré pour décrire la variabilité observée dans les données obtenues lors de campagnes d'échointégration et permettre d'apprécier la variance de certains estimateurs de la biomasse.

Le parcours effectué par le bateau lors d'une campagne est décomposé en segments d'égale longueur l . La somme des observations faites sur cette distance constitue la donnée élémentaire qui permet d'estimer la densité de poissons, exprimée en poids par unité de surface, dans le carré de côté l traversé par le segment parcouru.

Une méthode simple est proposée pour estimer la variance des estimateurs de biomasse qui sont des combinaisons linéaires des données élémentaires.

La méthode tient compte de l'itinéraire du bateau et permet, pour un parcours donné, d'obtenir la combinaison linéaire des observations ayant une variance minimale (kriegeage).

La validité des hypothèses requises est discutée et des conseils sont donnés pour qu'elles soient mieux satisfaites.

MOTS-CLÉS : Campagnes acoustiques — Précision — Estimation de biomasse.

ABSTRACT

CONTRIBUTION TO THE STUDY OF VARIANCE OF FISH BIOMASS ESTIMATORS FROM ECHOINTEGRATION

A model is built in order to describe the variability of echosurvey data and to give a method to estimate the variance of some biomass estimators.

The travel of the boat is divided into segments of length l and an elementary datum is the total of observations made on such a distance l . Such a datum allows to estimate the fish density (weight per surface unit) in the square of area l^2 crossed by the segment of length l .

A method is given to estimate the variance of biomass estimators which are linear combinations of elementary data.

The method takes into account the pattern of the boat travel; for a given pattern, the method allows to give the linear combination of observations which is of minimal variance and which is an unbiased estimation of the total biomass (kriegeage).

The validity of the underlying hypothesis is discussed and some advices are given in order to make them more realistic.

KEY WORDS : Echosurveys — Precision — Biomass estimation.

(1) Ce travail est tiré de la communication n° 110 présentée en juin 1982, à Bergen, au « Symposium on Fisheries Acoustics ».

(2) Centre de Recherches Océanographiques de Dakar-Thiaroye (CRODT-ISRA), B.P. 2241, Dakar, Sénégal.

Introduction

L'échointégration est une méthode qui permet d'estimer une biomasse de poissons à partir des échos sonores qu'ils renvoient (voir, par exemple, FORBES et NAKKEN, 1972).

Une des grandes difficultés de la méthode est l'estimation de la variance des estimateurs de biomasse (ULLTANG, 1977).

La variabilité observée dans les données d'échointégration a deux origines :

- 1) la mesure de la biomasse de poissons située dans le volume parcouru par le son est faite avec une erreur ; on ne dispose donc que d'une estimation, même pour la partie réellement échantillonnée ;
- 2) la densité de poissons n'est pas constante dans toute la zone étudiée.

Dans ces conditions, il est manifeste que la qualité de l'information sur la densité en un point diffère selon que ce point est ou non situé sur le trajet du bateau. Si, de plus, il existe une certaine autocorrélation entre les densités correspondant à des points proches les uns des autres, l'information sur la densité en un point sera liée à sa position par rapport au trajet du bateau. Il est donc concevable qu'une méthode pourrait tenir compte de la position du trajet du bateau dans la zone prospectée. A notre connaissance, le seul travail prenant en compte cette préoccupation est celui de TESLER et SHAFRAN (1979).

D'autres méthodes ont été proposées :

BAZIGOS (1975 et 1980) a proposé la méthode des « collapsed strata » (cf. COCHRAN, 1977) qui est d'utilisation pratique. Dans cette méthode, la donnée de base est la somme des observations faites sur une radiale ou une partie importante de radiale. Une grande quantité d'informations est alors perdue du fait de cette sommation sur une grande distance. THORNE *et al.* (1971) ont utilisé une méthode analogue, avec des données issues d'une campagne faite avec des radiales très courtes (de l'ordre de 1 à 2 milles). SHOTTON et DOWD (1975) (voir aussi SHOTTON, 1979), proposent une méthode d'échantillonnage à deux niveaux, la radiale étant le niveau supérieur. La méthode tient compte des variances inter- et intra-radiales, mais non de leur répartition sur la zone étudiée.

Le travail qui suit a pour objet de proposer une méthode simple tenant compte de la position du trajet dans la zone prospectée.

Dans une première partie nous évoquerons rapidement les principales sources de variations susceptibles de provoquer des erreurs d'estimation. Nous définirons ensuite un modèle permettant d'analyser

les données en décomposant leur variabilité selon différentes causes. Nous énumérerons les hypothèses requises pour l'emploi de la méthode d'estimation qui sera proposée. La dernière partie de ce travail sera consacrée à une discussion des hypothèses émises et à la recherche de conditions dans lesquelles elles seraient mieux respectées.

1. Sources de variations, causes d'erreurs

Les erreurs peuvent être classées selon leur nature (physique ou biologique) et selon leur type (systématique ou non systématique).

1.1. NATURE DES ERREURS

Les erreurs de nature physique sont celles liées, d'une part aux instruments (variabilité des caractéristiques, erreurs d'étalonnage), d'autre part au milieu (absorption, vitesse du son, etc.).

Les erreurs de nature biologique sont dues aux différences de réponse acoustique des poissons selon l'espèce, la taille, l'individu, l'inclinaison par rapport à l'horizontale (voir, par exemple, BURCZYNSKI, 1979).

Le type de répartition des poissons a également une très grande importance : la variance du nombre de poissons rencontrés dépend de la nature de leur dispersion (banc, essaim, ...) et de leur densité ; de plus dans un banc, les axes de nage ne sont pas indépendants, il en sera donc de même pour les erreurs qui en découlent. Le cycle nyctéméral a une influence sur la répartition des poissons. Le jour, plus que la nuit, les poissons ont tendance à évoluer en bancs tout à fait en surface, ou au contraire près du fond ; ils sont alors plus difficilement accessibles à l'échointégration. La proportion de poissons susceptibles d'être atteints est donc variable. Nous reviendrons sur ces différents points dans la discussion.

1.2. TYPE D'ERREURS

Les erreurs systématiques comprennent les erreurs de mesure des constantes inhérentes aux appareils en général et les erreurs systématiques sur les estimations de la composition spécifique. Les erreurs non systématiques sont liées aux variations non contrôlées, ou aux effets non connus, de diverses valeurs : variations de densités, variations de la composition spécifique, etc.

Dans ce travail nous ne prendrons en considération que les erreurs non systématiques. Pour une estimation de l'erreur totale, il faudrait donc tenir compte aussi des erreurs systématiques.

2. Modèle

Les données de base sont constituées par les sommes des observations effectuées sur des segments de longueur l , constante pour une campagne. La valeur l peut être fixée après la campagne si on dispose d'un enregistrement continu. Cette possibilité est très importante, car on peut alors tenir compte du type de répartition observé.

En supposant que la répartition des poissons ne varie ni quantitativement ni qualitativement (type de dispersion) dans un carré de côté l , la valeur obtenue pour la surface effectivement sondée (fig. 1) permet d'estimer la densité sur l'ensemble du carré.

Cette estimation, multipliée par la surface du carré, est appelée « donnée élémentaire ». L'erreur commise sur une telle mesure est due aux sources de variabilité déjà signalées et au fait que toute la surface du carré n'est pas effectivement sondée (fig. 1).

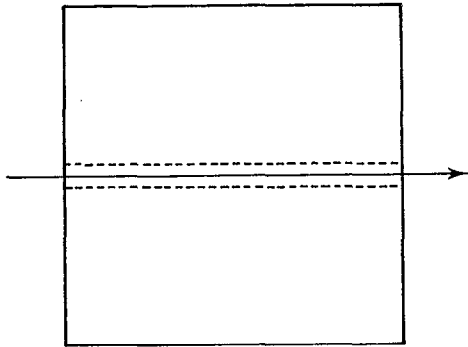


FIG. 1. — Parcours du bateau dans un carré échantillonné. Seule une petite partie du carré est effectivement sondée (entre les pointillés)

Travel of the boat in a sampled square. Only a little part of the square is actually insonified (between dotted lines)

L'hypothèse sur la répartition des poissons dans le carré peut être toutefois réduite à l'hypothèse suivante : un éventuel gradient de densité dans un carré élémentaire est dirigé selon l'axe du trajet du bateau.

Soit X_i la donnée élémentaire obtenue dans le carré i . Nous écrivons : $X_i = M_i + E_i$

où M_i est la biomasse du carré i ,

E_i est l'erreur commise en estimant M_i par X_i .

Nous supposons que les M_i sont répartis selon une loi d'espérance M et de variance σ^2_M .

Nous supposons également que les E_i sont répartis selon une loi d'espérance nulle (c'est-à-dire que l'estimation de M_i par X_i est sans biais, ou que

ce biais peut être pris en compte dans la part d'erreur systématique), et de variance σ^2_E .

Ces hypothèses d'absence de variation de M , σ^2_M et σ^2_E sont des hypothèses de stationnarité.

Soient deux carrés C_1 et C_2 , et les valeurs :

$$X_1 = M_1 + E_1, \quad X_2 = M_2 + E_2$$

Nous ferons quatre hypothèses :

$$1) \text{Cov}(M_1, E_1) = \text{Cov}(M_1, E_2) = 0$$

(absence de corrélation entre les densités et les erreurs.)

Cette hypothèse permet d'écrire :

$$\text{Var } X_i = \text{Var } M_i + \text{Var } E_i = \sigma^2_M + \sigma^2_E = \sigma^2_T$$

où σ^2_T est la variance des observations.

$$2) \text{Cov}(E_1, E_2) = 0$$

(absence de corrélation entre les erreurs commises dans des carrés différents.)

$$3) \text{Cov}(M_1, M_2) = \text{Cov}(M_1 + E_1, M_2 + E_2) = \rho_{1,2} \sigma^2_T$$

où $\rho_{1,2}$ ne dépend que de la distance entre les deux carrés C_1 et C_2 définie par :

$$(\alpha^2 (x_1 - x_2)^2 + (y_1 - y_2)^2)^{1/2}$$

où α est un coefficient d'anisotropie et où (x_1, y_1) et (x_2, y_2) sont les coordonnées des centres des carrés C_1 et C_2 dans un repère orthonormé. Sous l'hypothèse d'isotropie, le coefficient α vaut 1 ; si les corrélations entre densités décroissent quand la distance entre les carrés augmente, une valeur de α inférieure à 1 indique que les liaisons entre densités sont plus fortes selon l'axe des x , ce qui pourra se produire si l'axe des x est parallèle aux lignes de sonde et que la variabilité est plus forte perpendiculairement à ces lignes.

4) Toutes les écritures précédentes ne font pas intervenir le paramètre « temps ». Nous avons donc fait implicitement l'hypothèse selon laquelle la répartition des densités en poissons ne varie pas pendant la durée de la campagne.

3. Estimation de la variation et étude de la variance des estimations

Nous décrirons dans un premier temps des estimateurs de la biomasse et nous estimerons l'espérance des carrés des erreurs correspondantes en fonction des paramètres M , σ^2_M , σ^2_E et de la fonction d'auto-corrélation $\rho(d)$. Nous décrirons ensuite des estimateurs de ces paramètres.

3.1. ESTIMATION DE LA BIOMASSE ET EXPRESSION DES ÉCARTS TYPES

La zone prospectée est divisée en carrés de côté l (fig. 2).

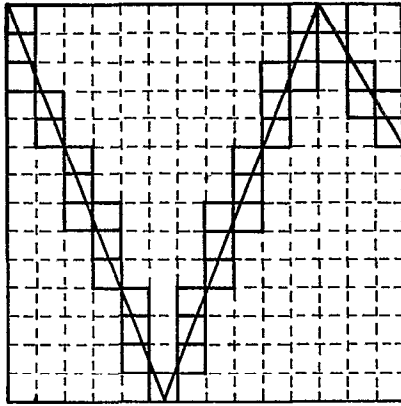


FIG. 2. — Exemple de parcours effectué lors d'une campagne d'échantillonnage. Les carrés échantillonnés sont représentés par des traits continus

Example of an echosurvey. Squares represented with continuous lines are in the sample

Nous étudierons les estimateurs de la forme :

$$\sum_{i=1}^I p_i X_i$$

— $i = 1 \dots I$, nombre de carrés échantillonnés. I est également la longueur totale du trajet exprimée dans l'unité l ,

— les p_i sont des poids tels que : $\sum_{i=1}^I p_i = N$;

N est la surface de la zone exprimée dans l'unité l .

Dans la suite toutes les distances seront exprimées avec l'unité l . L'indice i indique qu'il s'agit d'un carré situé sur le trajet du bateau : l'indice h (simple numérotation) désignera un carré quelconque, situé ou non sur ce trajet.

La biomasse réelle est $\sum_{h=1}^N M_h$. L'erreur d'estimation est donc :

$$\xi = \sum_{i=1}^I p_i X_i - \sum_{h=1}^N M_h$$

L'espérance de cette erreur est :

$$\sum_{i=1}^I p_i M - N \cdot M = 0 \text{ puisque } \sum_{i=1}^I p_i = N$$

La variance de ξ est donc égale à l'espérance de son carré et peut s'exprimer sous forme d'une combinaison linéaire de termes de la forme :

- 1) $\text{Var}(X_i) = \sigma^2_T = \sigma^2_M + \sigma^2_E$
- 2) $\text{Var}(M_h) = \sigma^2_M$
- 3) $\text{Cov}(X_i, X_{i'}) = \sigma^2_T \rho d_{i,i'} \text{ (} i \neq i' \text{)}$

où $d_{i,i'}$ est la distance entre les carrés l_i et $l_{i'}$, éventuellement calculée en tenant compte du coefficient d'anisotropie α .

- 4) $\text{Cov}(X_i, M_h) = \sigma^2_T \rho d_{i,h}$, si $d_{i,h} \neq 0$
 $= \sigma^2_M$, sinon :
- 5) $\text{Cov}(M_h, M_{h'}) = \sigma^2_T \rho d_{h,h'} \text{ (} h \neq h' \text{)}$

Le problème est de minimiser la variance de ξ ; on peut utiliser un multiplicateur de Lagrange et annuler les dérivées partielles :

$$\frac{\partial}{\partial p_i} \text{var}(\xi + \delta (\sum_{i=1}^I p_i - N)), i = 1 \dots I$$

(méthode du kriegeage ; voir MATHERON, 1965). Ceci revient à inverser une matrice de taille (I, I) . Un estimateur classique est celui pour lequel tous les p_i sont égaux ; il est optimal si les radiales sont parallèles, de longueur infinie et équidistantes, ou encore si tous les ρ_a sont nuls pour $d \neq 0$.

Pour les parcours en zigzag, les points situés aux angles sont « suréchantillonnés » et seront donc pondérés par des valeurs plus faibles. Dans le cas d'un parcours avec radiales équidistantes, on pourra s'en tenir à l'estimateur classique décrit ci-dessus (d'autant plus que les points situés aux extrémités des radiales n'ont souvent que peu de valeur, les trajets de liaison entre radiales étant exclus).

Des résultats issus de campagnes simulées sont présentés dans l'annexe A.

La pondération optimale peut également être obtenue en utilisant, d'une part, le variogramme de la variable X défini par :

$$V(d_{i,i'}) = (E(X_i - X_{i'})^2)/2$$

et, d'autre part, la variance de l'erreur commise en estimant M_i par X_i .

Le principal intérêt du variogramme est de fournir une estimation peu sensible à d'éventuels écarts à la stationnarité ; mais dans ces cas, à moins de disposer d'une bonne connaissance de la forme de cette non stationnarité, il est difficile d'obtenir un estimateur sans biais de la biomasse.

3.2. ÉVALUATION DES PARAMÈTRES NÉCESSAIRES À L'ESTIMATION DE LA VARIANCE DES ESTIMATEURS DE BIOMASSES

Les estimations de $\sigma^2_T = \sigma^2_E + \sigma^2_M$ et des covariances (ou du variogramme) en fonction des distances seront des estimateurs classiques de variances et d'autocovariances.

L'estimation de σ^2_E est plus délicate. On peut cependant donner des indications sur des méthodes envisageables :

— elle pourra être déduite des sources d'erreurs qu'elle prend en compte (qui sont principalement les erreurs dues aux mesures faites sur les poissons eux-mêmes et les erreurs dues au fait que l'ensemble de la surface de chaque carré élémentaire n'est entièrement sondé) ; ceci exige une bonne connaissance des sources d'erreurs dues aux appareils, du comportement du poisson ainsi que de la répartition des poissons, dans un carré élémentaire ;

— des parcours répétés dans certains carrés peuvent être utilisés ; il faudra répéter cette expérience dans un assez grand nombre de carrés pour éviter des biais dus aux liaisons entre densité locale et variance d'estimation ;

— en supposant la constance de M_i dans les 2 demi-carrés constituant un carré, et l'indépendance des erreurs de mesures dans ces 2 demi-carrés, on peut estimer σ^2_E à partir des carrés des différences d'estimations entre chaque paire de demi-carrés ;

— à partir du variogramme, σ^2_E peut être estimée en prolongeant le variogramme par continuité en 0 (effet de pépîte).

L'estimation de σ^2_M peut être obtenue par différence entre σ^2_T et σ^2_E .

4. Discussion des hypothèses

Il est intéressant de définir dans quelles conditions les différentes hypothèses peuvent être plus ou moins bien satisfaites.

4.1. STATIONNARITE

L'hypothèse selon laquelle l'espérance de la biomasse est constante peut être fautive ; on pourra décomposer la zone en sous-régions de densités différentes, si l'existence de ces différences est manifeste. Si l'existence de ces régions est connue à l'avance, on pourra même resserrer les radiales dans les régions les plus denses (problème analogue à une stratification ; cf., par exemple, étude de FIEDLER, 1978).

D'autre part, nous avons supposé que les espérances de σ^2_E , σ^2_M et des valeurs de la fonction d'autocovariance sont constantes dans toute la zone.

Il est évident que le type de répartition des poissons influe sur ces paramètres ; il serait bon d'effectuer des études sur des séries concernant des poissons ayant des comportements analogues. De telles séries peuvent être définies par une décomposition des données lors des dépouillements, par exemple : poissons en bancs en pleine eau, poissons dispersés en pleine eau, poissons près du fond (GERLOTTO et MARCHAL, *com. pers.*).

4.2. HYPOTHÈSES SUR LA RÉPARTITION DES POISSONS DANS UN CARRÉ ÉLÉMENTAIRE

Nous avons supposé que la densité reste constante dans un carré, ou au moins qu'un éventuel gradient de densité est dirigé selon le trajet du bateau (dans ce cas la densité reste constante dans le carré sur un axe perpendiculaire au trajet). Pour satisfaire à cette hypothèse il faut que la longueur l soit petite par rapport à la taille des macrostructures susceptibles de provoquer des variations locales de densités.

4.3. INDÉPENDANCE DES ERREURS DE DENSITÉS

Le type de répartition des poissons influe sur l'erreur de mesure, et donc sur σ^2_E . Il est, par conséquent, important de faire les traitements sur des populations ayant des comportements homogènes (possibilité de traiter les données en plusieurs séries évoquées en 4.1.).

4.4. INDÉPENDANCE DES ERREURS DE MESURES

Cette hypothèse peut être fautive si les microstructures (bancs...) peuvent être de taille comparable à la longueur l (problèmes de chevauchement sur plusieurs carrés). La longueur l doit donc être choisie suffisamment grande pour pouvoir négliger ce type de problème : il semble que les longueurs classiques (1 ou 2 milles) satisfont à cette exigence et à celle exprimée en 4.2. (petitesse de l), (cf. annexe B).

L'hypothèse d'indépendance peut également être fautive s'il existe des variations des constantes des appareils dans le temps et l'espace (interactions avec les conditions de milieu, dérive des appareils...) ou s'il existe des variations non mesurées de la composition spécifique. Le premier problème est technique et peut être résolu ; pour la composition spécifique, les chalutages de contrôles et l'expérience des scientifiques donnent une bonne garantie. Notons là encore, que la décomposition en plusieurs séries par comportement peut améliorer la situation.

4.5. COVARIANCES DES DENSITÉS, ISOTROPIE

On a vu que l'hypothèse d'isotropie peut être adaptée, en modifiant la formule de calcul des distances à l'aide d'un coefficient d'anisotropie. Ceci peut permettre de tenir compte du fait que la variabilité est plus forte, en général, quand on se dirige perpendiculairement aux lignes de sonde (c'est la raison pour laquelle on effectue des radiales dans cette direction). Les parcours de liaison généralement parallèles aux côtes pourraient être mis à profit pour estimer le coefficient d'anisotropie α utilisé pour le calcul des distances entre carrés. Les résultats pourraient ainsi « bénéficier » du choix de la direction des radiales.

4.6. PROBLÈMES LIÉS AUX CYCLES NYCTHÉMÉRAUX

Les données de jour sont en général très différentes des données de nuit. Deux problèmes peuvent se poser, conjointement ou non :

- a) d'une part, les types de répartitions changent,
- b) d'autre part, la proportion de poissons susceptibles d'être détectés change.

Nous pensons qu'il est préférable de traiter séparément les données de jour et de nuit. En général, les estimations de biomasse obtenues de nuit sont plus élevées (la proportion de poissons susceptibles d'être détectés est plus grande); de plus, la nuit, dans la mesure où les poissons sont plus dispersés, les erreurs sont probablement moins importantes. Il est donc conseillé d'avoir une couverture complète de nuit.

4.7. DÉCOMPOSITION EN ERREURS SYSTÉMATIQUES ET NON SYSTÉMATIQUES

Le calcul proposé ici ne tient compte que des sources d'erreurs non systématiques. Nous avons même fait quelques hypothèses sur ces dernières pour admettre l'indépendance des erreurs entre carrés. Pour estimer la variance totale, il faut bien connaître la part prise par chacun des types d'erreurs. Il s'agit là, sans doute, d'un des problèmes les plus difficiles à résoudre. D'une manière générale, dans la variance totale la part due aux erreurs non systématiques décroît lorsque la longueur du trajet augmente (si tous les carrés sont échantillonnés, elle est égale à $N \sigma^2_{\epsilon}$). Par contre, la part due aux erreurs systématiques reste constante. Au delà d'une certaine longueur, il est probable que la part

due aux erreurs non systématiques est négligeable par rapport à la part d'erreur systématique et que l'allongement du trajet n'apporte plus d'amélioration si on estime des biomasses absolues. Pour comparer des données issues de campagnes successives, on s'intéresse à des biomasses relatives; dans ce cas, la part due aux erreurs systématiques sera peut être nulle, si ces erreurs sont constantes d'une campagne à l'autre.

Conclusion

La méthode proposée ici ne prétend pas clore la discussion quant au calcul de la variance d'estimateurs de la biomasse. Son intérêt réside dans le fait qu'elle tente de tenir compte de la position du trajet dans la zone prospectée et qu'elle donne des éléments pour « déterminer » la longueur élémentaire l .

En effet, pour calculer des estimations, l'utilisation d'intégrations effectuées sur une certaine distance semble générale. Cette méthode est satisfaisante si elle ne fait pas perdre une information qui peut être utilisée pour affiner l'estimation de la biomasse. C'est pourquoi nous avons « demandé » que la variabilité due aux macrostructures soit négligeable sur une longueur l . Lorsque cette hypothèse est formulée, il est « raisonnable » d'introduire la notion de carré élémentaire. C'est de cette réflexion (cf. également GERLOTTO *et al.*, 1976) qu'est venue l'idée d'utiliser un quadrillage.

Nous pensons que des conclusions majeures ressortent de cette étude :

- a) une décomposition des résultats selon une classification fondée sur le comportement des espèces et concentrations rencontrées est souhaitable,
- b) la nature de ces comportements et de l'environnement doit être prise en compte pour déterminer la (ou les) longueur(s) l ,
- c) l'anisotropie devrait être « mesurée »,
- d) les calculs ne devraient être faits qu'avec des données obtenues soit de jour, soit de nuit.

REMERCIEMENTS

Nous remercions MM. LAUREC et CAYRE pour leurs conseils tout au long de ce travail.

Manuscrit accepté par le Comité de rédaction le 12 novembre 1985

BIBLIOGRAPHIE

- BAZIGOS (G. P.), 1975. — The statistical efficiency of echo-surveys with special reference to the lake Tanganyika. *F.A.O. Fish. Tech. Pap.* n° 139, 52 p.
- BAZIGOS (G. P.), 1980. — A manual on acoustic surveys : sampling methods. CECAP/ECAF. Series 80/17 F.A.O.
- BURCZYNSKI (I. J.), 1979. — Introduction to the use of sonar systems for estimating fish biomass. *F.A.O. Fish. Tech. Pap.* n° 191, 89 p.
- COCHRAN (W. G.), 1977. — Sampling Techniques. Third edition, J. Wiley, 428 p.
- FIEDLER (P. C.), 1978. — The precision of simulated transect surveys of northern anchovy, *Engraulis mordax*, school groups. *Fish. Bull.*, 76 (3) : 679-685.
- FORBES (S. T.) and NAKKEN (O.), 1972. — Manual of methods for fisheries resource survey and appraisal. Part 2. The use of acoustic instruments for fish detection and abundance estimation. F.A.O. Manuals in Fisheries Science.
- GERLOTTO (F.), STEQUERT (B.), LE PHILIPPE (V.) et FREON (P.), 1976. — Répartition et abondance des poissons pélagiques côtiers du plateau continental sénégalais évaluées par échointégration en avril-mai 1976 (campagne Capricorne 7605). *Doc. Sci. Cent. Rech. Océanogr. Dakar-Thiaroye* n° 62, 37 p.
- MATHERON (G.), 1965. — Les variables régionalisées et leur estimation. Masson et Cie, Paris, 305 p.
- SHOTTON (R.), 1979. — Acoustic survey design. Meeting on hydroacoustical methods for the estimation of marine fish populations, Cambridge, Massachusetts, 25-29 juin 1979.
- SHOTTON (R.) and DOWD (R. G.), 1975. — Current research in acoustic fish stock assessment at the marine Ecology Lab. Int. Comm. Northwest Fish., *I.C.N.A.F. Res. Doc.*, 75/16, 17 p.
- TESLER (W. D.) and SHAFRAN (I. S.), 1979. — On the methods of automatization of processing the results of echo-surveys. Meeting on hydroacoustical methods for the estimation of marine fish population : Cambridge, Massachusetts, 25-29 juin 1979.
- THORNE (R. E.), REEVES (J. E.) and MILLIKAN (A. E.), 1971. — Estimation of the pacific hake (*Merluccius productus*) population in Port Susan, Washington, using an echo integrator. *J. Fish. Res. Bd Can.*, 28 : 1275-1284.
- ULLTANG (O.), 1977. — Methods of measuring stock abundance other than by the use of commercial and effort data. *F.A.O. Fish. Tech. Pap.* n° 176, 23 p.

ANNEXE 1

Un programme FORTRAN a été écrit pour faire les calculs décrits dans ce travail. Il permet l'estimation de la variance d'une combinaison linéaire des observations dont la somme des poids est égale à la surface S de la région prospectée. Il permet également le calcul de la combinaison linéaire de variance minimale (kriegeage).

Les valeurs σ^2_M , σ^2_F , $\rho(d)$ (deN) sont données. Lorsque d n'est pas une valeur entière, on effectue une interpolation linéaire entre $\rho(E(d))$ et $\rho(E(d) + 1)$ pour estimer $\rho(d)$, (E(d) : partie entière de d).






La biomasse moyenne par carré est également donnée, ainsi que la valeur du coefficient d'anisotropie utilisé pour le calcul des distances, par la formule :

$$(\alpha^2(x_1 - x_2)^2 + (y_1 - y_2)^2)^{1/2}$$

Le tableau I montre les résultats obtenus pour un certain nombre de types de trajets (le dernier trajet présenté est irréaliste) effectués dans un carré de côté 14 l.

Les résultats sont exprimés en pourcentage de variation, en supposant la biomasse moyenne égale à 1.

TABLEAU I
Précisions obtenues avec certains parcours
Precisions from some trips

		POURCENTAGE DE VARIATION			
		Anisotropie (α^2)	Poids égaux	Avec kriegeage	Avec au- tocorré- lations nulles
	Surface 14x14, S = 196 Longueur du trajet L = 28	1	44,32	44,21	45,08
		0,25	38,14	38,11	45,08
	S = 196 L = 28	0,25	51,11	50,82	45,08
	S = 196 L = 36	1	41,22	40,78	39,76
		0,25	36,96	36,78	39,76
	S = 196 L = 36	1	40,89	40,01	39,76
		0,25	37,58	35,25	39,76
	S = 196 L = 28	1	92,77	80,65	45,08

Variance totale = 5,69 = σ^2_T

Variance de la densité = 2,67 = σ^2_M

Biomasse moyenne = 1

Covariances successives : 1,9 ; 1,4 ; 1,0 ; 0,8 ; 0,6 ; 0,5 ; 0,4 ; 0,3 ;

0,2 ; 0,2 ; 0,2 ; 0,1 ; 0,1 ; 0,1 ; 0 ; ...

ANNEXE 2

Si, en un point x , on mesure la densité du carré dans lequel on se trouve, plus une erreur $f(x)$, telle que $f(x) \sim \mathcal{L}(0, \sigma^2)$ (où \mathcal{L} est une distribution quelconque), si on connaît la fonction $g(d) = \frac{1}{\sigma^2} E\{f(x) \times f(x+d)\}$, on peut calculer la corrélation entre les erreurs de deux carrés consécutifs ; en supposant que les biomasses situées dans les deux carrés sont égales alors :

$$E \left[\frac{1}{\sigma^2} \int_0^l \int_l^{2l} f(x) \times f(y) dx dy \right] = 1 \int_0^l \left[\int_l^{2l} g(y-x) dy \right] dx$$

Pour $g(d) = e^{-\lambda d}$ où λ est une constante, pour $\lambda = 4,61$ soit : $g(0,5 \text{ milles}) = 0,1$
 $g(0,125 \text{ milles}) = 0,56$;

on a pour : $l = 0,5$ une corrélation de 0,288
 $l = 1$ une corrélation de 0,135
 $l = 2$ une corrélation de 0,061.