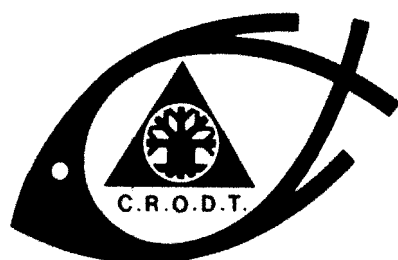


06000983

ISSN 0850-1602

ETUDE DE LA PRECISION DES ESTIMATIONS  
DE CAPTURES ET PRISES PAR UNITE D'EFFORT OBTENUES  
A L'AIDE DU SYSTEME D'ENQUETE DE LA SECTION  
"PECHE ARTISANALE" DU CRODT AU SENEGAL

F. LALOË



CENTRE DE RECHERCHES **Océanographiques de DAKAR - TIAROYE**

\* **INSTITUT SÉNÉGALAIS DE RECHERCHES AGRICOLES** \*

**DOCUMENT  
SCIENTIFIQUE**

**NUMÉRO 100**

**AVRIL 1985**

ETUDE DE LA PRÉCISION DES ESTIMATIONS  
DE CAPTURES ET PRISES PAR UNITÉ D'EFFORT OBTENUES  
A L'AIDE DU SYSTÈME D'ENQUÊTE DE LA SECTION  
"PÊCHE ARTISANALE" DU CRODT AU SENEGAL

*par*

Francis LALOE <sup>(1)</sup>

RESUME

Une méthode d'estimation des variances d'estimations des captures et prises par sortie concernant plusieurs points de débarquement, plusieurs espèces et plusieurs types d'engins est présentée. Cette méthode s'appuie sur des hypothèses dont la validité est discutée. Les résultats obtenus à partir des données collectées en 1983 sont présentés.

Des conseils sont donnés afin de permettre une amélioration de la précision des estimations.

ABSTRACT

A method for estimation of total catch and CPUE estimators variances for different landing sites, different fishing years and different species is presented. The validity of underlying hypothesis is discussed.

Results from data collected in 1983 are presented. Advices are given in order to improve estimation precision.

---

(1) Chercheur ORSTOM en service au Centre de Recherches océanographiques de Dakar-Thiaroye / ISRA BP , 2241, Dakar-Sénégal.

## S O M M A I R E

## INTRODUCTION

## 1. CONDUITE DES ENQUETES ET ESTIMATIONS DE VARIANCES

1.1. Echantillonnage d'une pirogue

1.1.1. Estimation par le nombre d'individus

1.1.2. Estimation directe du poids

1.1.3. Estimation de la prise d'une pirogue, toutes espèces confondues

1.2. Estimation des différents paramètres pour une journée

1.2.1. Estimation des nombres de sorties par type d'engin

1.2.2. Estimation des prises par type d'engin et par espèce conditionnellement au nombre de sorties

1.2.3. Prise par type d'engin toutes espèces confondues

1.2.4. Estimation des variances des estimateurs des prises en tenant compte des erreurs sur l'estimation des nombres de sorties.

1.2.5. Estimation des prises totales tous types d'engins confondus

1.3. Estimations concernant des périodes de plusieurs jours1.3.1. Prise par type d'engin

1.3.1.1. Cas où les efforts sont estimés chaque jour

1.3.1.1.1. Cas où toutes les enquêtes sont faites par un même enquêteur

1.3.1.1.2. Cas où les enquêtes ne sont pas toutes faites par le même enquêteur (région du Cap-Vert)

1.3.1.2. Cas où les efforts ne sont estimés que lorsque les enquêtes sur les prises ont lieu.

1.3.1.2.1. Cas où toutes les enquêtes sont faites par un même enquêteur

1.3.1.2.2. Cas où les enquêtes ne sont pas toutes faites par le même enquêteur.

## 1.3.2. Estimation des prises, tous types d'engins confondus

1.3.2.1. Cas où les efforts sont estimés chaque jour

1.3.2.1.1. Cas où toutes les enquêtes sont faites par un même enquêteur.

1.3.2.1.2. Cas où les enquêtes ne sont pas toutes faites par le même enquêteur

1.3.2.2. Cas où les efforts ne sont estimés que lorsque les enquêtes sur les prises ont lieu

1.4. Estimations concernant plusieurs périodes de plusieurs jours

1.4.1. Cas où toutes les enquêtes sont faites par un même enquêteur

1.4.2. Cas où les enquêtes ne sont pas toutes faites par le même enquêteur

## 2. DISCUSSION DES HYPOTHESES, PROBLEMES DE ROBUSTESSE

2.1. Hypothèses concernant l'échantillonnage aléatoire simple2.2. Hypothèses concernant les erreurs d'estimation à vue2.3. Hypothèses concernant les estimations de nombres de sorties

## 3. APPLICATIONS - RESULTATS OBTENUS A L'AIDE DES DONNEES COLLECTEES EN 1983

## CONCLUSION

BIBLIOGRAPHIE

TABLEAUX

ANNEXES

## INTRODUCTION

La section "Pêche artisanale" du Centre de Recherches océanographiques de Dakar-Thinroye (CRODT-ISRA) effectue des estimations de l'activité et des prises de la pêche piroguière maritime sénégalaise. La description des méthodes d'échantillonnage a déjà fait l'objet d'un document (PECHART 1982).

Si de nombreux paramètres sont estimés pour l'évaluation de la production de la pêche et de l'état des populations de poissons, aucun calcul n'est effectué à l'heure actuelle pour estimer la précision de ces estimations.

Il serait pourtant important de connaître la précision des estimations pour permettre d'atteindre certains objectifs :

- fournir avec chaque quantité estimée un intervalle de confiance ou un coefficient de variation.
- Pouvoir décrire l'évolution des prises en déterminant si les différences entre estimations successives sont significatives ou non.
- Disposer d'un outil permettant l'amélioration du système d'échantillonnage lui-même.

L'objectif de ce travail est donc d'offrir un moyen d'estimer les variances des estimateurs utilisés pour le traitement des données de pêche artisanale.

Après avoir indiqué la nature des quantités estimées, nous décrirons certaines caractéristiques de la pêcherie et nous exposerons les méthodes proposées pour le calcul des estimations de variance. Nous indiquerons également les résultats d'expériences menées pour permettre ces estimations. Nous donnerons des résultats concernant les estimations des prises et des activités de la pêche artisanale en 1983. Pour finir, des schémas d'améliorations possibles du système de collecte des données seront proposés afin de permettre une augmentation de la précision des observations.

Nous étudierons les estimations ayant trait aux trois quantités fondamentales recherchées par les dynamiciens des populations marines exploitées; l'effort, la prise et la capture par unité d'effort (CPUE). D'autres quantités telles que la distribution des tailles dans les captures sont estimées; elles ne seront pas étudiées dans ce travail.

Sept types d'engins et une centaine d'espèces, dont une trentaine de réelle importance, sont distingués. Cette multiplicité conduit à l'estimation d'un grand nombre de paramètres et rend impossible la définition d'un critère permettant une optimisation du plan d'échantillonnage : si on optimise l'estimation de la prise totale du tiof (*Epinephelus aeneus*) le plan sera complètement différent de celui issu de l'optimisation des estimations de prises de sardinelles (*Sardinella spp.*).

Une autre conséquence de la multiplicité des types de pêche et du grand nombre d'espèces est l'impossibilité de fournir directement des mesures simples d'efforts de pêche et de CPUE. Les efforts, prises et CPUE sont en général fournis pour un stock (LAUREC et LE CUEN, 1981) et il faut définir

autant d'unités d'effort qu'il y a de stocks (1) . Il n'est pas réaliste par exemple d'utiliser la même unité d'effort pour le tiof et la sardinelle.

Les estimations fournies doivent permettre la reconstitution d'un effort et d'une CPUE pour un stock donné. Pour chaque type d'engin distingue, on donne une estimation des prises et d'un "effort" représentant l'activité de cet engin (nombre de sorties). Lorsqu'une unité d'effort pertinente pour un stock a pu être définie en relation avec une des "unités d'efforts" définies pour les engins, une CPUE est estimable et l'effort de l'ensemble de la pêcherie peut être déduit de la prise totale,

La méthode proposée ci-dessus ne peut être utile que si on peut: relier une "unité d'effort" définie pour un engin à l'unité d'effort définie pour un stock. La méthode que nous utilisons pour le calcul de la prise par engin consiste à multiplier le nombre de sorties par une prise moyenne par sortie. Ceci nous amène en général à définir l'unité d'effort pour un stock par une sortie d'un engin donné, une telle unité sera d'autant plus pertinente que les sorties d'un engin sont homogènes (ce qui sera obtenu si chaque équipage utilise le même engin, pêche de la même manière dans des zones semblables). Cette hypothèse d'homogénéité est évidemment fautive, mais elle sera sans cesse discutée pour des raisons biologiques et statistiques.

On peut parfois tenir compte de la mauvaise homogénéité dans l'utilisation d'un engin en utilisant les données collectées lors des enquêtes :

- Lorsque l'effort déployé pour une espèce est considéré comme nul, si l'espèce ne figure pas dans les captures comme cela a été fait pour le tiof (CURY, WORMS, 1981).

Des études sur des sous-populations peuvent être menées grâce à la présentation des données en strates spatiales temporelles (plages de débarquement, quinzaines). Lors d'une étude sur le tiof, deux stocks furent distingués (CURY, WORMS, 1981).

- En tenant compte du nombre de pêcheurs à bord de la pirogue ; par exemple si une espèce est plus particulièrement recherchée par les équipages de quatre pêcheurs utilisant des lignes, la CPUE pourra être estimée à partir des pirogues enquêtées de ce type (2).

Dans ce qui précède, nous n'avons pas abordé le point de vue statistique de l'échantillonnage. Nous verrons par la suite que les deux approches - Dynamique des populations et statistique font apparaître les mêmes préoccupations.

---

( 1) Le stock ne sera pas nécessairement défini par une espèce, ou une sous population d'une espèce. On pourra éventuellement réunir plusieurs espèces en sommant les prises et en définissant une unité d'effort commune,

(2) La prise en compte du nombre de pêcheurs pour calculer une puissance de pêche valable pour toutes les espèces n'est pas possible car le nombre de pêcheurs est lié à l'espèce-cible (LALOE et al., 1981).

## 1 . CONDUITE DES ENQUETES ET ESTIMATIONS DE VARIANCES

La description générale de la conduite des enquêtes ayant déjà été faite (PECHART, 1982), nous nous bornerons ici à décrire les principales étapes de l'échantillonnage (voir annexe A).

Si l'individu est un poisson, l'ensemble constitué par les individus contenus dans une pirogue de retour de pêche est extrêmement important pour des raisons qui tiennent à la fois aux problèmes d'échantillonnage et aux considérations de dynamique des populations.

- Pour l'échantillonneur, les poissons ramenés par une pirogue constituent une sous population de la population des poissons capturés. Lorsque l'enquêteur a observé un poisson dans une pirogue, il peut faire assez facilement des estimations sur l'ensemble de la pirogue, qui devient une unité d'observation intermédiaire dans un échantillonnage à plusieurs niveaux.

- Pour le dynamicien des populations, l'ensemble des poissons contenus dans la pirogue de retour de pêche a été capturé lors de la sortie et peut être considéré comme une mesure de prise pour une quantité d'effort dès lors qu'on peut exprimer en effort, une sortie de pirogue.

Pour ces raisons, l'échantillonnage s'effectue en sélectionnant un certain nombre de pirogues et en échantillonnant ensuite à l'intérieur de ces pirogues.

Dans la suite, toutes les quantités de poissons évoquées concerneront, sauf spécification contraire, une espèce et un engin particuliers.

### 1.1. ECHANTILLONNAGE D'UNE PIROGUE

Il s'agit d'estimer la quantité de poissons par espèce présente dans la pirogue. Les calculs se font différemment selon que l'estimation est faite par comptage des poissons ou par estimation "à vue" du poids.

#### 1.1.1. Estimation par le nombre d'individus

Si le nombre  $M_i$  de poissons est peu important (inférieur à 20 par exemple) et que l'enquêteur peut les compter sans difficulté, il les compte et en mesure un certain nombre  $m_i$ , tirés au hasard. Le poids d'un individu mesuré peut être estimé à l'aide d'une relation taille-poids du type  $P = a(L + 0.5)^b$  dépendant de son espèce ( $P$  est le poids,  $L$  la longueur au centimètre inférieur).

On considère que l'écart type de l'erreur est 5 % du poids du poisson et que les erreurs sont indépendantes. Ceci sous-entend que la relation taille-poids est bonne et que les paramètres en sont constants. Pour certaines espèces cette hypothèse est fautive. Il peut y avoir une variabilité dans les valeurs des paramètres due à des effets spatiotemporels (voir par exemple FREON, 1979). Nous négligerons cette variabilité en signalant que l'erreur qu'elle peut provoquer est assez négligeable vis-à-vis des autres sources d'erreurs que nous analyserons plus loin.

L'estimation du poids total est obtenue en multipliant le nombre de poissons contenus dans la pirogue par le poids moyen des individus mesurés.

La variance de l'erreur commise en estimant le poids du  $k$ ème poisson mesuré dans la  $i$ ème pirogue enquêtée est estimée par  $\hat{\sigma}_{ik}^2 = 0.0025 P_{ik}^2$ . En considérant chaque poisson mesuré comme une unité intermédiaire, on peut

utiliser la formule de l'échantillonnage à deux niveaux pour l'estimation de la variance  $\sigma_i^2$  de l'estimateur de la prise contenue dans la pirogue  $i$  :

$$\hat{\sigma}_i^2 = M_i \frac{(M_i - m_i)}{m_i - 1} \sum_{k=1}^{m_i} (\hat{P}_{ik} - \hat{P}_i)^2 + \frac{M_i}{m_i} \sum_{k=1}^{m_i} \hat{\sigma}_{ik}^2 \quad (1)$$

où

-  $\hat{P}_{ik} = a (\text{lik} + 0.5)^b$  est l'estimation du poids  $P_{ik}$  du  $k$ ème poisson de longueur  $\text{lik}$  (mesurée au centimètre inférieur) ;  $a$  et  $b$  sont les paramètres de la relation taille-poids de l'espèce.

-  $M_i$  est le nombre de poissons contenus dans la pirogue,  $m_i$  est le nombre de poissons mesurés dans cette même pirogue.

-  $\hat{P}_i$  est la moyenne des poids estimés :  $\hat{P}_i = \frac{1}{m_i} \sum_{k=1}^{m_i} \hat{P}_{ik}$

### 1.1.2. Estimation directe du poids

Si les poissons sont trop nombreux pour pouvoir être rapidement, dénombrés de manière exacte, l'enquêteur estime "à vue" le poids de la prise. L'erreur commise sur l'estimation du poids  $P$  d'un tas de poissons est décomposée en deux parties : un biais  $\Delta$  propre à l'enquêteur et une erreur résiduelle :

$$P = p (1 + \Delta + \varepsilon)$$

Pour un poids  $P$ , la répartition des  $\Delta$  pour l'ensemble des enquêteurs a une certaine variabilité (certains enquêteurs surestiment les poids, d'autres les sous estiment). Une expérience a été menée au CRODT (DESTANQUE, 1982) pour analyser la distribution de ces erreurs. Les résultats ont montré l'existence de biais d'enquêteurs (effet enquêteur), ainsi que l'effet catégorie de raiile (petit, moyen ou gros tas) et d'interaction entre les deux effets (cf. annexe B). L'hypothèse selon laquelle l'erreur est composée d'un effet enquêteur et d'une erreur résiduelle est donc simplificatrice. Les estimations du carré moyen de l'erreur  $\xi$  et du carré moyen du biais ont été réalisées avec cette expérience à l'aide du modèle

$$\frac{\hat{P}_{ijk} - P_{ijk}}{P_{ijk}} = \mu + e_i + c_j + \gamma_{ij} + ct_{jk} + \varepsilon_{ijk}$$

(cf. annexe B), où  $\hat{P}_{ijk}$  est l'estimation faite par l'enquêteur  $i$ , du poids  $P_{ijk}$  du  $k$ ème tas de catégorie de taille  $j$ .

Les estimations obtenues sont de 0.06 pour le carré moyen  $\sigma_\xi^2$  de  $\xi$  et de 0.07 pour le carré moyen  $\sigma_\Delta^2$  de  $\Delta$ . (Dans la suite nous utiliserons ces notations  $\sigma_\xi^2$  et  $\sigma_\Delta^2$ ).

La distinction entre les deux types d'erreurs est nécessaire car les enquêtes d'une journée en un lieu sont toutes faites par la même personne et l'erreur due au biais est donc commune à toutes les estimations.

Les résultats présentés dans l'annexe B montrent une variabilité de ce biais avec les catégories. Supposer une corrélation de 1 entre les erreurs de biais pour un enquêteur, quel que soit le type de tas, revient à négliger cette variabilité et va aboutir à une surestimation de la variance. Nous verrons plus loin que le problème posé par l'existence des biais devrait être un problème "du passé" et qu'à l'avenir, grâce à la formation continue des enquêteurs, il devrait être moins important ou même supprimé.

Si une espèce a été échantillonnée en poids, la variance de l'estimateur de la prise, conditionnellement, à l'enquêteur, est de  $\sigma_{\hat{P}}^2$ . Pour les espèces absentes, la variance est nulle.

### 1.1.3. Estimation de la prise d'une pirogue, toutes espèces confondues

L'estimation de la prise totale d'une pirogue est obtenue en sommant les estimations obtenues pour chaque espèce. Cette estimation est biaisée si les prises pour certaines espèces ont été estimées à vue. Nous estimons le carré moyen de ce biais, par le produit de  $\mathcal{J}_{\Delta}^2$  et du carré de la somme des poids estimés à vue.

La variance de l'estimation de la prise sera quant à elle estimée par la somme des variances par espèces.

## 1.2. ESTIMATION DES DIFFERENTS PARAMETRES POUR UNE JOURNEE

Au cours de la journée, l'enquêteur sélectionne des pirogues qu'il échantillonne. L'estimation de la prise totale est obtenue en multipliant le nombre de sorties du jour par la moyenne des prises réalisées par les pirogues échantillonnées.

### 1.2.1. Estimation des nombres de sorties par type d'engin

Les nombres de sorties par jour ne sont pas connus avec une certitude absolue. La précision des estimations peut dépendre des types d'engin et des lieux d'enquête, les méthodes variant selon le type et le lieu. Une description a été faite (GERARD, sous presse). Il apparaît qu'en général, un coefficient de variation de 10 % conduit à une estimation satisfaisante de la variance de l'estimateur du nombre de sorties pour les pirogues "lignes" et "filets dormants" à Joal. Dans la suite nous généraliserons ce résultat aux estimateurs des nombres de sorties pour tous les types d'engins dans tous les points de débarquement. Des études sont menées à l'heure actuelle pour mieux évaluer les erreurs commises en fonction des types d'engins et des ports.

La variance de l'estimateur du nombre de sorties sera donc estimée par

$$\hat{\sigma}_N^2 = 0.01 \hat{N}^2$$

où  $\hat{N}$  est l'estimation du nombre de sorties.

### 1.2.2. Estimation des prises par type d'engin et par espèce conditionnellement au nombre de sorties

Si les pirogues échantillonnées ont été tirées au hasard, (nous reviendrons sur ce problème), la variance de l'estimation de la prise totale est estimée par :

$$\hat{\sigma}^2 = \frac{N(N-n)}{n} \sum_{i=1}^n \left( \frac{\hat{P}_{i0} - \hat{P}_{.0}}{n-1} \right)^2 + \frac{N}{n} \sum_{i=1}^n \hat{\sigma}_i^2 \quad (2)$$

- où :
- N est le nombre, supposé connu ici, de sorties pour le type d'engin,
  - n est le nombre de pirogues échantillonnées pour ce même type d'engin.
  - $\hat{P}_{i0}$  est l'estimation de la prise de la pirogue i pour l'espèce,
  - $\hat{P}_{.0}$  est la moyenne des  $\hat{P}_{i0}$
  - $\hat{\sigma}_i^2$  est la variance de  $\hat{P}_{i0}$  estimée par les formules données en 1.1.1. et 1.1.2..



L'espérance de l'estimation de la prise n'est pas égale à la prise du jour à cause du biais systématique commis par l'enquêteur lors des estimations à vue. Soient  $\hat{p}_{i0}$ ,  $i = 1 \dots n_1$  mesures effectuées à vue ( $n_1 \leq n$ ),

le biais effectué sur la somme des  $n_1$  valeurs est estimé par  $\Delta \sum_{i=1}^{n_1} \hat{p}_{i0}$ , et le carré moyen du biais par :

$$\sigma_{\Delta}^2 \left( N/n \sum_{i=1}^{n_1} \hat{p}_{i0} \right)^2$$

La somme de la variance de la prise totale et du carré moyen du biais est donc estimée par :

$$\hat{\sigma}^2 + \sigma_{\Delta}^2 \left( N/n \sum_{i=1}^{n_1} \hat{p}_{i0} \right)^2 \quad (3)$$

Ce calcul n'est valable que si les pirogues échantillonnées ont été tirées au hasard dans la population des  $N$  pirogues sorties. Dans la pratique une telle condition ne peut pas être remplie. L'enquêteur sélectionne en effet les pirogues au fur et à mesure des retours et lorsqu'une pirogue est échantillonnée, aucune de celles qui rentrent pendant le temps d'enquête qui lui est consacré ne peut figurer dans l'échantillon. De plus l'enquêteur se déplace à pied le long d'une plage souvent très encombrée et la distance entre deux pirogues échantillonnées successivement, peut être petite par rapport à la longueur de la plage.

Les résultats du suréchantillonnage de 1978 à Kayar montrent que la composition spécifique des prises varie en fonction de l'heure de retour, les pêcheurs ayant recherché les espèces démersales revenant un peu plus tôt que ceux ayant recherché le tassergal. Les prises par sortie montraient de plus une tendance croissante avec l'heure(1).

Il n'est pas possible de rechercher une tendance fixe sur la structure des prises en fonction des retours (heure et place) dans la mesure où les facteurs explicatifs, connus ou non, sont eux-mêmes variables : en 1951, ARNOUX a observé que les pirogues dont le contenu était principalement constitué de tassergal, revenaient avant les autres, les tassergals étant venus tout près de la côte au cours de leur migration.

La dépendance entre la structure des prises et la place de débarquement de la pirogue sur la plage peut exister pour plusieurs raisons. A Kayar, le choix de l'espèce cible n'est pas indépendant de l'origine du pêcheur; les places de débarquement étant liées également à l'origine (les pêcheurs débarquant à proximité de leur quartier d'habitation) il peut en résulter une liaison entre structure spécifique des prises et place de débarquement. Une telle liaison peut également provenir d'une spécialisation de certaines zones de la plage, comme à Joal par exemple où les débarquements des pirogues ramenant de la sole s'effectuent près du lieu de pesée,

---

(1) Il faut noter que la période (avril) du suréchantillonnage de 1978 a été choisie en raison du fait qu'elle se situe "à cheval" sur deux saisons de pêche ce qui explique la grande hétérogénéité observée dans les espèces cibles. (LALOE et al., 1981).

Le nombre de pirogues que peut échantillonner un enquêteur est limité et le rythme des retours est en général supérieur à celui de l'échantillonnage. Toute évolution dans le rythme des retours peut donc se traduire par une évolution du taux d'échantillonnage qui conduit à une liaison entre probabilité de sélection et heure de retour pour une pirogue. Ceci peut conduire à un biais d'estimation (1). Pour éviter, dans la mesure du possible, de tels biais, il est demandé à l'enquêteur de pratiquer un taux d'échantillonnage constant tout au long de la période des débarquements.

Les problèmes posés par cette mauvaise satisfaction des hypothèses de l'échantillonnage aléatoire simple peuvent être négligés si l'homogénéité intratype de pêche est bonne, ce qui supprime l'influence des heures de retour ou place de débarquement. On est donc tenté de multiplier le nombre de types d'engins distingués.

Dans l'état actuel des choses la distinction de "sous-types" d'engins est possible grâce aux renseignements notés lors des enquêtes (nombre de pêcheurs, durée des sorties.. .)

Ces renseignements peuvent être utilisés, comme nous l'avons vu dans la première partie, pour définir des indices d'abondance plus satisfaisants que ceux issus des CPUE calculées à partir des prises d'un engin assez "hétérogène". Pour l'estimation des prises, chaque type d'engin correspond à une strate dont l'effectif doit être connu. S'il est relativement facile de connaître le nombre de pirogues "lignes" sorties un jour donné à Kayar, il est impossible (à moins de disposer d'un enquêteur supplémentaire) de connaître le nombre de pirogues "lignes" ayant recherché le tassergal. L'information peut être bonne à condition de s'en tenir à un certain niveau de généralité. A Joal les pêcheurs retraités peuvent dire précisément le nombre de pirogues "filet dormant" sorties ; les précisions quant aux spécialités des différents filets sont moins bonnes (GERARD, sous presse). A l'heure actuelle il paraît donc difficile de créer de nouveaux types d'engins et nous devons continuer à éviter au maximum les différents biais issus de l'hétérogénéité des types d'engins distingués. La décomposition en strates journalières garantit une certaine homogénéité intratype pour les espèces cibles (le cas de Kayar en avril étant particulièrement défavorable).

### 1.2.3. Prise par type d'engin (toutes espèces confondues)

La prise par type d'engin au cours d'une journée est estimée en multipliant la prise moyenne des pirogues échantillonnées par le nombre de sorties :

$$\hat{P} = \frac{N}{n} \sum_{i=1}^m \hat{P}_i$$

La variance de  $\hat{P}$  est estimée par la formule (2) donnée en 1.2.1., les  $\hat{P}_i$  et  $\hat{P}_i^2$  concernant cette fois toutes les espèces. Le calcul des  $\hat{P}_i^2$  s'effectue en sommant les variances obtenues pour chaque espèce,

L'estimation est encore biaisée et le biais dépend de la part estimée à vue, son estimation est  $\hat{P}_v = \frac{N}{n} \sum_{i=1}^m \hat{P}_i$   $\hat{P}_v$  étant la somme des estimations effectuées à vue dans la pirogue i.

---

(1) Une situation extrême serait celle où les pirogues ramenant une espèce donnée rentreraient le matin et où l'enquêteur ne pourrait échantillonner que l'après-midi. L'estimation des prises pour cette espèce serait nulle !

L'estimation du carré moyen de l'erreur faite en estimant la prise totale effectuée par un type d'engin est donc donnée par

$$\hat{\sigma}^2 + \sigma_{\Delta}^2 (\hat{P}_v)^2 \quad (3')$$

#### 1.2.4. Estimation des variances des estimateurs des prises journalières, tenant compte des erreurs sur l'estimation du nombre de sorties

Les estimations se présentent sous la forme  $\hat{N} \cdot \hat{P}$ , où  $\hat{N}$  est le nombre estimé de sorties et  $\hat{P}$  l'estimation de la prise moyenne par sortie. Les erreurs commises en estimant la prise par sortie et le nombre de sorties sont indépendantes, les deux estimations étant effectuées indépendamment l'une de l'autre (enquêteurs ou modes d'enquêtes différents) ; nous estimerons la variance du produit des estimateurs par :

$$\hat{N}^2 \hat{\sigma}_{\hat{P}}^2 + \hat{P}^2 \hat{\sigma}_{\hat{N}}^2 + \hat{\sigma}_{\hat{P}}^2 \hat{\sigma}_{\hat{N}}^2 \quad (4)$$

comme  $\hat{\sigma}_{\hat{N}}^2 = 0.01 \times \hat{N}^2$ , la formule (4) s'écrit :

$$\hat{N}^2 \hat{\sigma}_{\hat{P}}^2 + 1.01 \hat{P}^2 \hat{\sigma}_{\hat{N}}^2$$

$\hat{N}^2 \hat{\sigma}_{\hat{P}}^2$  est le carré moyen de 1 'erreur donné par les formules (3 et 3') ,

L'utilisation de l'estimation de N dans les formules (2) et (4) à Fa place de la valeur réelle introduit un biais dans l'estimation des variances car tous les termes en  $N^2$  sont surestimés puisque

$$E(\hat{N})^2 = (E(N))^2 + \text{var}(\hat{N})$$

#### 1.2.5. Estimations des prises totales, tous engins confondus

Tous les engins n'étant pas échantillonnés au cours d'une journée, il n'est pas fait d'estimation pour la prise totale par espèce, ou toutes espèces confondus.

### 13. ESTIMATIONS CONCERNANT DES PERIODES DE PLUSIEURS JOURS

#### 1.3.1. Frise par type d'engin

Les estimations sont présentées sur des périodes de plusieurs jours, en général, des quinzaines. Le traitement des données à l'intérieur de périodes permet d'assurer une certaine homogénéité de la pratique de la pêche pour chaque engin. Une durée de quinze jours convient car il s'agit d'une période courte par rapport à la durée d'une saison de pêche (il n'y a pas plus de deux ou trois "saisons" de pêche par an). D'autre part il peut exister des effets jours de pêche pour les PUE et les efforts comme cela a été observé à Rayar (LALOE et al., 1981), il convient donc d'estimer des variances "int erj ours" pour pouvoir estimer la variance de l'estimateur "prise totale au cours d'une période de plusieurs jours" ; la quinzaine est alors une période de durée suffisamment longue dans la mesure où on peut disposer de plusieurs jours d'échantillonnage pour chaque type d'engin.

Pour estimer la prise totale réalisée par un engin pour une espèce ou pour toutes les espèces, on utilise à nouveau les formules de l'échantillonnage à plusieurs niveaux ; on dispose d'estimations pour certains jours, qu'on utilise pour estimer la prise pour l'ensemble de la période.

Deux cas se présentent :

- Des estimations de nombre de sorties sont effectuées chaque jour, même lorsqu'il n'y a pas d'enquêtes sur les prises.
- Des estimations de nombre de sorties sont effectuées seulement les jours où des enquêtes sur les prises ont lieu.

Les estimateurs utilisés seront différents dans les deux cas ; si les efforts sont estimés chaque jour, l'estimateur sera l'estimateur "rapport" (COCHRAN, 1977 p. 303), sinon ce sera l'estimateur "non biaisé" (COCHRAN, 1977 p. 303) déjà utilisé pour les estimations des prises journalières.

L'utilisation de ces estimateurs suppose que les jours d'enquêtes sont tirés au hasard. Ce n'est pas le cas ; en particulier les enquêteurs ne travaillent pas le dimanche et dans certains ports, ils enquêtent alternativement tels ou tels types d'engins. D'une manière générale les jours d'enquêtes sont sélectionnés "assez régulièrement" sur la quinzaine.

Si les efforts ne sont pas estimés chaque jour, il convient de vérifier qu'il n'y a pas d'effet "jour de fête ou de congé" dans le nombre de sorties. En effet, si le nombre de sorties effectuées les dimanches et jours fériés est faible, comme il n'y a pas d'enquête de prise ces jours là, la prise estimée pour la quinzaine sera surévaluée. Ce problème se pose pour un nombre très limité de jours fériés religieux. Par contre il n'y a pas d'effet "jour de la semaine" comme le montrent les résultats d'analyses de variances réalisées à partir des données collectées dans les lieux de débarquement du Cap-Vert où les efforts sont estimés chaque jour (GERARD et GREBER sous presse).

#### 1.3.1.1. Cas où les efforts sont estimés chaque jour

L'estimateur utilisé est l'estimateur rapport :

$$\hat{P}_r = \hat{N}_t \left( \frac{\sum_{j=1}^{J_e} \hat{N}_j \hat{P}_j}{\sum_{j=1}^J \hat{N}_j} \right) ; \hat{P}_r = \hat{P}_r / \hat{N}_t$$

où  $j = 1 \dots J_e$  est le numéro du jour échantillonné

( $J_e$  est le nombre de jours échantillonnés)

( $J$  " " " total)

$N_t$  est le nombre total de sorties durant toute la période

$\hat{N}_j \hat{P}_j$  est l'estimation de la prise totale le jour  $j$ . Si les efforts sont connus avec exactitude, l'estimation de la variance de  $P_r$  est donnée par

$$\frac{J^2}{J_e} \left( 1 - \frac{J_e}{J} \right) \sum_{j=1}^{J_e} \frac{\hat{N}_j^2 (\hat{P}_j - \hat{P}_r)^2}{J_e - 1} + \frac{J}{J_e} \sum_{j=1}^{J_e} \hat{\sigma}_j^2 \quad (5)$$

$\hat{\sigma}_j^2$  est la variance de l'estimateur "prise du jour" donnée par la formule (2).

L'estimation de la variance de l'estimateur  $P_r/N_t$  (Prise par sortie, soit prise par unité d'effort pour l'engin considéré) est obtenue en divisant par  $N_t^2$  la valeur donnée en (5).

Les estimations de variance données ici ne tiennent pas compte des biais systématiques liés à chaque enquêteur pour les estimations à vue.

Deux cas se présentent qui conduisent à des situations fort différentes. Le premier cas est celui des lieux où un même enquêteur effectue les enquêtes

tout au long de l'année. La valeur du biais est toujours la même. Le second cas est celui où plusieurs enquêteurs se relaient. C'est la règle qui prévaut dans les lieux du Cap Vert. Nous supposons alors que les biais effectués sont indépendants d'un jour à l'autre.

#### 1.3.1.1.1. Cas où toutes les enquêtes sont faites par un même enquêteur

La part estimée à vue dans l'estimation de la prise totale est

$$\hat{P}_{vr} = \hat{N}_t \hat{P}_{vr} = \hat{N}_t \sum_{j=1}^{J_e} \hat{P}_{vj} \left( \sum_{j=1}^{J_e} \hat{N}_j \right)$$

où  $\hat{P}_{vj}$  est la part estimée à vue dans l'estimation de la prise du jour  $j$ . L'estimation du carré de l'erreur sur la prise pour la période sera la somme de la valeur donnée par (5) et du produit  $\sigma_{\Delta}^2 \times \hat{P}_{vr}^2$

Les efforts ne sont qu'estimés. Il n'est pas possible de supposer que les erreurs d'estimations commises en estimant les  $N_j$  sont indépendantes. Lors des comptages certaines causes d'erreurs peuvent se renouveler tous les jours. Lorsque les estimations sont faites parentrevues auprès des vieux, certaines pirogues peuvent ne pas être répertoriées (GERARD, 1983). Nous nous plaçons pour l'étude de l'impact des erreurs d'estimation des efforts dans la situation la plus défavorable possible en estimant que les  $\hat{N}_j$  sont égaux à une valeur  $\lambda(N_j)$  ou  $\lambda$  est une valeur proche de 1. On a

$$\hat{P}_{vr} = \lambda N_t \left( \sum_{j=1}^{J_e} \lambda N_j \hat{P}_{vj} \right) / \left( \sum_{j=1}^{J_e} \lambda N_j \right) = \lambda N_t \left( \sum_{j=1}^{J_e} N_j \hat{P}_{vj} \right) / \left( \sum_{j=1}^{J_e} N_j \right)$$

on admet que  $E(\hat{N}_j - N_j)^2 = 0.01 N_j^2 = E(\lambda - 1)^2 \times N_j^2$

$$E(\lambda - 1)^2 = 0.01 = \text{var}(\lambda).$$

$\hat{P}_{vr}$  s'exprime donc comme le produit de deux variables aléatoires indépendantes et l'estimation de la variance de  $\hat{P}_{vr}$  en tenant compte des erreurs d'estimation sur les efforts sera :

$\text{var}(\hat{P}_{vr}) = \hat{P}_{vr}^2 \times 0.01 + 0.01 \times \text{var}(\text{Pr})$  où  $\text{var}(\text{Pr})$  est donné par la somme de (5) et  $\sigma_{\Delta}^2 (\hat{P}_{vr}^2)$ .

#### 1.3.1.1.2. Cas où les enquêtes ne sont pas toutes faites par le même enquêteur (Cap-Vert)

Nous supposons que les biais effectués lors des estimations à vue des jours différents sont indépendants. Trois enquêteurs se relayant pour faire les échantillonnages dans les points de débarquement du Cap-Vert, il y a en moyenne trois jours d'enquêtes en un point au cours d'une quinzaine. Le système doit être organisé de façon à ce qu'un même enquêteur, dans la mesure du possible fasse un seul jour d'enquête en un point donné au cours d'une quinzaine.

L'estimation de la variance, sans tenir compte des erreurs commises sur l'estimation d'effort est donnée par la formule (5) où les  $\hat{\sigma}_j^2$  sont calculés par la formule (3).

Pour tenir compte des erreurs d'estimations sur les efforts, on effectue les mêmes modifications qu'en 1.3.1.1.1.

#### 1.3.1.2. Cas où les efforts ne sont estimés que lorsque les enauêtes sur les prises ont lieu

Pour l'estimation de la prise totale, nous pouvons utiliser l'estimateur "sans biais" (COCHRAN p. 303) qui ne requiert pas la connaissance du nombre de sorties les jours où il n'y a pas d'enquête sur les prises :

$$\hat{P} = \frac{J}{J_e} \sum_{j=1}^{J_e} \hat{N}_j \hat{P}_j ; \hat{P} = \hat{P}/J$$

Avec les mêmes notations qu'en 1.3.1.1.

En supposant la valeur de  $N_j$  connue avec exactitude, on peut estimer la variance de  $\hat{P}$

$$\frac{J}{J_e} (J - J_e) \sum_{j=1}^{J_e} \frac{\hat{N}_j \hat{P}_j - \hat{P}}{J_e - 1}^2 + \frac{J}{J_e} \sum_{j=1}^{J_e} \hat{\sigma}_j^2 \quad (6)$$

où les  $\hat{\sigma}_j^2$  sont calculés par la formule (2).

Si on ne s'intéresse qu'à la prise par sortie, on peut utiliser l'estimateur rapport (COCHRAN p. 30.5).

Ici encore il convient de tenir compte, pour estimer le carré moyen de l'écart, des erreurs systématiques commises par les enquêteurs lors des estimations effectuées à vue.

#### 1.3.1.2.1. Cas où toutes les enquêtes sont faites par un même enquêteur

La part estimée à vue dans l'estimation totale est :

$$\hat{P}_v = \frac{J}{J_e} \sum_{j=1}^{J_e} (\hat{P}_{vj})$$

où  $\hat{P}_{vj}$  est la quantité estimée à vue le jème jour échantillonné.

On obtient l'estimation du carré de l'erreur en sommant la valeur donnée par (6) et  $\hat{\sigma}_v^2 \times \hat{P}^2$ .

En reprenant le même raisonnement qu'en 1.3.1.1.1.

Nous pouvons écrire  $\hat{N}_j = \lambda N_j$ , comme  $\hat{P} = J/J_e \times \sum_{j=1}^{J_e} \hat{N}_j \hat{P}_j$ , on a

$$\hat{P} = \lambda \left( \frac{J}{J_e} \sum_{j=1}^{J_e} N_j \hat{P}_j \right)$$

$\hat{P}$  s'exprime donc comme le produit de deux variables indépendantes; pour l'estimation de la variance de  $\hat{P}$  on utilisera :

$$\text{var}(\hat{P}) = \hat{P}^2 \times 0.01 + 0.01 \times \text{var}(\hat{P})$$

où  $\text{var}(\hat{P})$  est donnée par la somme de (6) et de  $\hat{\sigma}_v^2 \hat{P}^2$

#### 1.3.1.2.2. Cas où les enquêtes ne sont pas toutes faites par le même enquêteur

L'estimation de la variance, sans tenir compte de l'erreur d'estimation sur les  $N_j$  est donnée par (6), les  $\hat{\sigma}_j^2$  étant calculés par (3).

Pour tenir compte des erreurs d'estimation sur les efforts, on effectue les mêmes corrections qu'en 1.3.1.2.1.

#### 1.3.2. Estimation des prises, tous types d'engins confondus

L'estimation de la variance de l'estimateur "prise totale pour une espèce, ou toutes les espèces, tous types d'engins pris en compte" est assez compliquée.

Lors d'un jour d'enquête, les types d'engins ne sont pas tous échantillonnés et il n'est donc pas possible de donner une estimation de prise totale

par jour, tous engins pris en compte. Au niveau de la quinzaine, on peut obtenir une estimation des prises totales en sommant les résultats obtenus pour chaque type d'engin. Si les variances des estimations de prises par type d'engin étaient indépendantes, il suffirait alors de sommer les estimations des variances pour obtenir une estimation de la variance de la somme. Dans l'estimation des variances inter-jours interviennent des termes en  $(P_j - \hat{P}_j)^2$ , l'hypothèse d'indépendance des estimateurs par type d'engin impliquerait entre autres l'indépendance des effets jours. Ceci n'est certainement pas le cas. Les effets jours pour les prises effectuées par les sennes tournantes et les filets maillants encerclants qui recherchent les mêmes espèces sont sans doute très liés ; il en est de même pour les trois types "pirogues lignes" distingués ;

Une solution pessimiste, qui consiste à rechercher un estimateur de variance dont on est sûr qu'il n'a pas de biais négatif est de supposer que toutes les corrélations entre erreurs d'estimations sont égales à 1, c'est-à-dire supposer les erreurs totalement liées.

Nous nous placerons dans une situation intermédiaire dans laquelle on supposera :

- Une liaison totale entre les erreurs d'estimations de prises pour les filets maillants encerclants et les sennes tournantes d'une part et tous les autres engins d'autre part.

- L'indépendance entre les erreurs d'estimation entre ces deux groupes d'engins. Cette hypothèse peut se justifier par la grande différence entre les espèces cibles recherchées par les engins des deux groupes et par le fait qu'un jour d'enquête est généralement consacré à un seul des groupes d'engins et/ou que les points de débarquements sont "spécialisés" dans l'un ou l'autre de ces groupes.

### 1.3.2.1. Cas où les efforts sont estimés chaque jour

#### 1.3.2.1.1. Cas où toutes les enquêtes sont faites par un même enquêteur

Si les estimations sont effectuées par le même enquêteur, les différences estimations se font en sommant la valeur  $\sigma_{\Delta}^2 \left( \sum_{t=1}^7 \hat{P}_t \right)^2$  ( $\hat{P}_t$  est la quantité provenant des estimations à vue dans l'estimation de la prise effectuée par l'engin t, 7 étant le nombre total d'engins) au terme de variance obtenu par le produit :

$$\left( \sqrt{\hat{\sigma}_1^2}, \dots, \sqrt{\hat{\sigma}_7^2} \right) \times \begin{pmatrix} 1 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 1 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 1 & 1 & 1 & 1 \\ 0 & 0 & 1 & 1 & 1 & 1 & 1 \\ 0 & 0 & 1 & 1 & 1 & 1 & 1 \\ 0 & 0 & 1 & 1 & 1 & 1 & 1 \\ 0 & 0 & 1 & 1 & 1 & 1 & 1 \end{pmatrix} \times \begin{pmatrix} \sqrt{\hat{\sigma}_1^2} \\ \vdots \\ \sqrt{\hat{\sigma}_7^2} \end{pmatrix}$$

où  $\sqrt{\hat{\sigma}_1^2}$  et  $\sqrt{\hat{\sigma}_2^2}$  sont les racines carrés des variances estimées pour les prises des sennes tournantes et filets maillants encerclants, les autres termes  $\sqrt{\hat{\sigma}_t^2}$  les racines carrés des variances correspondant aux autres engins (ces termes sont calculés sans tenir compte des biais d'estimation à vue).

Il faut remarquer que, pour chaque espèce prise séparément, les hypothèses faites sur la matrice de corrélation n'ont guère d'importance car la prise est en général essentiellement réalisée par un seul type d'engin  $t_0$ , et donne dans le résultat du produit matriciel une prépondérance au terme  $\hat{\sigma}_{t_0}^2$ .

Nous supposons que les erreurs faites pour les estimations des nombres de sorties sont totalement liées et nous proposerons pour tenir compte de ces erreurs la même formule que précédemment

$$\text{varf}(\hat{P}) : 1.01 \text{ var}_i(\hat{P}) + 0.01 \hat{P}^2$$

où  $\text{var}_f(\hat{P})$  représente la variance estimée en tenant compte de l'erreur faite lors des estimations du nombre de sorties, et  $\text{var}_i(\hat{P})$  la variance estimée sans en tenir compte.

#### 1.3.2.1.2. Cas où les enquêtes ne sont pas toutes faites par le même enquêteur

La situation est plus complexe que dans le cas précédent. Lorsque plusieurs engins sont enquêtés le même jour, les erreurs commises lors des estimations à vue sont liées.

Nous négligerons ce problème dans la mesure où les points de débarquement du Cap-Vert sont en général spécialisés pour un engin donné : en 1983, 85 % des débarquements ont été réalisés à Hann par les sennes tournantes et 95 % par les pirogues lignes "moteur" à Soubédioune. A Yoff, 56 % des débarquements ont été réalisés par les sennes tournantes et 37 % par les pirogues lignes motorisées.

L'estimation de la variance de la prise totale "tous engins confondus" se fera comme en X3.21.1. en remplaçant le terme :

$$\sigma_{\Delta}^2 \left( \sum_{t=1}^{\bar{x}} \hat{P}_{vt} \right)^2 \text{ par } \sum_{t=1}^{\bar{x}} \sigma_{\Delta}^2 \left( \sum_{j=1}^{J_{e/t}} (P_{vtj})^2 \right)$$

Pour la prise en compte des erreurs d'estimations sur les nombres de sorties nous opérerons comme en 1.3.2.1.1.

#### 1.3.2.2. Cas où les efforts ne sont estimés que lorsque les enquêtes sur les prises ont lieu

Le principe est le même qu'en 1.3.2.1.1. et 1.3.2.1.2. en prenant les termes obtenus en 1.3.1.2.1. et 1.3.1.2.2.

### 1.4. ESTIMATIONS CONCERNANT PLUSIEURS PERIODES DE PLUSIEURS <JOURS

#### 1.4.1. Cas où toutes les enquêtes sont faites par un même enquêteur

L'estimation de la prise sur l'ensemble des périodes s'obtient en sommant les estimations par période. La part totale issue des estimations à vue,,

notée  $\hat{P}_{vt} = \sum_{q=1}^Q \hat{P}_{vtq}$  où  $p_{1..}$  est la part estimée à vue lors de la période  $q$ .

L'estimation de la variance s'obtient en sommant les variances estimées pour chaque période, calculées sans tenir compte du biais d'enquêteur, au terme  $\sum_{vt} \hat{P}_{vt}^2$ .



Pour la prise en compte des erreurs d'estimations pour les nombres de sorties nous supposerons encore que les erreurs sont totalement liées (nous reviendrons dans la discussion sur cette hypothèse) et le calcul se fera comme dans les paragraphes précédents .

#### 1.4.2. Cas où les enquêtes ne sont pas toutes faites par le même enquêteur

Nous nous placerons dans le cas moyen où dans chaque période, '3 jours sont échantillonnés par des enquêteurs différents. Si pendant une période, le nombre de sorties par jour est constant pour un engin et égal à  $Nq$  et si l'estimateur de la prise totale de la période est :

$$J \times \left( \sum_{j=1}^3 \hat{P}_{qj} / 3 \right)$$

avec une composante estimée à vue  $\hat{P}_{Vq} = J \times \sum_{j=1}^3 \hat{P}_{Vqj} / 3$  , si les prises journalières sont semblables au cours d'une période, la covariance entre les carrés des erreurs d'estimations de deux périodes  $q_1$  et  $q_2$  sera :

$$\sigma_{\Delta}^2 \left( J^2 \frac{\hat{P}_{Vq_1} \cdot \hat{P}_{Vq_2}}{3} \right)$$

La variance de l'estimation de la prise totale sera donc estimée par la somme des variances obtenues pour chaque période et du produit matriciel  $(V'MV)$  où  $V$  est le vecteur des prises estimées à vue par période et  $M$  une matrice où les termes diagonaux sont nuls et tous les autres termes égaux à  $1/3$ .

Pour la prise en compte de l'erreur sur les estimations des nombres de sorties on pourra opérer comme en 1.4.1.

## 2 . DISCUSSION DES HYPOTHESES PROBLEMES DE ROBUSTESSE

De nombreuses hypothèses et approximations ont été faites pour le calcul de l'ensemble des paramètres. Il est probable - et c'est une conséquence supplémentaire de la multiplicité des espèces et des engins - que les calculs proposés sont plus ou moins justifiés selon les strates spatio-temporelles (lieu de débarquement, jour, période, série de périodes) , les espèces et les types d'engins. Par exemple l'hypothèse d'indépendance pour la sélection des pirogues un jour donne est en général plus contestable pour les pirogues "filet dormant" que pour les pirogues "senne tournante" à Joal. Il convient donc, lors de l'utilisation des statistiques, de garder un oeil très critique pour discuter des hypothèses et approximations.

Nous avons déjà dans les paragraphes précédents évoqué la véracité de certaines hypothèses. Nous allons ici rappeler les différentes hypothèses et approximations en abordant plus particulièrement le problème de la robustesse, c'est-à-dire répondre à la question : si telle hypothèse est fautive pour tel le raison, comment cela se traduit-il au niveau de la validité du résultat?

Trois types d'hypothèses ont été faites. Le premier type concerne la satisfaction des hypothèses de l'échantillonnage aléatoire simple lors de la sélection des poissons à mesurer dans les pirogues, de la sélection des pirogues lors des jours d'enquête, et de la sélection des jours enquêtés dans les périodes. Le second type concerne les erreurs faites lors des estimations à vue et le troisième type concerne les erreurs d'estimations sur les nombres de sorties.

## 2.1. HYPOTHESES CONCERNANT L'ECHANTILLONNAGE ALEATOIRE SIMPLE

Les enquêteurs sont très conscients de la nécessité de sélectionner des poissons "au hasard" et du danger qu'il y aurait à prendre les plus gros ou les plus petits. Il reste qu'inconsciemment il peut y avoir sélection préférentielle d'une catégorie de taille (pour de multiples raisons). Une étude lors de l'enquête "suréchantillonnage" à Kayar indique que ce biais peut être négligé (BERGERARD, comm. pers.).

Beaucoup plus importante est l'hypothèse d'indépendance et d'équiprobabilité de la sélection des pirogues lors d'un jour d'enquête. Nous avons vu qu'on peut commettre des biais à cause de la liaison entre probabilité de sélection et heure ou place de débarquement. L'hypothèse d'indépendance conduit à nier ce biais qui, s'il est important) rendra les calculs inutilisables. Nous avons dit: qu'il faut, dans la mesure du possible, *maintenir un taux d'échantillonnage constant en fonction de l'heure et de la zone de la plage*. Ceci est fait pour se rapprocher des conditions d'un échantillonnage systématique. S'il n'y a pas d'influence de l'heure ou de la place de débarquement sur la structure des prises, les méthodes de calcul de l'échantillonnage aléatoire simple restent applicables. S'il existe une autocorrélation ou une tendance spatio-temporelle, et que nous ayons réussi à faire un échantillonnage systématique, l'estimation de la précision sera biaisée et probablement sous-estimée; on peut en effet rejeter les cas catastrophiques classiques de périodicité (cf. COCHRAN, 1977, p. 218).

Il est donc tout à fait nécessaire de contrôler en permanence sur le terrain les éventuelles sources de biais. Lorsqu'il n'est pas possible de trouver une parade efficace, il faudra envisager une décomposition plus fine des types d'engins considérés (dans l'état actuel des choses) il faut envisager à Joal et Mbour la séparation des pirogues lignes en pirogues recherchant les seiches et pirogues recherchant les poissons (BAKHAYOKHO, comm. pers.). De toutes façons, il faut insister sur le fait que chaque plage est un cas particulier et doit faire l'objet d'une étude spécifique.

Les jours d'enquêtes au cours d'une période sont sélectionnés "assez régulièrement" au cours de cette période. Les remarques du paragraphe précédent peuvent donc être reprises ici. Il n'y a pas d'enquêtes sur les prises les dimanches et jours fériés. Nous faisons l'hypothèse qu'il n'y a pas d'effet de ces jours sur les prises par pirogues (c'est-à-dire que l'effet jour, s'il existe, a d'autres origines)(1). Si le nombre de sorties n'est

---

(1) Un effet dimanche pourrait être dû au fait que les "dakarois" profitent de leurs loisirs pour venir acheter directement certaines espèces que les pêcheurs chercheront donc plus intensivement ce jour. Nous négligerons ce phénomène qui est très marginal.

estimé que les jours d'enquêtes, un effet "dimanche" dans le nombre de sorties se traduira par un effet "dimanche" dans la prise totale par jour et l'estimateur "sans biais" utilisé dans l'échantillonnage à plusieurs niveaux sera biaisé (ce qui n'est pas sa vocation). Le problème a déjà été évoqué en 1.3.1.

## 2.2. ERREURS D'ESTIMATIONS A VUE

La décomposition utilisée pour l'expression de cette erreur ne tient pas compte des différences pour un même enquêteur entre les biais relatifs concernant des tas de poids différents, soit parce que ces poids sont: très différents (il peut sous-estimer les gros tas et surestimer les petits), soit parce que ces poids sont situés de part et d'autre d'une valeur "clé" (par la préférence d'un nombre "rond" tel que 100 kg, on peut surestimer de 5 kg un tas de 95 kg et sous estimer de la même valeur un poids de 105 kg). Négliger ces phénomènes, comme nous l'avons proposé en 1.1.2., peut encore conduire à une surestimation de la variance.

La présentation des tas peut jouer un rôle important, En particulier, on pourrait envisager l'hypothèse selon laquelle les biais d'estimation à vue des prises des sennes tournantes et filets maillants encerclants et ceux des estimations à vue des autres engins sont indépendants dans la mesure où l'estimation est faite de façon différente dans ces deux cas (évaluation du poids par comptage de panier ou évaluation directe d'un tas de poissons). De plus, la forme des tas peut varier selon les plages de débarquement et les espèces; l'ampleur des biais pourrait en dépendre. II. apparaît donc que l'étude des erreurs d'estimation à vue doit être poursuivie. Une bonne compréhension des biais devrait conduire plus à leur suppression (par la formation continue des enquêteurs) qu'à une amélioration de leur prise en compte dans les modèles. Nous verrons sur les exemples traités l'impact de la valeur du biais (donc de cette hypothèse) sur les estimations des erreurs globales.

## 2.3. ERREURS D'ESTIMATION POUR LES NOMBRES DE SORTIE

Il s'agit là d'un problème pour lequel nous n'avons pas suffisamment de renseignements. La valeur de 10 % comme coefficient de variation est fondée sur un nombre très réduit d'observations et est en fait en grande partie justifiée par notre pratique du terrain. Il est certain que l'estimation des nombres de sorties est plus ou moins bonne selon les types d'engins et selon les plages de débarquements. Là encore des études doivent être menées dans chaque cas particulier. Il pourrait arriver qu'une évolution de la pêcherie, rendant caduques certaines hypothèses sur lesquelles sont fondées les méthodes d'estimations, rende ces estimations totalement fausses. A l'heure actuelle nous émettons, selon les cas, l'une ou l'autre de ces hypothèses :

- a) Il existe une période de la journée où toutes les pirogues sont à terre et une autre où toutes les pirogues actives ce jour sont en mer,
- b) L'activité de chaque pirogue est connue d'au moins un "vieux" qu'on peut contacter facilement.

La non réalisation d'une hypothèse invoquée conduit à un biais, probablement négatif.

Ceci justifie partiellement l'hypothèse selon laquelle les erreurs d'estimation sont totalement corrélées pour les différents engins et les différentes périodes. II est intéressant d'étudier l'impact de cette hypothèse à l'aide de la formule qui en a été déduite :

$$\text{varf SP} = 1.01 \text{ var}_i (P) + 0.01 \hat{P}^2$$

(avec la notation décrite dans 1.3.2.1.1.)

Avec cette formulation on peut observer que si on écrit

$$\text{var}_f (\hat{P}) = \beta^2 P^2 \quad \text{et} \quad \text{var}_i (\hat{P}) = \alpha^2 (\hat{P})^2$$

( $\alpha$ ,  $\beta$  sont des coefficients de variation) on a :

$$\beta^2 = 0.01 + \alpha^2 (1.01)$$

La valeur  $\beta - \alpha$  indique l'augmentation du coefficient de variation et peut être calculée en fonction de  $\alpha$ .

Certaines valeurs de  $\alpha$  et  $\beta$  sont données à titre indicatif dans le tableau suivant :

$\alpha$	0.00	0.05	0.10	0.15	0.20	0.30	0.50	1.00	3.00
$\beta$	0.10	0.11	0.14	0.18	0.22	0.32	0.52	1.01	3.02

Il apparait donc que l'influence de l'erreur sur le nombre de sorties n'est réellement importante que pour des petites valeurs de  $\alpha$ .

### 3 , APPLICATIONS ET DISCUSSION

Nous avons effectué des estimations à partir des données de l'année 1983 à l'aide des méthodes exposées dans ce travail. Sept points sont concernés : Saint-Louis, Rayar, Yoff, Soumbédioune, Hann, Mbour et Joal.

Les efforts sont estimés chaque jour dans tous les ports sauf à Joal. Pour chacun des ports extérieurs au Cap-Vert, (Saint-Louis, Kayar, Mbour, Joal) toutes les enquêtes sont faites par un seul enquêteur.

Les différents calculs sont effectués à l'aide d'un programme écrit en langage FORTRAN, (cf. annexe C) .

Les résultats, pour tous les engins, pour 5 espèces(1) et la prise totale, et pour les plages de Saint-Louis, Kayar, Yoff, Soumbédioune, Hann, Mbour et Joal sont donnés dans les tableaux 1 à 11.

Les tableaux 1 à 7 exposent pour chaque port les résultats de l'année entière avec les conditions de calcul présentées ci-dessous.

---

(1) Les espèce étudiées ici sont : *Sardinella aurita* (Sardinelle ronde), *Epinephelus aeneus* (tiof), *Decapterus rhonchus* (chinchard jaune), *Pomatomus saltator* (tassergal), *Pagellus bellottii* (pageot) et *Euthynnus alleteratus* (ravil).

	EFFORTS ESTIMES TOUS LES JOURS	NOMBRE D'ENQUÊTEURS (UN OU PLUSIEURS)
Saint-Louis	oui	un
Kayar	oui	un
Yoff	oui	plusieurs
Soumbédioune	oui	plusieurs
Hann	oui	plusieurs
Mbour	oui	un
Joal	non	un

Les carrés des coefficients de variation correspondant à la variance d'estimation à vue intra-enquêteur, au biais d'enquêteur et à l'estimation de l'effort sont respectivement de 0.06, 0.07 et 0.01. La strate temporelle utilisée est la quinzaine.

Le tableau 8 représente les résultats obtenus à Saint-Louis en supposant les efforts estimés les seuls jours d'enquête sur les prises. Dans les tableaux 9 et 10, figurent les résultats de la première quinzaine de janvier à Saint-Louis calculés d'abord avec les efforts estimés tous les jours puis en supposant ces estimations connues les seuls jours d'enquêtes sur les prises.

Les coefficients de variation indiqués concernent les prises totales. Les coefficients relatifs aux prises par sortie au cours d'une quinzaine ne doivent pas tenir compte des erreurs commises lors des estimations du nombre de sorties et on peut les déduire à l'aide du tableau indiqué en 3.3.

Lorsqu'on ne dispose des estimations du nombre de sorties que les jours d'enquêtes sur les prises, la prise par sortie pour l'année a été calculée en moyennant les 24 valeurs obtenues pour chaque quinzaine.

L'examen des tableaux 1 à 7 permet de connaître la précision qu'on est susceptible d'obtenir avec nos hypothèses dans les conditions habituelles. Pour les prises "toutes espèces et tous engins confondus", les coefficients de variation sont en général compris entre 20 et 30 %, (sauf à Mbour, 43 %, nous y reviendrons plus loin). Pour les prises par espèce et ou par engin, les résultats sont évidemment très variables.

Les meilleures précisions sont obtenues pour les pirogues ligne moteur, en général bien échantillonnées, et pour lesquelles les estimations se font souvent en nombre de poissons. Les espèces cibles ont souvent des coefficients de variation plus faibles (tassergal à Saint-Louis, tiof dans tous les lieux) que les espèces moins recherchées (chinchard).

Les précisions obtenues pour les sennes tournantes sont moins bonnes ; ceci est principalement dû au fait que les biais d'estimation à vue, plus fréquemment utilisée pour cet engin, ont plus d'impact. Ainsi à Kayar, (tabl. 2) si on suppose l'absence de biais, le coefficient de variation pour les sennes tournantes diminue de 29 à 13 % soit un gain de 16 %, alors que pour les lignes moteurs il passe de 22 à 11 %, et de 40 à 35 % pour les filets dormants. Ce résultat est plus sensible pour les grosses espèces : par exemple il n'y a aucun gain pour le tiof si on suppose l'absence de biais mais beaucoup de gain pour une petite espèce telle que le naeot (29 et 12%).

Pour les ports du Cap-Vert la présence de plusieurs enquêteurs joue un rôle important pour la réduction du biais d'estimation à vue. Une étude a montré que les effets jours dans les prises, à l'intérieur d'une quinzaine, peuvent être importants pour les espèces pélagiques recherchées par les sennes tournantes (GERARD, GREBER comm. pers.), il est probable qu'une augmentation du nombre d'enquêteurs et de jours d'enquêtes pourrait améliorer la situation pour les estimations des prises de cet engin.

Certains types d'engins sont très mal échantillonnés : c'est le cas dans tous les lieux pour les sennes de plage, ce qui est assez normal puisqu'il s'agit d'un engin utilisé de manière irrégulière et souvent loin des lieux de débarquement habituels et donc très difficile à enquêter. A Yoff le nombre de jours d'enquêtes pour les sennes tournantes est de 32 pour l'année. Cet engin n'est pas présent tout au long de l'année mais lors de quinzaines où il était présent, il est arrivé qu'il n'y ait qu'un seul jour d'enquête. Ceci peut conduire à des catastrophes. Par exemple le coefficient de variation pour les prises de chinchard jaune est de 150 % principalement dû au fait qu'au cours de la 5ème quinzaine une seule pirogue ayant pris 2 tonnes de chinchard a été échantillonnée ; l'estimation du nombre de sorties au cours de cette quinzaine étant de 161, on voit l'impact que peut provoquer une telle erreur dans le plan d'échantillonnage.

Le cas de Mbour (tabl. 6) est plus grave : pour les Filets dormants, le coefficient de variation est de 103 % et la prise estimée à 1103 tonnes. Au cours de la première quinzaine d'avril, pendant les vacances de l'enquêteur habituel, un remplaçant a pu faire un seul jour d'enquête. 5 pirogues "filet dormant" ont été enquêtées avec une prise moyenne de 750 kg. Le résultat obtenu pour l'ensemble de la quinzaine est de 525 tonnes avec un coefficient de variation de 210 % !

La comparaison des tableaux 1 et 8 indique que, pour la prise annuelle, le fait de disposer ou non des estimations d'effort les jours où il n'y a pas d'enquête sur les prises n'apporte pas beaucoup de différence pour la précision des estimations.

Il n'en est pas de même pour des périodes plus courtes ; pour la première quinzaine de janvier à Saint-Louis, les précisions obtenues sont nettement meilleures si on utilise les estimations de nombre de sorties faites chaque jour (tabl. 9 et 10). Ceci s'explique par le fait que, comme nous l'avons vu, pour l'année entière, la majeure partie de l'imprécision est due aux biais d'estimation à vue et au biais sur l'estimation des nombres de sorties.

## CONCLUSION

Le modèle d'échantillonnage décrit dans ce travail permet d'estimer les variances des estimateurs des prises. La validation des diverses hypothèses faites nécessite une surveillance constante de l'évolution de la pêche et des méthodes de sélection de pirogues et de jours d'enquêtes.

Nous avons indiqué quelles erreurs d'échantillonnage peuvent conduire à des précisions très faibles par rapport à ce que l'on peut espérer avec les moyens dont nous disposons. L'observation des coefficients de variation peut en général indiquer, lors des dépouillements, les lieux et périodes où se sont produites ces erreurs, et d'éviter de les renouveler.

D'une manière générale il est nécessaire de disposer dans chaque cellule où un échantillonnage aléatoire simple est effectué d'un nombre d'estimations satisfaisant, ce qui implique plusieurs jours d'enquêtes par période et un nombre de pirogues échantillonnées suffisant pour chaque type de pêche les jours où il est enquêté.

Un autre élément essentiel est l'indication, d'ailleurs évidente à priori, de l'importance des biais d'estimation à vue. Si ce biais est de  $n\%$  le coefficient de variation sera toujours supérieur ou égal à  $n\%$ , quelle que soit la durée sur laquelle porte l'estimation, pour les espèces "estimées à vue". Un gain de précision important peut donc être attendu de la formation "continue" des enquêteurs.

L'estimation des nombres de sorties est également un gros problème. Il ne paraît pas évident de pouvoir dans l'état actuel des choses, améliorer la situation. Celle-ci risque d'ailleurs de se compliquer si nous décidons de distinguer de nouveaux types d'engins, ce qui nécessitera l'estimation des nombres de sorties pour ces types, et risquera de diminuer les nombres d'observations intratype d'une manière excessive, ne permettant pas d'effectuer des analyses "inratypes".

Il est à l'heure actuelle difficile de dire si la précision obtenue est globalement satisfaisante; cela dépend évidemment des utilisations de ces estimations. Le nombre de quantités recherchées et le nombre d'utilisations envisagées conduisent à des degrés de satisfaction ou d'insatisfaction très variables.

Cette dernière remarque est, bien sûr, un peu "passe partout" et on peut aborder différemment le problème en terminant sur une note optimiste. La diminution, voire la suppression des biais d'estimation à vue et l'indépendance des erreurs d'estimations des nombres de sorties d'un jour à l'autre permettraient d'obtenir, avec les moyens actuels, des coefficients de variation souvent inférieurs à  $10\%$  ce qui serait une précision tout à fait acceptable.

#### REMERCIEMENT

Je remercie Mr COURSOL pour les commentaires fructueux portés sur ce travail.

## BIBLIOGRAPHIE

- ARNOUX (J.), 1951.- Note sur la pêche à Kayar. Bulletin d'information et documentation. Service de l'élevage et des industries animales du Sénégal, avril, mai, juin 1951, pp 120.
- COCHRAN (W.G.), 1977.- Sampling Techniques. Wiley and Sons. 3<sup>ième</sup>. 428 p.
- CURY (P.) et WORMS (J.), 1982.- Pêche, biologie, dynamique du thiof (*Epinephelus lusaeneus*, E. GEOFFROY Saint Hilane, 1917). Sur les côtes sénégalaises, Doc. sci. Cent. Rech. océanogr. Dakar-Thiaroye, 82, 88 p.
- DESTANQUES (C.), 1982.- Etude de la qualité des estimations à vue du poids des prises débarquées par les pêcheurs artisans sénégalais. Rapport interne. Cent. Rech. océanogr. Dakar-Thiaroye. Multig., 19 p + fig.
- FREON (P.), 1979.- Relations taille-poids, facteurs de condition et indices de maturité sexuelle : rappels bibliographiques, interprétations, remarques et applications.  
In : La reproduction des espèces exploitées dans le golfe de Guinée. Rapport du groupe de travail ISRA-ORSTOM (Dakar, 7 - 12 novembre 77). Doc. sci. Cent. Rech. océanogr. Dakar-Thiaroye n° 68, pp 144 - 171.
- GERARD (M.) , , - Contribution à la connaissance de la pêche artisanale sur la Petite Côte. Arch. Cent. Rech. océanogr. Dakar-Thiaroye (sous presse) .
- GERARD (M.) et GREBER (P.), , - La pêche artisanale au Cap-Vert. Etude critique du système d'enquêtes. Doc. sci. Cent. Rech. océanogr. Dakar-Thiaroye (sous presse).
- LALOE (F.), BERGERARD (P.) et SAMBA (A.), 1981.- Contribution à l'étude de la pêcherie de Kayar. Etude d'une partie des résultats du suréchantillonnage de 1978 concernant les pirogues motorisées pêchant à la ligne Doc. sci. Cent. Rech. océanogr. Dakar-Thiaroye, 79, 45 p.
- LAUREC (A.) et LE GUEN (J.C.), 1981.- Dynamique des populations marines exploitées. Tome 1 : Concepts et modèles. Rap., 45, CNEXO.
- PECHART, 1982.- Les enquêtes sur la pêche artisanale sénégalaise au Centre de Recherches océanographiques de Dakar-Thiaroye. Arch. Cent. Rech. océanogr. Dakar-Thiaroye , 112.



TYPE D'ENGIN		PIROGUES LIGNES		FILETS	PIROGUES	SENNES	F M.E.	SENNES DE	TOTAL
		VOILE	MOTEUR	DORMANTS	GLACIERES	TOURNANTES		PLACE	
NOMBRE DE SORTIES		976	15475	15158	831	4637	0	14	37091
NOMBRE DE PIROGUES ENQUETES		68	1752	1527	47	469	0	4	3867
NOMBRE DE JOURS D'ENQUETES		59	190	194	33	180	0	4	-
SARDINELLE RONDE	PRISE TOTALE	0	0	433	0	552115	-	0	552550
	PRISE/SORTIE	0	0	0.03	0	119.07	-	0	-
	COEF. DE VAR.	0	0	38	0	35	-	0	35
THIOF	PRISE TOTALE	536	112476	10396	215497	18	-	0	338925
	PRISE/SORTIE	0.55	7.27	0.69	259.32	0	-	0	-
	COEF. DE VAR.	34	27	21	59	125	-	0	43
CHINCHARD JAUNE	PRISE TOTALE	1138	500.47	2974	20	24648	-	0	78826
	PRISE/SORTIE	1.17	3.23	0.20	0.02	5.31	-	0	-
	COEF. DE VAR.	52	40	25	79	56	-	0	36
TASSERGALE	PRISE TOTALE	1381	116649	16346	0	854840	-	0	989216
	PRISE/SORTIE	1.41	7.54	1.08	0	184.35	-	0	-
	COEF. DE VAR.	77	18	53	0	33	-	0	30
PAGEOT	PRISE TOTALE	502	25431	1268	3501	109	-	0	30810
	PRISE/SORTIE	0.51	1.64	0.09	4.21	0.02	-	0	-
	COEF. DE VAR.	89	72	32	48	106	-	0	62
RAVIL.	PRISE TOTALE	0	58400	3909	0	148784	-	0	211093
	PRISE/SORTIE	0	3.77	0.26	0	32.09	-	0	-
	COEF. DE VAR.	0	17	24	0	52	-	0	38
TOTAL	PRISE TOTALE	28420	680704	1034548	352991	3276703	-	1227	5374591
	PRISE/SORTIE	29.12	44.00	68.25	424.78	706.64	-	87.64	-
	COEF. DE VAR.	38	21	34	56	27	-	150	26

TABLEAU 1.- Saint-Louis année 1983.

TYPE D'ENGIN		PIROGUES LIGNES		FILETS	PIROGUES	SENNES	F. M. E.	SENNES DE	TOTAL
		VOILE	MOTEUR	DORMANTS	GLACIERES	TOURNANTES		PLAGE	
NOMBRE DE SORTIES		3428	49912	352	0	4518	0	145	58365
NOMBRE DE PIROGUES ENQUETEES		105	3069	40	0	408	0	31	3652
NOMBRE DE JOURS D'ENQUETES		66	144	38	0	89	0	26	-
SARDINELLE RONDE	PRISE TOTALE	0	0	0	-	2051062	-	0	2051062
	PRISE/SORTIE	0	0	0	-	453.98	-	0	-
	COEF. DE VAR.	0	0	0	-	24-36	-	0	24-36
THIOF	PRISE TOTALE	15526	312905	2094	-	4374	-	0	334900
	PRISE/SORTIE	4.53	6.27	5.79	-	0.97	-	0	-
	COEF. DE VAR.	70-70	12-12	57-52	-	149-151	-	0	14-14
CHINCHARD JAUNE	PRISE TOTALE	2829	276948	20	-	2852011	-	12261	3144063
	PRISE/SORTIE	0.82	5.55	0.06	-	631.25	-	84.55	-
	COEF. DE VAR.	48-48	18-30	143-146	-	23-35	-	142-143	22-34
TASSERGAL	PRISE TOTALE	299	332911	955	-	582792	-	9	916965
	PRISE/SORTIE	0.08	6.67	2.64	-	128.99	-	0.06	-
	COEF. DE VAR.	76-76	28-37	199-201	-	53-59	-	99-99	36-44
PAGEOT	PRISE TOTALE	9777	607711	2	-	1091	-	68	618648
	PRISE/SORTIE	2.85	12.18	0.01	-	0.24	-	0.47	-
	COEF. DE VAR.	38-46	12-29	144-146	-	150-152	-	95-99	12-29
RAVIL.	PRISE TOTALE	434	147898	0	-	499157	-	10814	658304
	PRISE/SORTIE	0.13	2.96	0	-	100.48	-	74.58	-
	COEF. DE VAR.	101-101	48-52	0	-	26-37	-	50-56	23-34
TOTAL.	PRISE TOTALE	105178	3522171	28790	-	9833979	-	254096	13744218
	PRISE/SORTIE	30.68	70.57	79.53	-	2176.62	-	1752.39	-
	COEF. DE VAR.	28-31	11-22	35-40	-	13-29	-	47-54	12-27

TABLEAU 2.-Kayar 1983. Dans les lignes "coefficient de variation" le nombre inscrit en italique correspond au résultat obtenu avec l'hypothèse d'un biais nul dans les estimations à vue.

TYPE D'ENGIN		PIROGUES LIGNES		FILETS	PIROGUES	SENNES	F M.E.	SENNES DE	TOTAL
		VOILE	MOTEUR	DORMANTS	GLACIERES	TOURNANTES		PLAGE	
NOMBRE DE SORTIES		3026	22125	121	0	713	0	467	26452
NOMBRE DE PIROGUES ENQUETEES		201	2350	53	0	65	0	65	2734
NOMBRE DE JOURS D'ENQUETES		70	91	30	0	32	0	37	-
SARDINELLE RONDE	PRISE TOTALE	0	0	4	-	482753	-	0	482757
	PRISE/SORTIE	0	0	0.03	-	677.10	-	0	-
	COEF. DE VAR.	0	0	57	-	33	-	0	33
THIOF	PRISE TOTALE	4088	50998	127	-	0	-	126	55340
	PRISE/SORTIE	1.35	2.31	1.05	-	0	-	0.27	-
	COEF. DE VAR.	38	16	22	-	0	-	99	17
CHINCHARD JAUNE	PRISE TOTALE	31	54439	15	-	458293	-	0	-
	PRISE/SORTIE	0.01	2.46	0.13	-	642.77	-	0	512778
	COEF. DE VAR.	153	25	38	-	159	-	0	142
TASSER GAL	PRISE TOTALE	0	0	0	-	0	-	0	0
	PRISE/SORTIE	0	0	0	-	0	-	0	-
	COEF. DR VAR.	0	0	0	-	0	-	0	0
PAGEOT	PRISE TOTALE	452	150536	4	-	540	-	0	151532
	PRISE/SORTIE	0.15	6.80	0.03	-	0.76	-	0	-
	COEF. DE VAR.	62	20	31	-	264	-	0	20
RAVIL.	PRISE TOTALE	8688	344128	45	-	5704	-	11150	369716
	PRISE/SORTIE	2.87	15.55	0.37	-	8.00	-	23.88	-
	COEF. DE VAR	74	22	23	-	110	-	73	22
TOTAL	PRISE TOTALE	76740	1129142	4985	-	1299184	-	159986	2706028
	PRISE/SORTIE	25.36	51.04	41.20	-	1822.14	-	419.67	-
	COEF. DE VAR.	21	17	23	-	78	-	38	41

TABLEAU 3.- Yoff 1983.

TYPE D'ENGIN		PIROGUES LIGNES		FILETS DORMANTS	PIROGUES GLACIERES	SENNES TOURNANTES	F M.E.	SENNES DE PLAGE	TOTAL
		VOILE	MOTEUR						
NOMBRE DE SORTIES		-	32740	-	-	-	-	-	-
NOMBRE DE PIROGUES ENQUETÉES		-	2320	-	-	-	-	-	-
NOMBRE DE JOURS D'ENQUÊTES		-	93	-	-	-	-	-	-
SARDINELLE RONDE	PRISE TOTALE	-	0	-	-	-	-	-	-
	PRISE/SORTIE	-	0	-	-	-	-	-	-
	COEF. DE VAR.	-	0	-	-	-	-	-	-
THIOF	PRISE TOTALE	-	90139	-	-	-	-	-	-
	PRISE/SORTIE	-	2.75	-	-	-	-	-	-
	COEF. DE VAR.	-	14	-	-	-	-	-	-
CHINCHARD JAUNE	PRISE TOTALE	-	354633	-	-	-	-	-	-
	PRISE/SORTIE	-	10.83	-	-	-	-	-	-
	COEF. DE VAR.	-	29	-	-	-	-	-	-
TASSERGAL	PRISE TOTALE	-	1688	-	-	-	-	-	-
	PRISE/SORTIE	-	0.05	-	-	-	-	-	-
	COEF. DE VAR.	-	93	-	-	-	-	-	-
PAGEOT	PRISE TOTALE	-	438278	-	-	-	-	-	-
	PRISE/SORTIE	-	13.39	-	-	-	-	-	-
	COEF. DE VAR.	-	26	-	-	-	-	-	-
RAVIL.	PRISE TOTALE.	-	\$57090	-	-	-	-	-	-
	PRISE/SORTIE	-	26.18	-	-	-	-	-	-
	COEF. DE VAR	-	23	-	-	-	-	-	-
TOTAL	PRISE TOTALE	-	2805449	-	-	-	-	-	-
	PRISE/SORTIE	-	85.69	-	-	-	-	-	-
	COEF. DE VAR.	-	16	-	-	-	-	-	-

TABLEAU 4. - Soubédioune 1983 seules les "pirogues lignes moteurs" ont été enquêtées.

TYPE D'ENGIN	PIROGUES LIGNES		FILETS	PIROGUES	SENNES	F.M.E.	SENNES DE	TOTAL	
	VOILE	MOTEUR	DORMANTS	GLACIERES	TOURNANTES		PLAGE		
NOMBRE DE SORTIES	25	6926	4513	506	6276	27	385	18658	
NOMBRE DE PIROGUES ENQUETEES	17	957	532	74	535	22	75	2212	
NOMBRE DE JOURS D'ENQUETES	15	92	91	49	89	4	42	-	
SARDINELLE RONDE	PUISE TOTALE	0	337	15255	217	1769304	0	47363	1832476
	PRISE/SORTIE	0	1.05	3.38	0.43	281.92	0	123.02	-
	COEF. DE VAR.	0	84	51	57	53	0	18	52
THIOF	PUISE TOTALE	12	10889	1383	14601	176	2	22	27085
	PRISE/SORTIE	0.48	1.57	0.31	28.85	0.03	0.08	0.06	-
	COEF. DE VAR.	38	19	47	171	65	10	64	94
CHINCHARD JAUNE	PUISE TOTALE	59	152662	4777	11986	541458	800	3484	715228
	PRISE/SORTIE	2.35	22.04	1.06	23.69	86.27	29.65	9.05	-
	COEF. DE VAR.	107	24	29	80	78	31	49	60
TASSERGAL	PUISE TOTALE	0	0	0	0	0	0	0	0
	PRISE/SORTIE	0	0	0	0	0	0	0	0
	COEF. DE VAR.	0	0	0	0	0	0	0	0
PAGEOT	PUISE TOTALE	30	82049	595	25789	467	0	15	108946
	PRISE/SORTIE	1.20	11.85	0.13	50.97	0.07	0	0.04	-
	COEF. DE VAR.	27	24	89	39	44	0	109	24
RAVIL.	PUISE TOTALE	0	6613	28632	1980	612636	598	5463	655921
	PRISE/SORTIE	0	0.95	6.34	3.91	97.62	22.15	14.19	-
	COEF. DE VAR.	0	41	52	76	37	24	291	35
TOTAL	PUISE TOTALE	815	496231	297047	165105	6856372	12655	151506	7979730
	PRISE/SORTIE	32.60	71.65	65.82	326.30	1092.47	468.73	3193.52	-
	COEF. DE VAR.	43	18	19	39	32	23	29	29

TABLEAU 5.- Hann 1983.

TYPE D' ENGIN		PIROGUES LIGNES		FILETS	PIROGUES	SENNES	F M.E.	SENNES DE	TOTAL
		VOILE	MOTEUR	DORMANTS	GLACIERES	TOURNANTES		PLAGE	
NOMBRE DE SORTIES		3758	33601	9078	48	-	-	162	46647
NOMBRE DE PIROGUES ENQUETEES		235	2340	869	6	-	-	20	3470
NOMBRE DE JOURS D'ENQUETES		91	110	103	5	-	-	20	
SARDINELLE RONDE	PRISE TOTALE	0	0	13720	0	-	-	65	13785
	PRISE/SORTIE	0	0	1.51	0	-	-	0.40	
	COEF. DE VAR.	0	0	54	0	-	-	75	54
THIOF	PRISE TOTALE	12773	113477	2984	862	-	-	53	130149
	PRISE/SORTIE	3.40	3.38	0.33	17.97	-	-	0.33	
	COEF. DE VAR.	18	15	41	81	-	-	74	16
CHINCHARD JAUNE	PRISE TOTALE	3446	363430	5938	23	-	-	18	372856
	PRISE/SORTIE	0.92	10.82	0.65	0.48	-	-	0.11	
	COEF. DE VAR.	36	30	42	69	-	-	131	29
TASSERCAL	PRISE TOTALE	388	6648	2228	5	-	-	846	10115
	PRISE/SORTIE	0.10	0.20	0.24	0.10	-	-	5.22	
	COEF. DE VAR.	36	44	45	95	-	-	105	39
PAGEOT	PRISE TOTALE	1040	221836	397	854	-	-	12	224140
	PRISE/SORTIE	0.28	6.60	0.04	17.79	-	-	0.07	
	COEF. DE VAR.	78	29	44	75	-	-	186	29
RAVIL.	PRISE TOTALE	0	1002	114	0	-	-	0	1116
	PRISE/SORTIE	0	0.03	0.01	0	-	-	0	
	COEF. DE VAR.	0	55	48	0	-	-	0	49
TOTAL.	PRISE TOTALE	88305	1967708	1103642	5896	-	-	69830	3235379
	PRISE/SORTIE	23.50	58.56	121.57	122.83	-	-	431.05	
	COEF. DE VAR.	25	27	103	71	-	-	85	43

TABLEAU 6.- Mbour 1983, Les enquêtes sur les "sennes tournantes" et les "FME" ne sont pas faites par la section pêche artisanale.

TYPE D'ENGIN		PIROQUES-LIGNES		FILETS	PIROQUES	SENNES	F N.E.	SENNES DE.	TOTAL
		VOILE	MOTEUR	DORMANTS	G.LAC:ERES	TOURNANTES		PLAGE	
NOMBRE DE SORTIES		-	-	-	-	-	-	-	
NOMBRE DE PIROQUES ENQUETÉES		5	1756	1523	125	-	-	3	3412
NOMBRE D' JOURS D' ENQUETES		5	112	109	41	-	-	3	
SARDINELLE RONDE	PRISE TOTALE	0	0	5	0	-	-	0	5
	PRISE/SORTIE	0	0	0.00	0	-	-	0	
	COEF. DE VAR.	0	0	114	0	-	-	0	114
THIOP	PRISE TOTALE	253	136852	13393	186163	-	-	198	336859
	PRISE/SORTIE	0.67	8.86	0.43	39.66	-	-	0.54	
	COEF. DE VAR.	166	34	43	37	-	-	157	33
CHINCHARD JAUNE	PRISE TOTALE	0	59795	3285	17560	-	-	0	80640
	PRISE/SORTIE	0	3.58	0.11	4.13	-	-	0	
	COEF. DE VAR.	0	44	123	54	-	-	0	43
TASSERGAL	PRISE TOTALE	0	3632	563	14	-	-	0	4209
	PRISE/SORTIE	0	0.20	0.02	0.01	-	-	0	
	COEF. DE VAR.	0	54	89	112	-	-	0	58
PAGEOT	PRISE TOTALE	0	16448	1019	59335	-	-	0	76802
	PRISE/SORTIE	0	0.32	0.03	9.10	-	-	0	
	COEF. DE VAR.	0	32	64	43	-	-	0	40
RAVIL	PRISE TOTALE	0	1929	72	0	-	-	0	2001
	PRISE/SORTIE	0	0.11	0.01	0	-	-	0	
	COEF. DE VAR.	0	104	107	0	-	-	0	101
TOTAL	PRISE TOTALE	2903	1716522	7614093	966200	-	-	11141	10310868
	PRISE/SORTIE	7.86	102.94	277.22	199.89	-	-	30.54	
	COEF. DE VAR.	98	32	30	37	-	-	142	30

TABLEAU 7.- Joal 1983. Les enquêtes sur les "sennes tournantes" et les "FME" ne sont pas faites par la section pêche artisanale .

TYPE D'ENGIN	PIROGUES LIGNES:		FILETS.	PIROGUES	SENNES	F M.E.	SENNES DL	TOTAL	
	VOILE	MOTEUR	DORMANTS	GLACIERES	TOURNANTES		PLACE		
NOMBRE DE SORTIES	-	-	-	-	-	-	-	-	
NOMBRE DE PIROGUES ENQUETEES	68	1752	1527	47	469	0	4	3867	
NOMBRE DE JOURS D'ENQUETES	59	190	194	33	180	0	4	-	
SARDINELLE RONDE	PRISE TOTALE	0	0	440	0	666164	-	0	666607
	PRISE/SORTIE	0	0	0.03	0	136.68	-	0	-
	COEF. DE VAR.	0	0	44	0	37	-	0	37
THIOF	PRISE TOTALE	682	133810	11051	236251	19	-	0	381812
	PRISE/SORTIE	0.84	7.36	1.21	156.79	0	-	0	-
	COEF. DE VAR.	42	30	21	63	123	-	0	47
CHINCHARD JAUNE	PRISE TOTALE	1606	53260	2989	15	29081	-	0	86951
	PRISE/SORTIE	2.22	2.12	0.12	0.01	8.10	-	0	-
	COEF. DE VAR.	65	38	28	109	55	-	0	36
TASSERCAL	PRISE TOTALE	2461	128319	16353	0	836548	-	0	983681
	PRISE/SORTIE	3.39	4.54	1.04	0	50.09	-	0	-
	COEF. DE VAR.	77	19	55	0	37	-	0	32
PAGEOT	PRISE TOTALE	885	28540	1281	3541	134	-	0	34382
	PRISE/SORTIE	1.23	1.34	0.06	3.06	0.02	-	0	-
	COEF. DE VAR.	99	66	33	65	105	-	0	58
RAVIL.	PRISE TOTALE	0	65760	3922	0	166484	-	0	236165
	PRISE/SORTIE	0	2.89	0.28	0	34.93	-	0	-
	COEF. DE VAR.	0	19	25	0	52	-	0	38
TOTAL	PRISE TOTALE	43032	775157	1080623	386463	3658687	-	7022	5950983
	PRISE/SORTIE	34.35	40.97	71.97	261.41	659.39	-	14.37	-
	COEF. DE VAR.	41	22	34	59	28	-	129	27

TABLEAU 8.- Saint Louis 1983. Estimations faites en supposant inconnus les nombres de sorties les jours où il n'y a pas d'enquêtes sur les prises.



TYPE D'ENGIN		PIROGUES LIGNES		FILETS	PIROGUES	SENNES	F M.E.	SENNES DE	TOTAL
		VOILE	MOTEUR	DORMANTS	GLACIERES	TOURNANTES		PLAGE	
NOMBRE DE SORTIES		30	588	257	10	145	0	0	1 030
NOMBRE DE PIROGUES ENQUETEES		4	89	45	3	20	0	0	161
NOMBRE DE JOURS D'ENQUETES		4	8	11	3	8	0	0	-
SARDINELLE RONDE	PRISE TOTALE	0	0	0	0	156 812	-	-	156 811
	PRISE/SORTIE	0	0	0	0	1081,46	-	-	-
	COEF. DE VAR.	0	0	0	0	53	-	-	53
THIOF	PRISE TOTALE	207	9 341	638	2 176	0	-	-	12 363
	PRISE/SORTIE	6,92	15,89	2,48	217,63	0	-	-	-
	COEF. DE VAR.	56	20	48	42	0	-	-	26
CHINCHARD JAUNE	PRISE TOTALE	275	772	0	0	6 272	-	-	7 320
	PRISE/SORTIE	9,18	1,31	0	0	43,26	-	-	-
	COEF. DE VAR.	81	45	0	0	172	-	-	148
TASSERCAL	PRISE TOTALE	97	2 263	127	0	2	-	-	2 489
	PRISE/SORTIE	3,23	3,85	0,49	0	0,01	-	-	-
	COEF. DE VAR.	92	58	43	0	93	-	-	58
PAGEOT	PRISE TOTALE	104	625	2	0	0	-	-	731
	PRISE/SORTIE	3,48	1,06	0,01	0	0	-	-	-
	COEF. DE VAR.	91	55	91	0	0	-	-	60
RAVIL.	PRISE TOTALE	0	6 026	101	0	0	-	-	6 126
	PRISE/SORTIE	0	10,25	0,39	0	0	-	-	-
	COEF. DE VAR.	0	45	56	0	0	-	-	46
TOTAL.	PRISE TOTALE	1 278	21 570	19 598	3 319	241 992	-	-	287 758
	PRISE/SORTIE	42,60	36,68	76,26	331,94	1668,91	-	-	-
	COEF. DE VAR.	50	22	31	38	48	-	-	41

TABLEAU 9.- Saint Louis première quinzaine de janvier 1983.

TYPE D'ENGIN		PIROGUES LIGNES		FILETS DORMANTS	PIROGUES GLACIERES	SENNES TOURNANTES	F M.E.	SENNES DE PLAGE	TOTAL
		VOILE	MOTEUR						
NOMBRE DE SORTIES		-	-	-	-	-	-	-	-
NOMBRE DE PIROGUES ENQUETEES		4	89	45	3	20	0	0	161
NOMBRE DE JOURS D'ENQUETES		4	8	11	3	8	0	0	
SARDINELLE RONDE	PRISE TOTALE	0	0	0	0	180 469	-	-	180 469
	PRISE/SORTIE	0	0	0	0	1081.46	-	-	
	COEF DE VAR.	0	0	0	0	61	-	-	61
THIOF	PRISE TOTALE	233	12 034	612	4 352	cl	-	-	17 233
	PRISE/SORTIE	6.92	15.89	2.48	217.63	0	-	-	
	COEF. DE VAR.	77	30	52	71	0	-	-	42
CHINCHARD JAUNE	PRISE TOTALE	310	995	0	0	7 219	-	-	8 524
	PRISE/SORTIE	9.18	1.31	0	0	43.26	-	-	
	COEF. DE VAR.	106	43	0	0	157	-	-	133
TASSERGAL	PRISE TOTALE	109	2 916	122	0	2	-	-	3 149
	PRISE/SORTIE	3.23	3.85	0.49	0	0.01	-	-	
	COEF. DE VAR.	121	52	48	0	85	-	-	54
PAGEOT	PRISE TOTALE	117	805	2	0	0	-	-	924
	PRISE/SORTIE	3.48	1.06	0.01	0	0	-	-	
	COEF. DE VAR.	119	50	95	0	0	-	-	59
RAVIL.	PRISE TOTALE	0	7 763	97	0	0	-	-	7 859
	PRISE/SORTIE	0	10.25	0.39	0	0	-	-	
	COEF. DE VAR.	0	46	60	0	0	-	-	46
TOTAL.	PRISE TOTALE	1 438	27 787	18 822	6 640	278 500	-	-	333 185
	PRISE/SORTIE	42.60	36.68	76.26	331.4	1668.91	-	-	
	COEF. DE VAR.	70	32	36	66	55	-	-	-47

TABLEAU 10. - Saint-Louis première quinzaine de janvier 1983. Estimations faites en supposant inconnus les nombres de sorties les jours où il n'y a pas d'enquêtes sur les prises.

## ANNEXE A

## METHODES D'ESTIMATION SELON LES DIFFERENTS NIVEAUX D'ENQUETE

---

	Chaque période est une strate.
ANNEE	Le traitement des biais commis lors des estimations à vue est différent selon qu'un même enquêteur fait toutes les enquêtes ou que plusieurs enquêteurs se relaient.
	La prise est obtenue à partir des données collectées les jours d'enquêtes et des estimations de nombres de sorties.
PERIODE (QUINZAI- NE)	L'estimateur "sans biais" est utilisé si les nombres de sorties sont estimés seulement les jours où les prises sont estimées, Si les nombres de sorties sont estimés tous les jours, l'estimation se fait par l'estimateur "rapport".
	Le traitement des biais commis lors des estimations à vue diffère selon qu'un même enquêteur fait toutes les enquêtes ou que plusieurs enquêteurs se relaient.
JOUR	La prise est obtenue avec la prise moyenne calculée à partir des pirogues enquêtées et avec le nombre de sorties.
PIROGUE	La prise est estimée, soit par le poids des poissons mesurés et le nombre de poissons capturés, soit par estimation à vue de l'ensemble.
POISSON	Le poids d'un poisson est estimé par sa taille et la relation taille-poids de son espèce.

---

## ANNEXE B

Lors de l'étude, réalisée par C. DESTANQUE (DESTANQUE, 1982) 9 enquêteurs ont mesuré chacun des 61 tas et on étudié par analyse de variance le modèle suivant :

$$X_{ijk} = \frac{\hat{P}_{ijk} - P_{ijk}}{P_{ijk}} = \mu + e_i + c_j + ct_{jk} + ec_{ij} + E_{ijk}$$

(les estimations ont été obtenues en minimisant les sommes des carrés résiduels).

$\hat{P}_{ijk}$  est l'estimation du poids  $P_{ijk}$  du tas de la catégorie  $j$  ( $j = 1, \dots, 3$ ) faite par l'enquêteur  $i$ .

La catégorie 1 est constituée des 21 tas de poids compris entre 0 et 14 kg.

La catégorie 2 est constituée des 20 tas de poids compris entre 15 et 47 kg.

La catégorie 3 est constituée des 20 tas de poids compris entre 48 et 265 kg.

$e_i$  est l'effet enquêteur,  $c_j$  l'effet catégorie et  $ct_{jk}$  l'effet "tas intra catégorie"  $ec_{ij}$  l'interaction "enquêteur-catégorie".

L'analyse de variance donne le résultat suivant

SOURCE DE VARIATION	ddl	SC	CM	RAPPORT DES VARIANCES
Enquêteur	8	22.663	2.8291	47.198 ***
Catégorie	2	1.917	0.9587	15.963 ***
Catégorie / tas	58	6.687	0.1153	1.920 **
Enquêteur . catégorie	16	9.859	0.6162	10.261 ***
Résiduelle	443(12)	26.605	0.0601	
Total	527	67.701	0.1285	

Le chiffre 2 l entre parenthèses indique le nombre de données manquantes.

Tous les tests de Fisher effectués sur les rapports de variances sont significatifs à des niveaux inférieurs à 1 % (\*\*\*) ou 0.1 % (\*\*).

La part due aux différents facteurs et interactions dans la variabilité totale est estimée par

$$0.1285 - 0.0601 = 0.0684 \text{ qu'on arrondit à } 0.07.$$

L'estimation de  $\mu$  (moyenne générale des biais) est de 0.003, elle a donc été négligée et nous avons supposé que la population des enquêteurs est globalement sans biais.

## A N N E X E C

## DESCRIPTION DU PROGRAMME DE CALCUL,

Le programme lit un certain nombre de paramètres.

- Variation relative lors des estimations à vue pour un enquêteur.
- Carré relatif moyen du biais pour un enquêteur pour une estimation à vue.
- Variance relative de l'erreur sur l'estimation des nombres de sorties.
- Paramètre déterminant si les enquêtes sont faites par un seul ou par plusieurs enquêteurs.
- Paramètre déterminant si les efforts sont estimés tous les jours ou seulement les jours d'enquêtes.

En modifiant ces paramètres on peut connaître l'effort de ces différentes sources d'erreurs et donner des éléments intéressants pour améliorer le système d'échantillonnage.

Le programme suit les étapes présentées dans la partie 2 de ce travail. Dans certaines situations des variances ne sont pas estimables [lorsqu'il n'y a qu'une estimation à l'intérieur d'un niveau]. Dans ce cas l'estimation est arbitrairement imposée en supposant un coefficient de 200 % (l'estimation de la variance est: fixée à 4 fois le carré de l'observation).

Le programme peut produire les estimations décrites dans la partie 2 du présent travail. Dans la version standard, il donne par période une estimation de la prise totale et par sortie, par espèce et type d'engins, et les marginales de ce tableau (pour 1 "estimation "tous engins réunis", la prise par sortie n'est pas estimée). Les estimations des écarts types ou des coefficients de variation des prises totales sont données. Pour chaque période le nombre de jours enquêtés et le nombre total de pirogues enquêtés sont également fournis. Un tableau récapitulatif portant sur plusieurs périodes consécutives est également édité ,