

Découvrez un ensemble de documents, scientifiques ou techniques,  
dans la base Archimer : <http://www.ifremer.fr/docelec/>



**ifremer**

**Evelyne Gondeaux - Jean Louis Durand - Domingo Flores**  
*Rapport final Convention IFREMER Association  
Quadripartite pour l'Aménagement Halieutique et la  
Protection Hydrobiologique de la Baie de Quiberon-Vilaine  
n°87-3.*

---

Utilisation de données concentrées au  
niveau des criées pour l'évaluation de  
la production des navires de pêche  
artisanale côtière.



*Le présent rapport constitue un état d'avancement des travaux.  
Son contenu est donc susceptible d'être modifié.*

Cette étude est réalisée avec la participation financière  
de l' Association Halieutique du MOR-BRAZ.



## RESUME

L'évaluation des quantités débarquées en pêche artisanale a toujours constitué un problème important. L'élaboration d'une base de données fiable améliorerait grandement l'appréhension de ce secteur économique en grande partie informel.

Ce document est une contribution à la mise au point d'une méthode d'estimation des débarquements des navires de petite pêche. L'utilisation de données concentrées au niveau des criées a été privilégiée. Ce choix s'explique par deux raisons. D'une part il est ainsi possible de valoriser une quantité non négligeable des données archivées, et de faire un bilan de l'acquis. D'autre part, la méthode proposée permet de limiter l'utilisation de stratégies d'échantillonnage coûteuses aux fractions de la flottille qui n'utilisent pas la criée comme support de commercialisation.

Les calculs ont été effectués grâce aux données disponibles auprès des criées de Quiberon et de La Turballe pour l'année 1985. Ils concernent donc les navires des quartiers maritimes d' Auray, Vannes et Saint-Nazaire. Toutes les informations sont transférées sur support informatique selon une structure inspirée de celle utilisée par le système national des statistiques de pêche dans le cadre des Centres Régionaux de Traitement des Statistiques (C.R.T.S.). Les quantités totales débarquées sont obtenues par multiplication du nombre total de navires en activité un mois donné par la capture moyenne mensuelle par bateau issue de l'échantillon. Le nombre total de navire en activité par métier, type et mois est fourni par enquête exhaustive des engins utilisés par l' ensemble des navires armés.

Il ressort de l'application de la méthode que:

- ce type de données est impropre aux traitements d'un certain nombre de cas. En effet certains types de navires ou certains métiers, comme le tamis à civelle, y sont mal ou pas représentés.
- La représentativité, sur la population de l'estimation obtenue n'est satisfaisante que dans la mesure où serait conçu un échantillonnage complémentaire du nombre de marées mensuelles.
- la nature de l'estimateur de la production moyenne unitaire est complexe. Compte tenu du caractère non aléatoire de la constitution de l'échantillon, la nécessité est apparue de faire appel aux techniques de ré-échantillonnage pour l'estimation de sa variance. Pourtant ces techniques sont peu satisfaisantes lorsque la taille de l'échantillon est faible. Enfin une des techniques, le "jackknife" a tendance à sur-estimer la variance de l'estimateur.
- les moyens qui permettraient de s'affranchir de tout risque de biais sont onéreux. L'avantage de l'utilisation de données concentrées réside donc essentiellement en une économie de temps d'enquête et de taille d'équipe d'enquêteurs.

La méthodologie discutée a été appliquée à la production de bar dans le Mor Braz. L'effort a porté essentiellement sur la composante palangrière exploitant ce stock. La valeur obtenue est de 28% supérieure aux statistiques officielles. Dans le cas du congre, on montre que l'utilisation de données concentrées permet d'obtenir pour chaque métier une image des débarquements à partir de quelques navires. La méthode apparaît donc comme une étape préalable qui permet un bilan des données disponibles à moindre coût. En revanche, elle n'exclut pas le recours à des stratégies d'échantillonnage complémentaires.

La présente étude a permis la mise au point d'un logiciel de traitement (VALZA) dont l'utilisation doit pouvoir être étendue à tout organisme ou laboratoire cherchant à obtenir rapidement une estimations des quantités débarquées par les navires de petite pêche. Il faut néanmoins rester conscient du biais des chiffres obtenus. Ce biais est un problème important et en tout état de cause, les valeurs issues de l'application de la méthode proposée ne doivent être considérées que comme des ordres de grandeurs.

## INTRODUCTION

L'estimation d'une production a, jusqu'à présent revêtu un caractère prioritaire dans l'analyse de l'exploitation des pêcheries a des fins d'aménagement. Or, les informations sont pratiquement inexistantes dans le cas des pêcheries artisanales côtières, contrairement aux pêcheries hauturières. L'inventaire des différents points d'information concernant les captures dans le Mor Braz, rend compte, comme pour toute autre petite pêcherie artisanale, de leur caractère très diffus. Les circuits de commercialisation sont en effet extrêmement divers, du plus court avec la vente directe à quai, aux restaurateurs, aux poissonniers locaux ou aux mareyeurs jusqu'aux débarquements en criée. Trois criées sont implantées dans le secteur, à Quiberon, à la Turballe et au Croisic, et drainent une partie de la production des quartiers d'Auray et de Saint Nazaire. En revanche, le quartier de Vannes se caractérise par l'importance des ventes directes qui y sont la règle quasi-générale.

Ainsi, seules les procédures de sondage aléatoire couvrant tout le domaine d'étude, intégrant toutes les formes de distribution des captures, ne seraient concevables. FARRUGIO et LE CORRE (1984) ont suivi cette démarche et ont conçu une stratégie d'échantillonnage des pêches aux "petits métiers" en Méditerranée. Cependant, considérant l'importance du réseau d'enquête que suppose cette procédure et la relative réticence des pêcheurs à renseigner les enquêteurs comme d'éventuels handicaps, nous nous proposons d'explorer une autre voie d'investigation. L'objectif sera, ici, d'utiliser en priorité les données agrégées au niveau des criées.

Ce document est consacré à l'évaluation des rendements ou captures par unités d'effort, qui si l'on dispose d'une mesure rustique de l'effort de pêche exprimé en nombre de navires par mois permet une quantification de la production totale. Cette tentative d'évaluation suppose la mise en oeuvre d'une méthodologie originale qui, compte tenu, de son caractère novateur sera testé sur deux espèces débarquées dans le Mor Braz en 1985. Il s'agit du bar d'une part en référence à la bibliographie existante (BERTIGNAC, 1987), et du congre dans une seconde partie à titre d'exemple.



## **Chapitre 1**

### **METHODES**



## **1 - DONNEES : NATURE, GESTION, CONSULTATION**

Les caractéristiques des bateaux recensés dans le Mor-Braz et leurs calendriers de pêche constituent deux séries de données disponibles pour les années 83 et 85. Elles ont été complétées, en 1985, par la collecte des ventes en criée, l'investigation des ventes réalisées en dehors des criées étant, dans un premier temps, écartée pour des raisons d'accessibilité aux données.

Une trace des transactions réalisées à la criée de La Turballe a été acquise sur support informatique, tandis qu'un relevé systématique, quoique condensé, des bordereaux de ventes de la criée de Quiberon a permis la constitution d'un fichier analogue. Ces informations concernent le tonnage vendu et le chiffre d'affaire pour chaque espèce et catégorie commerciale, par navire et par jour.

Malheureusement, en ce qui concerne la criée du Croisic, il n'a pas été possible d'accéder aux données de production informatisées et un certain nombre de contraintes pratiques ne nous ont pas permis d'envisager l'exploitation des listages de ces données.

Il est à noter qu'à terme, la production passant par les trois criées du Mor-Braz (Quiberon, Le Croisic, La Turballe) devrait être accessible de manière systématique et complète sur supports magnétiques. Signalons à ce sujet que l'informatisation de la criée de Quiberon a été amorcée en 1986. Les problèmes d'incompatibilité entre les systèmes d'exploitation devraient également pouvoir se régler aisément.

Une mosaïque de données d'activité et de production, collectées pour l'année de référence 1985, est alors disponible. Or la lecture en parallèle des différents fichiers concernés est rapidement apparue contraignante. Une structure si parcellaire de l'information s'avère mal adaptée lorsqu'il s'agit de dresser le bilan des connaissances acquises.

Par ailleurs, la nécessité de disposer de recueils de données exportables, quelle que soit la flottille de petite pêche artisanale étudiée, est régulièrement affirmée. Cette sensibilisation à l'homogénéisation du format de stockage des informations a fait l'objet, en mars 1985, de différentes propositions d'adaptation des fichiers

d'archives (ZA) du système "statistiques de pêche" à la filière C<sup>1</sup>. En effet, ce système a pour fonction de traiter l'ensemble des informations nécessaires à une gestion rationnelle des pêcheries nationales, mais ne concerne que la filière A<sup>2</sup>.

Se conformer à la structure des fichiers ZA répond donc au double objectif:

- archiver l'ensemble des données dans une base unique
- selon une structure déjà éprouvée dans le cas des flottilles hauturières et industrielles.

La structure des fichiers ZA est présentée à la figure 1, et se compose de différents niveaux. En résumé, le niveau 1 rassemble les caractéristiques d'un bateau, le (ou les) niveau(x) 3 recense(nt) les différents engins utilisés et le (ou les) niveau(x) 6 donne(nt) pour chaque espèce (ou catégorie commerciale) le tonnage débarqué et le prix de vente.

En ce qui concerne la flottille du Mor-Braz, un fichier archive est constitué pour chacun des mois et un navire y figure si son nombre de jours d'activité, répertorié dans le fichier "activité", est supérieur ou égal à 10.

Lors de la constitution de ces fichiers mensuels, un certain nombre de rubriques n'ont pas pu être remplies : par exemple, le maillage et la dimension de l'engin, l'heure et le jour de sortie et de retour. En revanche, le remplissage d'autres a nécessité la création de nouveaux codes. Ainsi, les rubriques "OP", "type" et "sous-type" correspondent à un code de 3 caractères défini à partir des classes de la typologie, le code "OP" étant 0, le "type" étant 5 pour toutes les classes de petite pêche et 4 pour celles de pêche côtière et le "sous-type" identifiant une classe particulière. Pour le moment les niveaux 4 et 5 n'ont pas été repris.

---

**1** La filière C fait référence à l'ensemble des ventes directes, ainsi qu'aux criées non informatisées ou n'autorisant pas un accès direct et systématique aux données de production.

**2** La filière A est la filière de collecte des statistiques de pêche la plus complète. Elle concerne les criées informatisées, ayant passé un accord avec le FIOM (Fond d'Intervention et d'Organisation des Marchés), au niveau desquelles est placé un enquêteur collectant les fiches de pêche.



Cependant, la différence majeure entre le fichier archive d'une flottille de petite pêche artisanale et un ZA du système "statistiques" est une modification de principe :

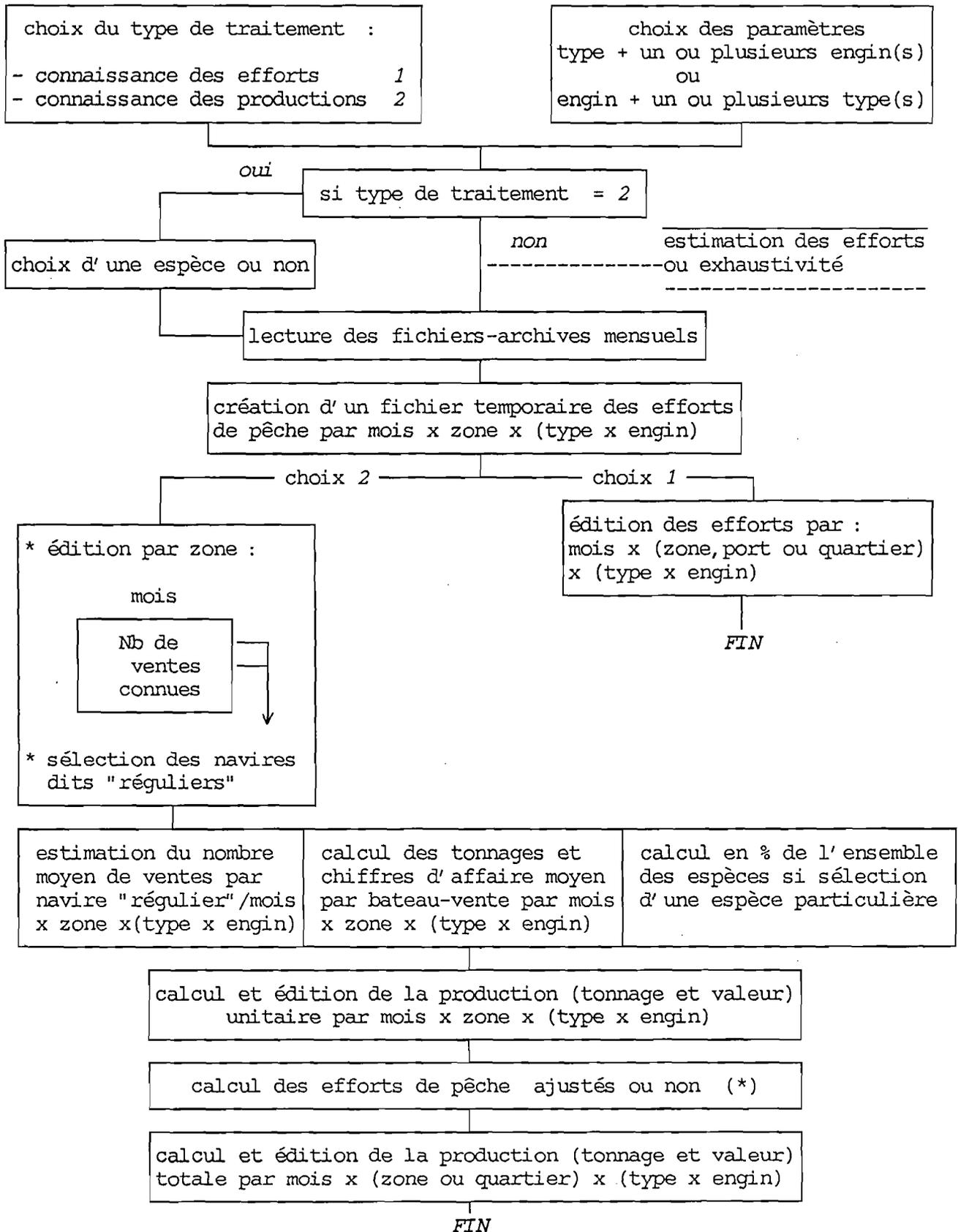
Les fichiers ZA sont conçus dans l'optique où tous les niveaux peuvent être complétés. Dans le cas d'une flottille artisanale où les circuits de ventes sont divers et mal contrôlés, la production est assez souvent une donnée manquante, et le niveau 6 est alors inexistant. L'identification de tel cas se fait en initialisant à 1 la variable "a" du talon sur l'ensemble des niveaux concernant le bateau. La valeur 0 en "a" signifie alors que la production du navire est connue. D'autre part, il se peut que l'activité d'un bateau soit inconnue, même si en 1985 un recensement exhaustif des calendriers de pêche a été mené. Le niveau 3 sera alors omis et la variable "a" sera codée 2. Dans l'un ou l'autre cas, l'évaluation de l'effort de pêche (en nombre de bateaux) ou de la production (en tonnage et en valeur) est une "estimation" faite sur une partie de la population des navires, calculée par zone (Ouest, Nord ou Est) et par mois.

Là s'arrête donc la connexion avec le système "statistiques de pêche" tel qu'il fonctionne actuellement. Toutes les grandes fonctions de ce système, comme les tris et les éditions, ne sont pas utilisables pour la manipulation des fichiers archives mensuels relatifs à une flottille artisanale. Un petit logiciel de consultation (VALZA) a donc été conçu (Figure 2 ).

Il fournit selon le choix de l'utilisateur, l'édition des efforts de pêche ou l'édition des "estimations" des productions moyennes par unité d'effort puis celle des productions totales. Par ailleurs, outre le découpage du domaine d'étude en mois et en zones géographiques, trois variables fondamentales permettent de déterminer l'étendue de la consultation envisagée : le type, l'engin (ou le métier) et l'espèce. Ainsi pour le choix d'un type, il est possible de stratifier la sous-population concernée suivant l'engin mis en oeuvre (ou un groupement d'engins) et d'éditer les productions pour une espèce particulière (ou toutes espèces confondues).

Le volet "édition des efforts" donne une idée de la structure de la population en terme d'activité. Le niveau de détail de cette consultation peut être très grossier ou relativement fin, puisqu'une édition par "port" (en général il s'agit d'une station maritime) est envisageable. Il est également possible de fournir une édition suivant le découpage administratif des Quartiers Maritimes plutôt que celui des zones géographiques.

Figure 2 : Organisation du logiciel de consultation des fichiers-archives ( VALZA ).



(\*) La procédure d'ajustement est décrite au § 4

Les éditions de production sont également données pour un degré d'agrégation plus élevé que celui des mois et des zones ou quartiers maritimes, c'est-à-dire par an et pour l'ensemble du secteur (Mor-Braz).

La manière dont sont conduites les estimations de production moyenne par navire mérite un examen détaillé.

## **2 - ESTIMATION DES RESULTATS MOYENS PAR UNITE D'EFFORT.**

La situation dans laquelle tous les résultats de pêche sont connus de manière exhaustive est un événement rare concernant les petites pêcheries artisanales. Cette éventualité est pourtant illustrée dans le Mor-Braz par les chalutiers pélagiques écoulant tous, et en totalité, leurs débarquements par le circuit des criées.

Le traitement du cas le plus fréquent où la disponibilité des données ne permet d'appréhender qu'une partie restreinte de la population est plus spécialement considéré ici. Ainsi la connaissance des rendements moyens individuels et des quantités totales débarquées doit émaner d'une procédure d'estimation.

### **2.1 - CHOIX DE L'ESTIMATEUR**

Notons  $x_{hk}$ , la production en tonnage ou en valeur du bateau  $b$  de la zone  $h$  au cours de la période  $k$  et  $v_{hk}$  le nombre de ventes mensuelles connu de ce bateau. Soit  $a_{hk}$  l'effectif de l'échantillon : nombre de bateaux  $x$  mois de la strate  $h \times k$  ayant débarqué leur production en criée.

Selon la convention de notation adoptée précédemment, les lettres majuscules sont réservées aux grandeurs définies dans la population, les lettres minuscules font référence à l'échantillon. Ainsi  $\bar{x}^{hk}$  est l'estimation, calculée à partir des  $a_{hk}$  navires échantillonnés, de la production moyenne vraie  $\bar{x}^{hk}$  par bateau, pour la strate  $h \times k$ .

Lorsque la période  $k$  regroupe plusieurs mois, la désignation de navire s'applique rigoureusement à un navire  $x$  mois. Il est très important de ne pas perdre de vue qu'une unité d'échantillonnage est, ici, un bateau associé à un mois.

Afin de ne pas alourdir inutilement les notations, les indices h et k seront souvent omis. La discussion porte en effet essentiellement sur les estimations dans une zone h et pour une période k données, une sélection type - engin - espèce ayant été au préalable réalisée.

De prime abord, le rapport :

$$\bar{x}_0 = \left( \sum_{b=1}^a x_b \right) / a$$

est une estimation de la production unitaire  $\bar{x}$  dans la strate h x k .

BERTIGNAC (1987) utilise cet estimateur lors du traitement des données de production des différents types de navires exploitant le bar dans le Mor-Braz.

Cependant, décomposons cette production moyenne par bateau et par mois en deux termes : la production moyenne par vente et le nombre moyen de ventes par bateau. On a alors :

$$(1) \quad \bar{x}_0 = \frac{\sum_{b=1}^a v_b}{a} \times \frac{\sum_{b=1}^a x_b}{\sum_{b=1}^a v_b} \quad , \text{ pour la strate h x k}$$

Dans la pratique, il est apparu que le risque de sous-estimer le nombre réel de ventes par unité  $\bar{v}$  est grand si l'on considère le premier terme de ce produit. Par suite l'équation (1) tend à fournir une sous-estimation des productions unitaires. En effet, un navire, un mois donné, s'étant présenté à une vente en criée et appartenant à l'échantillon de la strate h x k, n'écoule pas forcément toute sa production en criée tout au long du mois. Si l'on peut supposer que le bateau b se rendant en criée un jour donné y débarque l'ensemble de la production de la marée concernée, il n'est pas évident qu'il se comporte de manière identique au retour des autres marées du mois. Autrement dit, une information manquante n'est pas forcément un zéro.

Ainsi, on distingue les navires passant régulièrement en criée à partir desquels une estimation plus exacte du nombre de ventes unitaires peut être proposée, des bateaux dont le comportement est variable et pour lesquels le nombre de ventes connu est inférieur au nombre de sorties réel.

La difficulté réside alors dans la capacité à identifier les navires dits "réguliers" et les "irréguliers". Une aide à la décision est proposée par le logiciel de consultation VALZA (Figure 2 ). A partir de l'édition du nombre des ventes connu pour chacun des navires appartenant une fois au moins à un échantillon mensuel, l'utilisateur choisit *a priori* les bateaux "réguliers", par exemple ceux dont le paramètre  $v'_b$  tend, s'il est non nul, à être plus élevé que la moyenne. Un sous-groupe de navires est ainsi constitué sous forme d'un répertoire à échelle annuelle, en ce sens que c'est l'observation sur toute l'année des ventes d'un bateau qui régit son affectation ou non au sous-groupe. Les éléments de ce sous-ensemble déterminent un sous-échantillon relatif à la strate  $h \times k$  d'effectif  $a'^{hk}$  (le symbole ' est propre aux grandeurs liées au groupe des "réguliers").

Une meilleure estimation du nombre moyen de ventes par navire et par mois dans la strate  $h \times k$  est donc :

$$\left( \sum_{b=1}^{a'} v'_b \right) / a'$$

et le calcul de la production unitaire s'établit par :

$$(2) \quad \bar{x} = \frac{\sum_{b=1}^{a'} v'_b}{a'} \times \frac{\sum_{b=1}^a x_b}{\sum_{b=1}^a v_b} \quad , \text{ pour la strate } h \times k$$

Remarquons que cet estimateur est défini comme le produit de deux estimateurs non indépendants. Par ailleurs, l'estimation du nombre de ventes unitaires repose sur une phase de sélection raisonnée et non aléatoire des individus impliqués dans cette évaluation. Enfin, les conditions générales dans lesquelles ce volet "estimation des productions" est conçu, sont à discuter.

## 2.2 - CONSEQUENCE DU MODE DE SELECTION DE "L'ECHANTILLON"

La figure 3 illustre les étapes de la formation de l'estimation donnée par l'équation (2). Il apparaît clairement que l'échantillonnage est réduit à la partie accessible de la population, c'est-à-dire à l'ensemble des bateaux ayant vendu au moins une fois en criée. Par conséquent, même si l'estimation de la production moyenne par bateau peut fournir un résultat utile en soi, la référence à la théorie de l'échantillonnage ne se justifie pas, puisqu'aucun élément n'est sélectionné aléatoirement.

Les conditions de la procédure, ou encore le caractère non aléatoire de l'échantillonnage, implique donc l'existence d'un biais<sup>1</sup> attaché à l'estimation des résultats de pêche moyens. En effet, il est concevable que la fraction de la population passant en criée ne soit pas représentative des navires vendant directement aux mareyeurs ou pratiquant la vente de gré à gré.

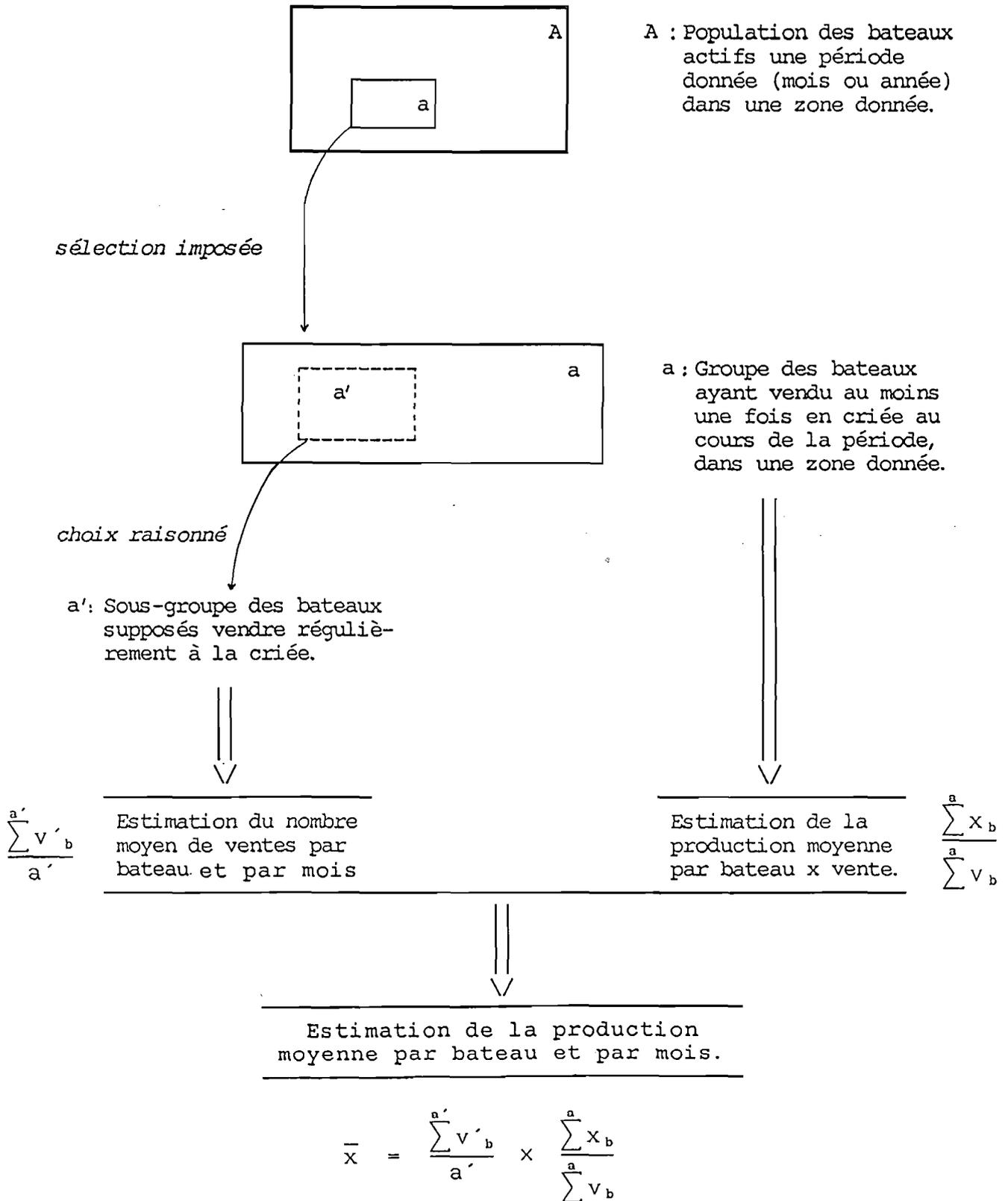
La seule façon de mesurer le degré de satisfaction que l'on peut attendre d'une procédure non aléatoire, très peu onéreuse par ailleurs, est de procéder à un échantillonnage dans les autres parties de la population et d'établir des comparaisons. Cet aspect primordial sera abordé au chapitre 5. Cependant, COCHRAN (1977) souligne qu'une comparaison paraissant satisfaisante ne garantit pas que la méthode soit bonne en toutes circonstances.

Malheureusement, l'expérience nous a montré que l'information qui permettrait d'estimer ce type de biais revêt, pour les personnes qui la détiennent, un caractère confidentiel. Plus que le coût d'acquisition de ces données, le refus de l'enquête est la principale source de difficultés.

---

<sup>1</sup> D'une manière générale, on distingue deux causes principales de biais: L'estimateur peut être biaisé par nature, comme l'est par exemple l'estimateur rapport. Le protocole de sélection ou de mesure peut présenter un défaut, soit qu'il n'y ait pas équiprobabilité d'apparition dans l'échantillon de chacun des individus de la population, que certains éléments ne puissent être échantillonnés ou que des erreurs de mesure aient été commises.

Figure 3 : Etapes de formation de l'estimateur des productions par unité d'effort, à partir des données "criée".



Ainsi, dans la mesure où l'accès à l'information complémentaire "hors criée" n'est pas envisageable, une hypothèse de travail sera formulée : celle de la représentativité des navires ayant débarqué leur production en criée.

Les conséquences d'une telle supposition sont d'une part, le caractère non biaisé des estimations, d'autre part, l'utilisation de la variabilité des débarquements en criée pour estimer la variance de l'estimation des productions unitaires. C'est sous cette hypothèse que les travaux de BERTIGNAC (1987) ont été conduits.

En outre, un second niveau se greffe à l'énoncé de cette hypothèse fondamentale de travail. En réservant une discussion plus détaillée ( § 3.1 ), signalons déjà que la nature même de l'estimateur  $\bar{x}$  (équation (2)) requiert des hypothèses supplémentaires et nécessite, par suite, de faire appel à des procédures de simulation.

Il ne semble pas superflu d'insister sur le caractère très spéculatif d'une telle hypothèse de travail.

A ce titre, aucune procédure d'évaluation de la variance n'a été intégrée au logiciel VALZA, bien qu'une série de programmes soit disponible par ailleurs. Enfin, les problèmes de biais et d'estimation de la variance sont à dissocier. Deux attitudes peuvent alors être adoptées : une estimation de la production moyenne seule est conduite, en gardant à l'esprit l'existence d'un biais, ou bien les estimations de la variance sont menées. Cette deuxième attitude est certainement la moins saine car les seules données disponibles ne peuvent se substituer sans risque aux données manquantes. Nous aborderons pourtant cet aspect à l'occasion du chapitre 3 en proposant une approche différente de celle suivie par BERTIGNAC en 1987.

Remarquons, en dernier lieu, qu'il est apparu souhaitable de ne pas considérer l'estimateur des productions moyennes annuelles comme un estimateur stratifié par mois ; de même pour l'estimateur des résultats à l'échelle du secteur étudié. En fonction de la sélection type  $x$  engin choisie, il se peut qu'aucun bateau de la sous-population enquêtée n'appartienne à une division mois  $x$  zone donnée. Mois et zones ne peuvent alors, dans tous les cas, constituer des strates à proprement parler.

### 3- VARIABILITE DES RESULTATS DE PECHE

#### 3.1 - CONTEXTE

BERTIGNAC (1987), sous hypothèse de représentativité des débarquements en criée, fonde l'estimation des variances des productions moyennes unitaires estimées sur un modèle linéaire additif. Il décompose la variable aléatoire production journalière individuelle  $x_{jk}$  (j pour le jour, b pour le bateau) du mois k en effet-fixe, effet-bateau, effet-jour et erreur. Après avoir supposé l'effet-jour négligeable devant l'effet-bateau, il calcule la variance de cette variable aléatoire comme la moyenne pondérée des variances intra-bateau ( $\sum_j \sum_b (x_{jb} - \bar{x}_b)^2 / \sum_b (v_b - 1)$ ). Il estime ainsi la variance de la production moyenne du mois k. La critique de cette approche repose sur deux aspects :

\* L'hypothèse selon laquelle l'effet-jour est négligeable devant l'effet-bateau ne paraît pas pouvoir se justifier dans tous les cas de figures. Or notre problématique concerne une sélection quelconque de types et de métiers.

\* La formulation de la variabilité globale ne semble pas devoir soulever plus de difficultés que celle de la variabilité intra-bateau. Les sources de complication sont en effet identiques, à savoir les conditions d'accessibilité aux éléments de la population ou la procédure de sélection d'une partie de l'échantillon pour l'évaluation de  $\bar{x}$ . Dans le cas de l'estimation  $\bar{x}_0$  et sous hypothèse de représentativité de l'échantillon, la variance estimée s'exprime simplement par:

$$(3) \quad v(\bar{x}_0) = \frac{A-a}{A} \times \frac{\sum_b (x_b - \bar{x}_0)^2}{a-1}$$

L'estimation de la production moyenne par navire par  $\bar{x}$ , impliquant une procédure de sélection raisonnée de  $a'$  bateaux parmi l'échantillon, est apparue par ailleurs préférable à l'estimation  $\bar{x}_0$ . Cependant, en raison de la manière dont est construit cet estimateur, l'évaluation de sa variance soulève d'importantes difficultés. Envisageons et discutons différentes approches du problème, sous l'hypothèse de travail selon laquelle les données "obligées" présentent un des tirages aléatoires possibles dans la fonction de répartition de la statistique  $\bar{x}$  :

1) L'estimation  $\bar{x}$  étant le produit de deux variables non indépendantes,  $\bar{v}$  le nombre moyen de ventes par bateau calculé sur le sous-groupe des  $a'$  navires choisis comme "réguliers" et  $R$  la production moyenne par vente ( $R = \bar{x}_0 / \bar{v}$ ), l'expression de la variance de  $\bar{x}$  pourrait être:

$$\begin{aligned}
 V(\hat{R} \bar{v}) &= \bar{V}^2 \text{Var}(\hat{R}) + R^2 \text{Var}(\bar{v}') + 2\bar{V}R \text{Cov}(\hat{R}, \bar{v}') + \\
 &2\bar{V} E[(\hat{R}-R)^2(\bar{v}'-\bar{V})] + 2R E[(\hat{R}-R)(\bar{v}'-\bar{V})^2] + \\
 &E[(\hat{R}-R)^2(\bar{v}'-\bar{V})^2] - \text{Cov}^2(\hat{R}, \bar{v}')
 \end{aligned}$$

A cette expression passablement complexe sont généralement préférées d'autres formulations tenant compte du plan d'échantillonnage.

2) Considérons que la population des navires puisse être scindée en deux parties: l'ensemble des bateaux vendant régulièrement par le même circuit de commercialisation (criée, mareyeurs,...) et l'ensemble complémentaire du premier. L'échantillon des  $a$  bateaux du mois  $k$  et de la zone  $h$  est partitionné en deux échantillons, le premier d'effectif  $a'$  concernant les bateaux "réguliers", le second d'effectif  $a''$  rassemblant les "irréguliers". Alors:

$$\bar{x} \approx \bar{x}_s = \frac{a'}{a} \frac{\sum x'_b}{a'} + \frac{a''}{a} \frac{\sum x''_b}{a''} \frac{\sum v'_b}{a'}$$

où les symboles ' et '' se rapportent à chacune des strates respectivement.

La variance de cet estimateur stratifié est aisément formulable. Cependant, la technique de stratification mise en oeuvre, dite poststratification, n'est pas rigoureusement envisageable. En effet, le critère de poststratification est ici le nombre de ventes des navires et ne peut donc également être un paramètre mesuré pour évaluer l'estimation. La poststratification échoue si elle n'est pas menée en fonction d'une variable auxiliaire.

De plus, la mesure du poids des strates, donnée par  $(a'/a)$  et  $(a''/a)$ , n'est qu'une approximation des vraies valeurs. L'estimation  $\bar{x}_s$  est donc biaisée et la stratification perd tout son intérêt.

3) Enfin, les étapes de la formation de l'estimation  $\bar{x}$  (Figure 3) suggère l'analogie avec la technique du double échantillonnage.

Lors de la première phase, l'estimation  $\bar{x}_0/\bar{v}$  de la production moyenne par vente est calculée à partir d'un échantillon d'effectif  $a$ . La seconde phase permet d'évaluer  $\bar{v}'$ , l'estimation du nombre de ventes unitaires, sur un sous-échantillon de taille  $a'$ . La variance de l'estimateur  $\bar{x}$  s'exprime alors par :

$$\begin{aligned} V(\bar{x}) &= E_1 V_2[\hat{R}\bar{v}'] + V_1 E_2[\hat{R}\bar{v}'] \\ &= E_1[\hat{R}^2 V_2(\bar{v}')] + V_1[\hat{R} E_2(\bar{v}')] \end{aligned}$$

Les indices 1 et 2 font référence aux étapes successives du protocole.

Dans le cas où les tirages du premier, puis du second échantillon sont aléatoires, on a :

$$V(\bar{x}) \approx \frac{a-a'}{aa'} \frac{\bar{X}^2 + V_1(\bar{x}_0)}{\bar{V}^2 + V_1(\bar{v})} S_{1v}^2 + V_1(\bar{x}_0)$$

et

$$v(\bar{x}) = \frac{a-a'}{aa'} \frac{\bar{x}_0^2}{\bar{v}^2} s_{1v}^2 + v_1(\bar{x}_0)$$

où  $v_1$  et  $v_1$  sont les variances de l'estimateur,  $s_1$  et  $s_1$  les variances de la variable, respectivement vraies et estimées, relatives à la première phase du double échantillonnage.

Or la construction du "sous-échantillon" par choix raisonné rend les deux dernières équations inadaptées.

Il est évident qu'une sélection différente des  $a$  éléments constituant l'échantillon de la première étape entraîne une modification de l'estimation à la seconde étape. Autrement dit  $E_2(\bar{v}')$  et  $V_2(\bar{v}')$  existent. Mais

$$E_2(\bar{v}') \neq v \quad \text{et} \quad V_2(\bar{v}') \neq ((a' - a)/(a'a)) S_{2v}^2$$

en raison du caractère déterministe de la sélection du second échantillon. La variance et l'espérance du nombre de ventes par navire estimé à la seconde phase du double échantillonnage sont inconnues et il n'est pas possible d'exprimer analytiquement  $v(\bar{x})$ .

Il ressort finalement que si l'hypothèse de représentativité permet de se resituer dans le cadre de la théorie statistique "classique", un certain nombre de difficultés subsistent. La source de ces difficultés résiduelle, une fois admise l'hypothèse fondamentale de travail, réside dans la nature de l'estimateur. Le problème soulevé par la méthodologie d'estimation envisagée présente donc deux aspects. Le premier, relatif au caractère non-aléatoire du sondage, implique l'énoncé d'un postulat de base que l'on admet dans un premier temps. Le second est déterminé par l'expression de l'estimateur  $\bar{x}$ . Concernant ce second point le traitement fera appel aux méthodes ré-échantillonnage.

La discussion à suivre est illustrée en considérant le cas de la pêche du bar à la palangre. Le domaine d'étude est donc limité au type palangrier, à l'engin palangre à bar ou palangre flottante et à l'espèce bar. Ce choix est motivé par :

- le souci d'approfondir certains aspects de l'étude menée par BERTIGNAC en 1987 et d'apporter des éléments de réponse quant à la validité de la démarche suivie ;

- le poids de la composante palangrière dans le contexte de la pêche du bar. En 1985, plus de 60 % de la production totale de bar était à porter à l'actif des palangriers ;

- mais surtout en raison de contraintes pratiques. En effet, devant l'ampleur du travail de collecte des données à partir des bordereaux de ventes de la criée de Quiberon, seules les productions de certaines espèces (bar, congre) ont été systématiquement relevées, le reste ayant été bien souvent rassemblé dans une rubrique "divers".

## 3.2 - LES METHODES DE RE-ECHANTILLONNAGE

### 3.2.1 - Le Jackknife

Cette technique introduite il y a une quarantaine d'années par Quenouille joue un double rôle : elle a été suggérée à l'origine pour estimer le biais d'un estimateur mais peut être également mise en oeuvre pour fournir une estimation non paramétrique de la variance.

Considérons l'estimation :  $\hat{\theta} = \hat{\theta}(x_1, \dots, x_b, \dots, x_a)$   
où  $x_b$  est la  $b^{\text{ième}}$  réalisation de la variable aléatoire  $X$ . Dans notre étude  $\theta = \bar{x}$  définie par l'équation (2). On appelle  $\hat{\theta}(b)$  le résultat du calcul effectué sur l'échantillon amputé du  $b^{\text{ième}}$  élément ou bateau.

$$\hat{\theta}(b) = \hat{\theta}(x_1, x_2, \dots, x_{b-1}, x_{b+1}, \dots, x_a)$$

et  $\hat{\theta}(\cdot)$  la moyenne des valeurs  $\hat{\theta}(b)$  soit :

$$\hat{\theta}(\cdot) = \frac{1}{a} \sum_{b=1}^a \hat{\theta}(b)$$

L'estimation Jackknife de l'écart-type de  $\hat{\theta}$  s'exprime alors par :

$$\hat{\sigma}_{\text{JACK}} = \sqrt{(1-f) \frac{a-1}{a} \sum_{b=1}^a (\hat{\theta}(b) - \hat{\theta}(\cdot))^2}$$

où  $f$  est le taux d'échantillonnage ( $f = a/A$ ).

Considérons, cependant, la nature de l'estimateur auquel il est fait référence. A chaque omission d'un élément  $b$  appartenant au groupe des "irréguliers", la quantité "nombre moyen de ventes", incluse dans le calcul de  $\hat{\theta}(b)$ , reste inchangée. Elle a la valeur de l'estimation  $\bar{v}$  obtenue sans écarter de bateaux de l'échantillon. L'estimation Jackknife  $\hat{\theta}(b)$  est ainsi artificiellement stabilisée par le critère du nombre moyen de ventes unitaire. Sa variabilité risque d'être, à tort, limitée. L'insertion, lors de l'évaluation de  $\hat{\sigma}_{\text{JACK}}$ , d'une procédure de "redressement" régénérant le caractère aléatoire du paramètre des ventes mensuelles  $v$  est alors envisagée. Il s'agit, en fonction du rapport  $R_b = x_b / v_b$  de la production par vente, pour chacun des navires  $b$

dits "irréguliers", de sélectionner au hasard une valeur du nombre de ventes dans le nuage des couples (R,v) des navires "réguliers". Ce nuage est par ailleurs scindé en plusieurs ensembles suivant la saison et la zone. Trois saisons sont ainsi retenues (de Janvier à Avril, de Mai à Août, de septembre à Décembre) et sont combinées avec une ou un regroupement des zones du secteur.

Soulignons que la multiplication par le terme de correction pour population finie (1-f) conduit à identifier la variabilité interne des données à la variabilité de l'estimateur défini au niveau de la population et suppose acquise l'hypothèse fondamentale de la représentativité des navires vendant en criée. Sous cette condition, omettre le terme de correction reviendrait à ne pas annuler la variance lorsque l'échantillon et la population sont confondus, cas illustré par le groupe des chalutiers pélagiques.

Par ailleurs, la connaissance du nombre total de bateaux de la population étudiée, définie par une sélection type-métier, peut être acquise par enquête exhaustive ou par échantillonnage. Dans le second cas, le taux d'échantillonnage est estimé et introduit un biais dans l'estimation de la variance, proportionnel à  $(1/\hat{A} - 1/A)$ . Or plus la population du domaine d'étude est grande, moins l'impact du manque d'exactitude de  $\hat{A}$  est sensible.

Il est aisé de vérifier que, si  $\bar{x}_0$  était la moyenne simple  $\sum x_b / a$ , autrement dit si l'ensemble des navires de l'échantillon pouvait être considéré comme "réguliers", alors :

$$\hat{\sigma}_{\text{JACK}} = \sqrt{\frac{(1-f)}{a(a-1)} \sum (x_b - \bar{x}_0)^2}$$

EFRON (1982) montre, pour différents types de statistiques, que l'estimation Jackknife de l'écart-type est peu biaisée mais fournit des résultats assez variables d'une simulation à une autre dans une loi de distribution connue, pour une taille d'échantillon donnée. Le coefficient de variation de l'estimation Jackknife de l'écart-type apparaît être plus élevé que celui de la même estimation calculée suivant la méthode du Bootstrap. Pour fixer les idées  $CV(\hat{\sigma}_{\text{JACK}}) = 0.30$  et  $CV(\hat{\sigma}_{\text{BOOT}}) = 0.25$ , dans le cas d'une simulation de 200 essais, les échantillons, de taille 15, étant prélevés dans une loi  $N(0,1)$ .

mois	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	AN
//////////	Tonnage moyen de bar par navire (kg)												
Mor-Braz	138	(0)	(6)	69	257	274	216	293	445	550	302	534	298
Zone Ouest	138	(0)	(3)	90	352	275	193	307	495	599	322	612	330
Zone Nord	-	-	-	-	(34)	(62)	(65)	(60)	(400)	(403)	(51)	(68)	146
Zone Est	0	0	(10)	20	71	283	321	338	249	(294)	(319)	(221)	218
//////////	Ecart-type estimé par la méthode Jackknife												
Mor-Braz	22.8	.0	4.0	12.0	30.6	23.1	17.6	34.4	61.2	75.2	76.1	96.7	14.5
Zone Ouest	21.8	.0	2.8	15.4	36.6	25.9	20.3	36.6	70.3	86.0	90.7	100.9	17.7
Zone Nord	-	-	-	-	8.0	57.0	52.6	54.5	396.3	90.7	7.9	52.8	56.1
Zone Est	.0	.0	.0	7.3	15.8	32.0	44.4	51.6	101.3	301.9	223.4	.0	21.8
//////////	Coefficient de variation estimé (%)												
Mor-Braz	16.5	-	66.7	17.4	11.9	8.4	8.1	11.7	13.7	13.7	25.2	18.1	4.9
Zone Ouest	15.8	-	93.3	17.1	10.4	9.4	10.5	11.9	14.2	14.3	28.2	16.5	5.4
Zone Nord	-	-	-	-	23.5	91.9	80.9	90.8	99.1	22.5	15.5	77.6	38.4
Zone Est	-	-	.0	36.5	22.2	11.3	13.8	15.3	40.7	102.7	70.0	.0	10.0
//////////	Taille de l'échantillon												
Mor-Braz	14	1	8	29	50	56	55	52	47	37	31	23	403
Zone Ouest	14	1	4	20	36	37	38	41	35	29	25	20	300
Zone Nord	0	0	0	0	2	3	3	2	3	2	2	2	19
Zone Est	0	0	4	9	12	16	14	9	9	6	4	1	84

Tableau 1 : Estimation et précision de la production unitaire (en kg) de bar des palangriers, données par mois et pour l'année 85, par zone géographique et pour l'ensemble du secteur étudié.



Différents auteurs ont de plus constaté que, pour d'assez nombreuses classes de statistiques, la variance estimée par la méthode du Jackknife tend à être conservatrice. Autrement dit, sa prévision tend à être plus grande que la variance vraie, soit asymptotiquement soit pour toute taille d'échantillon  $n$ .

En revanche, une qualité essentielle de cette technique est la simplicité des procédures de calcul nécessitées.

Il est alors possible d'envisager l'édition des écarts-types estimés de la production moyenne estimée par bateau calculée dans chacune des zones pour un mois particulier. Or, la procédure de "redressement" introduite dans l'estimation par le Jackknife de l'écart-type dépend d'un tirage aléatoire et induit une modification du résultat d'un essai à un autre. On retiendra alors comme valeur la moyenne obtenue après cinq opérations d'estimation. Par ailleurs, la variabilité de l'estimation Jackknife de la variance augmentant quand la taille de l'échantillon diminue, l'exploitation de ces résultats n'est pas conseillée en deçà d'un certain seuil d'effectif. Au tableau 1 où sont présentées les estimations relatives aux productions pondérales moyennes unitaires dans le cas de la pêche du bar à la palangre, les valeurs qui ne représentent pas une information fiable figurent entre parenthèses.

Enfin, il peut s'avérer intéressant de consulter les valeurs prises par  $\hat{\theta}(b)$  et  $(\hat{\theta}(b) - \hat{\theta}(\cdot))$  afin d'identifier d'éventuelles données aberrantes ou de connaître la part prise par les différents bateaux de l'échantillon dans le calcul de la variance Jackknife (voir tableau 2 ).

### 3.2.2 - Le Bootstrap

Là encore, l'objectif est d'extraire des données observées les informations qui serviront à estimer la distribution de la statistique  $\hat{\theta}$ . L'estimation bootstrap de l'écart-type  $\sigma(F)$  est simplement évaluée en substituant à la distribution de probabilité inconnue  $F$  distribution empirique  $\hat{F}$  de l'échantillon observé ( $\hat{\sigma} = \sigma(\hat{F})$ ). Dans la pratique cette procédure nécessite la mise en oeuvre d'un algorithme de Monte-Carlo, chaque étape de ré-échantillonnage consistant en un tirage équiprobable avec

remise de  $a$  valeurs parmi les observations  $(x_1, \dots, x_n)$ . On définit ainsi, pour chaque tirage  $t$ , un "réplicat bootstrap  $\hat{\theta}^{*t}$ " relatif au nouvel échantillon  $(x_1^*, \dots, x_n^*)$  dans lequel certaines valeurs initiales sont présentes plusieurs fois et d'autres sont absentes.

L'expression de l'estimation de l'écart-type de  $\hat{\theta}$ , après  $T$  processus de ré-échantillonnage, est alors :

$$\hat{\sigma}_{\text{BOOT}} = \sqrt{(1-f) \frac{1}{T-1} \sum_{t=1}^T (\hat{\theta}^{*t} - \hat{\theta}^{*\cdot})^2} \quad \text{où} \quad \hat{\theta}^{*\cdot} = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \hat{\theta}^{*t}$$

Les remarques du chapitre précédent, quant à la nécessité de "redresser" l'échantillon et au terme de correction pour population finie, sont toujours valides. L'estimation Bootstrap est "corrigée" et tient compte du fait qu'une ou plusieurs observations peuvent provenir de navires "irréguliers" pour lesquels le nombre de ventes mensuelles est inconnu. Une valeur de ce paramètre leur est attribuée, prise au hasard parmi les valeurs observées pour les navires vendant régulièrement en criée. Par ailleurs, lorsque  $T$  tend vers l'infini,  $\hat{\sigma}_{\text{BOOT}}$  tend vers l'écart-type de la loi empirique  $\hat{F}$  des données.

Il a déjà été noté que les auteurs accordent en général une meilleure stabilité à l'estimation  $\hat{\sigma}$  bootstrap qu'à l'estimation  $\hat{\sigma}$  Jackknife.

La procédure de simulation Bootstrap présente également l'intérêt de permettre d'étendre le champ des investigations au-delà de l'estimation de la variance. Il est possible, par exemple, d'orienter le propos sur l'établissement d'un intervalle de confiance de  $\hat{\theta}$ . A ce niveau, il pourra paraître prudent de s'assurer de la bonne qualité de représentation des extrémités de la distribution en multipliant les itérations.

Pour illustration, la méthode du Bootstrap sera mise en oeuvre dans le cadre des estimations des productions moyennes annuelles de bar à la palangre, dans chacune des trois zones et pour l'ensemble du Mor-Braz. Il apparaît (tableau 3) que l'estimation de l'écart-type par la méthode du Jackknife est très voisine de celle obtenue par Bootstrap, bien que la performance du Jackknife semble se dégrader lorsque l'effectif de l'échantillon décroît.

Tableau 3 : Estimation de l'écart-type, par les méthodes Bootstrap et Jackknife, de la production moyenne (kg) estimée de bar pêché à la palangre, en 1985, dans les différentes zones et pour l'ensemble du Mor-Braz.

MOR-BRAZ (a=403 f=57 %)

nombre de tirages T	$\sigma_{BOOT}$	$\sigma_{JACK}^*$
100	12.5	14.5
500	11.0	
1 000	11.3	
2 000	11.4	
3 000	11.4	
4 000	11.6	
5 000	11.7	

ZONE OUEST (a=300 f=60 %)

nombre de tirages T	$\sigma_{BOOT}$	$\sigma_{JACK}^*$
100	12.3	17.7
500	12.9	
1 000	13.4	
2 000	13.8	
3 000	13.8	
4 000	13.8	
5 000	13.8	

ZONE NORD (a=19 f=28 %)

nombre de tirages T	$\sigma_{BOOT}$	$\sigma_{JACK}^*$
100	53.4	56.1
500	51.0	
1 000	51.4	
2 000	51.7	
3 000	52.2	
4 000	52.1	
5 000	51.8	

ZONE EST (a=84 f=62 %)

nombre de tirages T	$\sigma_{BOOT}$	$\sigma_{JACK}^*$
100	18.1	21.8
500	17.9	
1 000	18.0	
2 000	18.1	
3 000	18.1	
4 000	18.0	
5 000	18.0	

\* moyenne après cinq procédures d'estimation Jackknife avec "redressement"

Enfin, les histogrammes de fréquences des écarts entre l'estimation issue du  $t^{ième}$  tirage bootstrap et l'estimation initiale  $(\hat{\theta}^* - \hat{\theta})$ , après 5 000 retirages, sont construits dans les 4 cas envisagés (figure 4 ). Il s'est avéré que 1 000 replications ne suffisaient pas pour obtenir, avec une précision correcte, les queues de distributions. Ces histogrammes donnent l'allure de la loi de distribution empirique de  $\hat{\theta}$  et sont théoriquement centrés autour de 0 compte-tenu de la nature des valeurs compilées  $(\hat{\theta}^* - \hat{\theta})$ . Deux conclusions s'imposent :

- l'espérance des estimations bootstrap  $\hat{\theta}^*$ , coïncide approximativement avec la valeur de l'estimation  $\hat{\theta}$ ,

- les lois de distribution des statistiques définies dans les zones Ouest, Est et l'ensemble du Mor-Braz sont identifiables à des lois normales. Lorsque la taille de l'échantillon est réduite, l'histogramme de fréquence de la distribution présente une dissymétrie (cas de la zone Nord).

Ce dernier type d'information concernant la loi des statistiques a pour conséquence :

1) de pouvoir définir l'intervalle de confiance des estimations, au risque de première espèce  $\alpha$ , sous hypothèse de normalité, par :

$$I = [\hat{\theta} - t_{\alpha} \hat{\sigma}_{BOOT}, \hat{\theta} + t_{\alpha} \hat{\sigma}_{BOOT}]$$

où  $t_{\alpha}$  est la valeur de la loi de Student correspondant au risque  $\alpha$ .

Ainsi, au risque  $\alpha = 5 \%$ , dans le cadre d'une étude des tonnages moyens de bar, débarqués par les palangriers, à l'échelle d'une année, les conclusions sont les suivantes :

Dans le Mor-Braz	$\hat{\theta} = \bar{x} = 298 \text{ kg/navire}$	$I = [270, 326]$
Dans la zone Ouest	$\hat{\theta} = \bar{x} = 330 \text{ kg/navire}$	$I = [301, 359]$
Dans la zone Est	$\hat{\theta} = \bar{x} = 218 \text{ kg/navire}$	$I = [184, 251]$

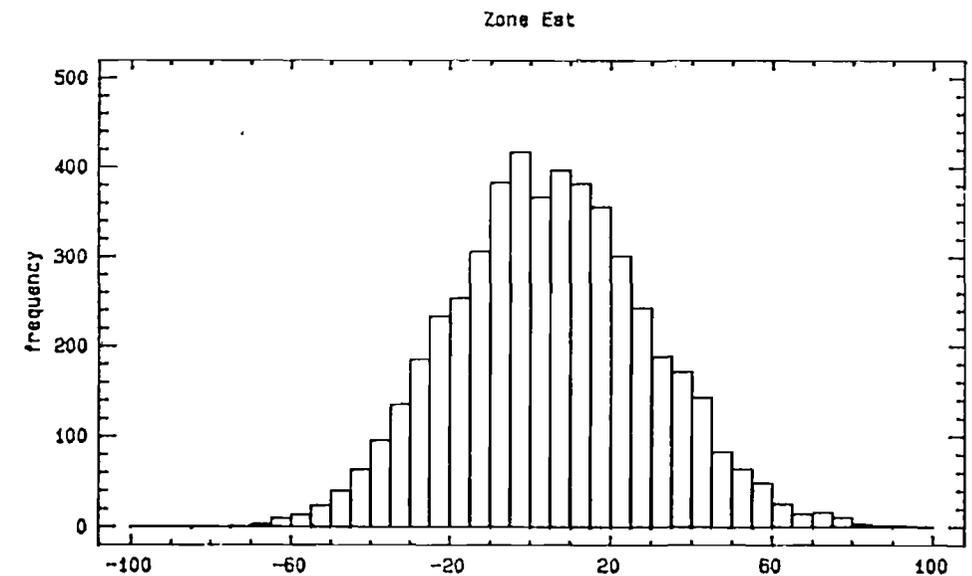
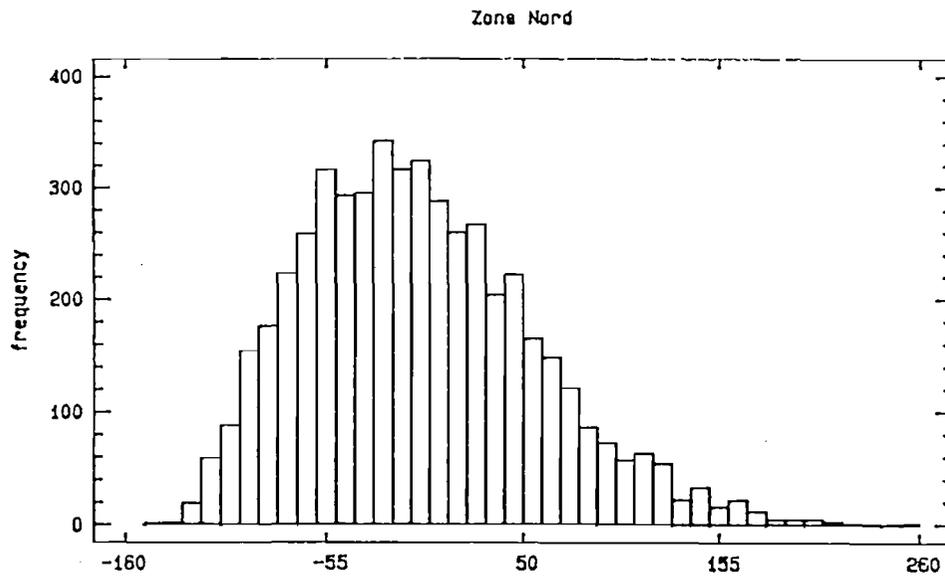
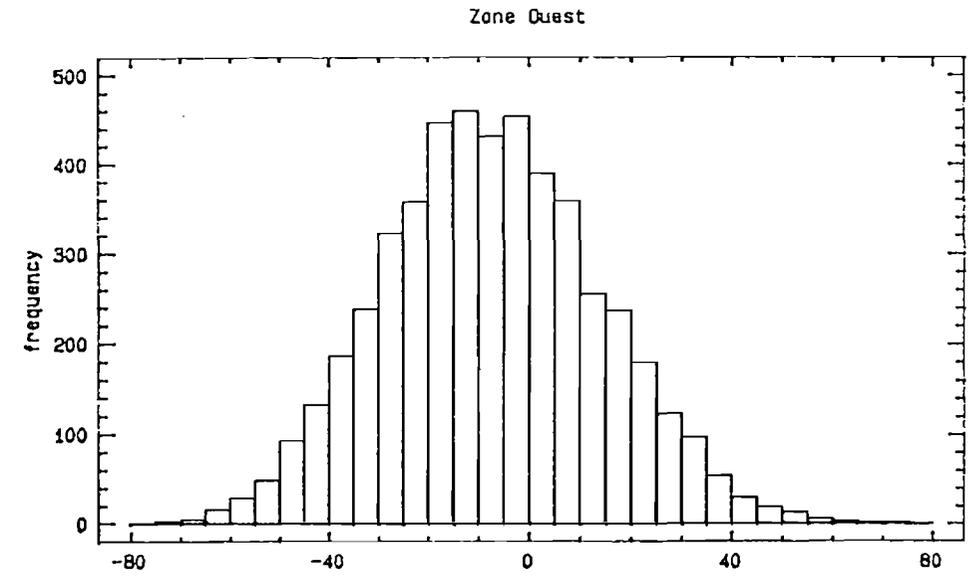
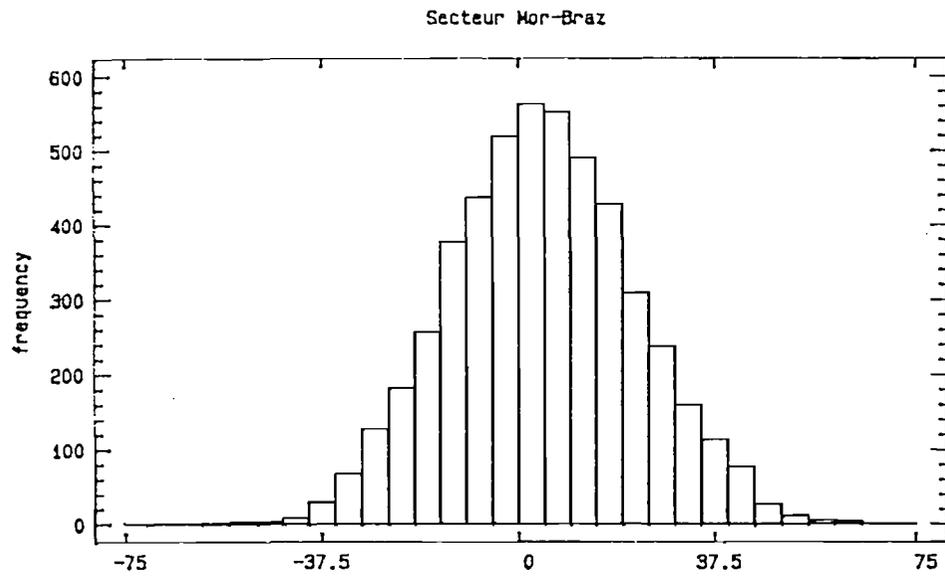


Figure 4 : Histogrammes de fréquence de 5000 répliquions Bootstrap comparées à l'estimation des productions pondérales unitaires annuelles (1985) de bar pêché à la palangre, en fonction du découpage géographique. ( axe des abscisses :  $\hat{\theta}^{*c} - \hat{\theta}$  ).

2) d'établir un intervalle de confiance non paramétrique par la méthode du pourcentage (EFRON, 1982), lorsque l'hypothèse de normalité est mise en défaut.

A partir des T simulations de la procédure de Monte-Carlo, cette démarche suppose que la proportion des valeurs  $\hat{\theta}^*$  inférieures ou égales à une quantité  $t_0$  donnée est une approximation de

$$\text{Prob.}(\hat{\theta}^* \leq t_0) \quad \text{notée} \quad \text{C\hat{D}F}(t_0)$$

Par analogie, l'intervalle de confiance du paramètre  $\theta$  est approché par :

$$[\text{C\hat{D}F}^{-1}(\alpha/2), \text{C\hat{D}F}^{-1}(1-\alpha/2)]$$

L'intervalle de la méthode du pourcentage est donc un intervalle correspondant à la proportion  $1-\alpha$  de l'aire de la distribution bootstrap .

Cependant même si cette méthode donne en général plus d'informations que l'utilisation naïve, dans le contexte sous-jacent, d'un intervalle  $(\hat{\theta} \pm t_\alpha \hat{\sigma})$  où  $t_\alpha$  est lu dans une table Normale ou de Student, EFRON remarque qu'elle conduit à des résultats assez irréguliers lors de simulations. A ce titre, lorsque l'estimateur bootstrap  $\hat{\theta}^*$  présente un biais par rapport à l'estimation  $\theta$ , cet auteur suggère une technique basée sur les pourcentages avec correction du biais.

Concrètement, l'intervalle de confiance approximatif du tonnage moyen de bar, débarqué par les palangriers de la zone Nord, donné par la méthode du pourcentage est, au risque  $\alpha = 5 \%$  :

$$[48, 291] \quad \text{avec} \quad \hat{\theta} = \bar{x} = 146 \text{ kg/navire}$$

### 3.3 - QUANTIFICATION DU RISQUE DE SOUS-ESTIMATION DE L'ESTIMATEUR SIMPLE.

La performance de l'estimateur retenu  $\bar{x} - R\bar{v}$  par rapport à l'estimateur simple  $\bar{x}_0$  sera mesurée par l'écart  $\varepsilon = \bar{x} - \bar{x}_0$ . En effet, la définition de l'estimateur complexe  $\bar{x}$  répondait au souci d'améliorer l'estimation des rendements moyens unitaires en limitant les risques de sous-estimation. La quantification de cet écart est présentée au tableau 4 , dans le cas de l'estimation des tonnages moyens annuels, suivant les zones géographiques.

	$\bar{v}'$	$\bar{v}$	$\bar{x}$	$\bar{x}_0$	E
Mor-Braz	11.17	8.80	298	235	63
Zone Ouest	11.97	9.37	330	258	72
Zone Nord	11.83	8.89	146	110	36
Zone Est	8.15	6.73	218	179	39

Tableau 4 : Estimations du nombre moyen de ventes et du tonnage de bar débarqué par palangrier, au cours d'une année (1985), en fonction du protocole d'évaluation adopté (moyenne simple ou en deux phases).

Il apparaît que le gain à attendre d'un protocole d'évaluation en deux étapes est important puisque, d'après ce tableau, la sous-estimation engendrée par  $\bar{x}_0$  serait de l'ordre de 27 %.

L'impact de la sous-estimation encourue en se fondant sur l'estimateur  $\bar{x}$ , n'est donc pas négligeable, non seulement pour l'estimation des rendements moyens unitaires mais aussi en regard de l'estimation de la production totale. Pour fixer les idées, une évaluation à partir de  $\bar{x}_0$  se traduirait par une "disparition" d'environ 45 tonnes de bar débarqué dans le Mor-Braz en 1985.

Ceci souligne l'intérêt dans le contexte analysé d'un estimateur tel que  $\bar{x}$ , même si sa nature complexe nécessite la mise en oeuvre de procédures de ré-échantillonnage. Dans la mesure où l'écart E est jugé important, le choix entre estimateur simple et double est évident. Cependant, d'autres situations pourraient conduire à un dilemme plus délicat entre risque de sous-estimation et complexité, ou encore entre la qualité désirée de l'estimation comparée au coût en procédures analytiques sous-jacent.

#### **4 - PRODUCTIONS TOTALES**

L'estimation  $\hat{Z}^{hk}$  de la production totale, en poids ou en valeur, dans la zone h et pour la période, s'obtient en effectuant le produit de la production moyenne estimée  $\bar{x}^{hk} - \hat{x}^{hk}$ , par navire et par mois, et de l'effort de pêche  $\hat{Y}^{hk}$ , évalué en nombre de navires x mois.

$$\hat{Z}^{hk} = \bar{x}^{hk} \times \hat{Y}^{hk}$$

ou pour simplifier les notations :

$$\hat{Z} = \bar{x} \times \hat{Y} \quad , \text{ pour la strate } h \times k$$

Nous ne reviendrons pas sur l'estimation de la production moyenne unitaire. En revanche, en ce qui concerne le critère de l'effort de pêche, deux cas de figure peuvent se présenter.

##### **4.1 - EFFORTS DE PECHE EXHAUSTIVEMENT CONNUS**

L'activité des navires du secteur étudié est entièrement connue. Dans ce cas, tous les calendriers de pêche de l'année de référence ont pu être reconstitués en répertoriant le (ou les) métier(s) pratiqué(s) mensuellement. Les informations disponibles pour l'année 1985 nous placent dans ce contexte. L'effort de pêche  $\hat{Y}^{hk}$ , en nombre de navires x mois, est alors déterminé exactement par simple cumul et se note  $Y^{hk}$ .

Cependant, la pertinence du nombre de navires ayant pratiqué un métier donné, un mois donné, extrait du fichier exhaustif d'activité, peut être discutée. Selon la démarche adoptée pour la collecte des calendriers de pêche, et en particulier suivant la source des informations recueillies, les dates du début et de la fin d'une activité particulière sont, en effet, plus ou moins justes. En revanche, le nombre total  $N_h$  de navires distincts ayant participé à la saison de pêche, relative au métier considéré, est une donnée beaucoup plus fiable. L'exemple du métier de tamis à civelle est, à ce titre, particulièrement révélateur.

Une procédure d'ajustement des efforts de pêche par l'effectif total  $A_s^h$  de navires distincts rencontrés au cours d'une saison peut alors être mise en oeuvre. Le principe est de pondérer ce total  $A_s^h$  par le rapport, établi sur le sous-ensemble des navires ayant vendu régulièrement en criée, de l'effort mesuré un mois  $k$  sur l'effectif de ces navires à l'échelle de la saison. Cette pondération rend compte du degré de participation mensuel à la saison de pêche. On notera  $\gamma^{hk}$  l'effort de pêche ajusté.

$$\gamma^{hk} = \frac{a^{hk}}{a^h_s} \times A_s^h$$

où  $A_s^h$  est le nombre de navires distincts de la population ayant participé à la saison de pêche,  
 $a^h_s$  est l'équivalent de  $A_s^h$  dans le groupe des "réguliers",  
 $a^{hk}$  est le nombre de navires "réguliers" ayant pratiqué le métier considéré au cours du mois  $k$ .

Si la référence temporelle est l'année  $\gamma^{hk}$  est la somme des douze valeurs d'effort mensuelles.

Les résultats pondéraux, chiffrés dans l'exemple de la pêche du bar à la palangre flottante par les palangriers, sont présentés sans ajustement des efforts au tableau 5, avec ajustement au tableau 6. Notre propos n'est pas d'analyser dans le détail ces valeurs relatives au cas précis de la pêche du bar. C'est pourquoi nous nous limiterons à quelques remarques d'ordre général.

- La collecte des calendriers de pêche auprès du personnel des stations des Affaires Maritimes rend probable les situations où l'activité d'un navire, un mois donné, est mal identifiée. Les résultats présentés au tableau 31 sembleraient alors sous-évalués. En revanche, la procédure d'ajustement, fondée sur le groupe des navires "réguliers" dont les différentes périodes d'activité sont en général assez bien situées, permettrait de mieux rendre compte du niveau réel des débarquements totaux de bar. Notons cependant que si la source de biais n'est plus seulement une imprécision sur les dates de début et de fin d'une activité saisonnière, mais une non-concordance métier/production pour les navires "réguliers", la procédure d'ajustement échoue.

mois	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	AN
//////////	Effort (nombre de navires par mois)												
Mor-Braz	22	10	18	50	76	83	89	89	92	71	57	49	706
Zone Ouest	21	9	13	36	54	55	60	59	61	53	44	38	503
Zone Nord	1	1	1	3	5	10	11	11	11	5	4	4	67
Zone Est	0	0	4	11	17	18	18	19	20	13	9	7	136
//////////	Tonnage total de bar estimé (tonnes)												
Mor-Braz	3.0	.0	0.1	3.4	19.5	22.7	19.2	26.1	40.9	39.1	17.2	26.2	210.4
Zone Ouest	2.9	.0	.0	3.2	19.0	15.1	11.6	18.1	30.2	31.7	14.2	23.2	166.0
Zone Nord	-	-	-	-	0.2	0.6	0.7	0.7	4.4	2.0	0.2	0.3	9.8
Zone Est	.0	.0	.0	0.2	1.2	5.1	5.8	6.4	5.0	3.8	2.9	1.5	29.6
//////////	Pourcentage de bar dans les débarquements connus												
Mor-Braz	64.5	.0	0.3	5.1	25.0	32.5	24.4	31.0	38.4	66.5	31.9	85.2	31.2
Zone Ouest	64.5	.0	0.3	10.8	59.2	55.2	38.2	45.5	54.5	68.3	35.1	85.8	48.2
Zone Nord	-	-	-	-	4.0	3.6	2.5	2.6	24.2	96.4	70.8	45.3	10.0
Zone Est	.0	.0	0.2	0.8	4.1	23.5	19.9	15.9	13.5	46.3	18.9	100.0	12.4

Tableau 5 : Estimation du poids total de bar débarqué par les palangriers, pratiquant le métier de palangre flottante, par mois et par zone géographique, les efforts de pêche étant évalués par simple cumul.

mois	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	AN
//////////	Effort (nombre de navires par mois)												
Mor-Braz	32	4	15	63	84	89	97	98	94	78	58	51	763
Zone Ouest	32	4	8	45	57	57	65	69	69	65	45	41	557
Zone Nord	0	0	0	0	6	11	11	11	11	6	6	6	68
Zone Est	0	0	7	18	21	21	21	18	14	7	7	4	138
//////////	Tonnage total de bar estimé (tonnes)												
Mor-Braz	4.4	.0	0.1	4.3	21.6	24.4	21.0	28.7	41.8	42.9	17.5	27.2	227.4
Zone Ouest	4.4	.0	.0	4.0	20.1	15.7	12.5	21.2	34.2	38.9	14.5	25.1	183.8
Zone Nord	-	-	-	-	0.2	0.7	0.7	0.7	4.4	2.4	0.3	0.4	9.9
Zone Est	.0	.0	0.1	0.4	1.5	5.9	6.7	6.1	3.5	2.1	2.2	0.9	30.1
//////////	Coefficient de variation estimé (%)												
Mor-Braz	16.5	-	66.7	17.4	11.9	8.4	8.1	11.7	13.7	13.7	25.2	18.1	4.9
Zone Ouest	15.8	-	93.3	17.1	10.4	9.4	10.5	11.9	14.2	14.3	28.2	16.5	5.4
Zone Nord	-	-	-	-	23.5	91.9	80.9	90.8	99.1	22.5	15.5	77.6	38.4
Zone Est	-	-	.0	36.5	22.2	11.3	13.8	15.3	40.7	102.7	70.0	.0	10.0

Tableau 6 : Estimation et coefficients de variation estimés du poids total de bar débarqué par les palangriers, pratiquant le métier de palangre flottante, par mois et par zone géographique, avec ajustement des efforts de pêche.

- La variance de l'estimation de la production totale s'établit, en utilisant les valeurs ajustées de l'effort de pêche, par:

$$\hat{V}(\hat{Z}) = \hat{Y}^{*2} \hat{V}(\bar{x}) \quad , \text{pour la strate } h \times k$$

puisque le critère de l'effort de pêche est issu d'un échantillonnage exhaustif. Ou encore :

$$c\hat{V}(\hat{Z}) = c\hat{V}(\bar{x})$$

Un résultat d'estimation des coefficients de variation est présenté en fin du tableau 32, lorsque la variance de  $\bar{x}$  est estimée par la méthode du Jackknife.

- La présentation des débarquements totaux par zone pouvant ne présenter qu'un intérêt réduit pour l'Administration maritime, le logiciel VALZA prévoit une redistribution des ces résultats selon le découpage administratif des quartiers maritimes. Une illustration d'un tel traitement, avec ajustement des efforts de pêche, est proposée au tableau 7 .

#### 4.2 - EFFORTS DE PECHE ESTIMES

Dans ce cas de figure, la procédure d'ajustement ne se justifie plus et l'estimation de la précision des productions totales estimées  $Z^{hk}$ , par zone  $h$  et par période  $k$ , doit tenir compte de la précision des deux grandeurs estimées  $\bar{x}^{hk}$  et  $\hat{Y}^{hk}$ . Les deux échantillonnages de la production moyenne  $\bar{x}^{hk}$ , d'une part, et de l'effort de pêche  $\hat{Y}^{hk}$ , d'autre part, sont entièrement déconnectés. En effet, le premier de ces plans de sondage repose sur l'utilisation des informations concentrées dans les criées, tandis que le second est conçu par enquête auprès des patrons pêcheurs (voir "Stratégies d'échantillonnage des activités de pêche dans le Mor-Braź"). Ainsi, pour une strate  $h \times k$  donnée :

$$\hat{V}(\hat{Z}) = \bar{x}^2 \hat{V}(\hat{Y}) + \hat{Y}^2 \hat{V}(\bar{x}) - \hat{V}(\bar{x})\hat{V}(\hat{Y})$$

ou

$$c\hat{V}^2(\hat{Z}) = c\hat{V}^2(\hat{Y}) + c\hat{V}^2(\bar{x}) - c\hat{V}^2(\bar{x})c\hat{V}^2(\hat{Y})$$

Considérons le cas précis de la pêche du bar à la palangre menée par les palangriers. Si le sondage des efforts de pêche repose sur un plan stratifié par zone et par type de navire, avec allocation optimale, le taux d'échantillonnage étant fixé à

mois	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	AN
//////////	Tonnage total de bar estimé (tonnes)												
Auray	4.4	.0	.0	4.0	20.1	15.7	12.6	21.2	34.6	39.2	14.5	25.2	184.7
Vannes	-	-	-	-	0.2	0.5	0.5	0.5	3.2	1.7	0.2	0.3	7.2
St Nazaire	.0	.0	0.1	0.4	1.5	6.1	6.9	6.2	4.3	2.5	2.3	1.0	31.9

Tableau 7 : Estimation du poids total de bar débarqué par les palangriers, pratiquant le métier de palangre flottante, par mois et par quartier maritime, avec ajustement des efforts de pêche.

mois	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	AN
//////////	Coefficients de variation estimés (%)												
Mor-Braz	31.2	22.8	18.4	15.6	31.7	23.4	18.5	35.0	61.4	75.5	76.6	96.8	15.5
Zone Ouest	31.2	22.8	22.8	19.7	37.1	26.4	21.7	37.4	70.5	86.1	90.8	100.9	18.8
Zone Nord	-	-	-	-	29.3	58.0	52.6	59.2	381.9	92.7	49.9	77.4	59.9
Zone Est	.0	.0	29.3	22.0	32.0	34.9	45.6	52.3	101.3	299.0	218.0	29.3	23.5

Tableau 8 : Coefficients de variation estimés de la production totale de bar, dans le cas de figure où les efforts de pêche sont évalués par échantillonnage aléatoire.

22.5 %, et lorsque les coefficients de variation de la production moyenne unitaire estimée sont évalués par la méthode du Jackknife, les précisions des estimations de la production totale de bar, mesurées par leur coefficient de variation, sont de l'ordre de 20 à 35 % (voir Tableau 8 ). Dans le détail, la qualité de ces estimations est très variable suivant la période et la zone considérées. Elle dépend, ici, essentiellement de la précision du critère de la production unitaire. Ceci n'est pas surprenant dans la mesure où l'échantillonnage des efforts de pêche, pour le métier de palangre, est optimisé (objectif :  $\hat{C}\hat{V}$  mensuel voisin de 10 % pour l'ensemble du secteur), contrairement à l'évaluation de  $\bar{x}$ .

Remarquons enfin que le logiciel de consultation VALZA ne permet pas, à l'heure actuelle, de traiter le cas du sondage des efforts de pêche. Sa conception prévoit cependant la possibilité d'y joindre un module supplémentaire répondant à cette éventualité. Les aspects d'optimisation, de sélection d'un échantillon et d'estimation des efforts font, par ailleurs, l'objet d'un certain nombre de programmes.

## **5- COMPLEMENT D'ECHANTILLONNAGE**

### **5.1 - CONTEXTE ET OBJECTIF**

Jusqu'à présent, l'analyse de la production du secteur d'activité de pêche du Mor-Braz, ne s'est fondée que sur l'observation d'une partie aisément accessible de la population (cf. Fig. 3 , ensemble "a"), soit l'ensemble des navires ayant vendu au moins une fois en criée. Un complément d'analyse intégrant la sous-population encore inexplorée (ensemble "A-a") des bateaux ne vendant jamais en criée est, par conséquent, envisagé.

Reprenons la partition de la population telle qu'elle a été proposée lors de la définition d'un estimateur performant. Schématiquement, la population des bateaux de pêche peut être scindée en trois groupes :

- Les unités débarquant régulièrement leur production en criée, ou étant, supposé le faire d'après les valeurs de leur nombre de ventes mensuelles (§ 2.1 )
- Groupe R -.

- Les navires dits "irréguliers" se présentant occasionnellement aux ventes en criée. - Groupe I -.

- Les navires préférant les circuits "hors criée", c'est-à-dire écoulant directement leur production auprès des mareyeurs, des restaurateurs, de poissonniers ou des touristes. - Groupe H -.

A cette répartition des navires en trois groupes R, I et H se superpose une distinction des ventes de ces navires selon leur appartenance au circuit "criée" ou hors "criée" (figure 5 ).

Ainsi les données "criée", à partir desquelles a été précédemment calculé la production unitaire  $\bar{x} - R \times \bar{v}$ , concernent les navires des groupes "R" et "I".

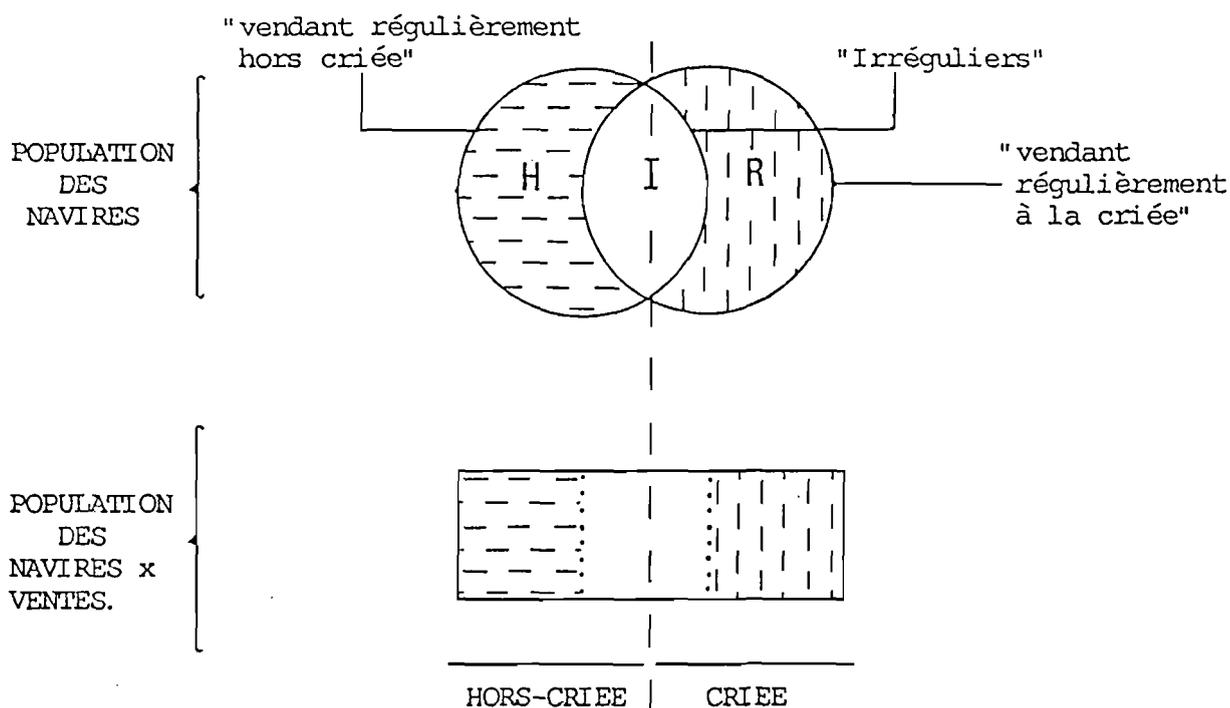


Figure 5 : Structuration des populations de navires et de (navires x ventes) .

groupe localisation	R	I	H
Houat / Hoedic	7	12	0
Belle - île	2	17	7
Quiberon	8	4	16
Zone Ouest	17	33	23

Tableau 9 : Répartition des navires de la zone Ouest entre les groupes R, I et H suivant leur localisation géographique.

Les données "hors criée", quant à elles, ont été collectées chez un mareyeur implanté à Quiberon (SCOMA). Il est à noter que le seul acheteur contacté ayant donné son accord sur le principe de notre enquête, pour l'année de référence 1985, est une structure de mareyage associée à une Organisation de Producteurs (PROMA). En revanche, la cessation d'activité d'un mareyeur stockant la majeure partie de la production des patrons de Belle-Ile, nous a privé d'une source d'information essentielle. Finalement, quatre navires du groupe H ont été "mesurés" et ont permis la constitution d'un échantillon de 26 unités navires x mois.

La question à résoudre est celle de la vérification de l'hypothèse de "bruit blanc" énoncé précédemment, c'est-à-dire l'hypothèse selon laquelle les navires vendant en criée (groupes R et I) sont représentatifs de l'ensemble de la population. Au-delà, il s'agit de vérifier que l'estimation établie à partir des données "criée" est comparable à celle que l'on peut désormais calculer à partir des données "hors criée".

Ce diagnostic sera approfondi en analysant l'impact de l'appartenance à un groupe (R, I ou H) par rapport à un autre sur les grandeurs mesurées; à savoir la production moyenne unitaire ( $\bar{x}$ ) et les deux critères intervenant dans sa formation : la production moyenne par vente ( $\bar{R}$ ) et le nombre moyen de ventes par unité ( $\bar{v}$ ).

Il est à rappeler que l'analyse est restreinte à un cas particulier et s'applique aux navires de type "palangrier" pratiquant le métier de "palangre flottante" ou "palangre à bar" (strate type x engin). Par ailleurs, le diagnostic sera limité à la zone géographique Ouest du secteur étudié, où la composante palangrière est particulièrement bien implantée.

Enfin, l'unité d'échantillonnage considérée est un bateau x mois, dans une strate période x zone x type x engin. La grandeur à estimer est la production moyenne de bar par unité. L'accent portera en particulier sur la valeur pondérable de cette production moyenne, à l'échelle annuelle. Les fluctuations mensuelles éventuelles du diagnostic ne seront donc pas envisagées. En effet, il semble préférable de privilégier, en terme de fiabilité, le diagnostic établi à partir de la totalité des informations disponibles.

## 5.2 - METHODE : TESTS D'HYPOTHESE

Les tests statistiques auxquels il sera fait appel doivent être compris comme des règles de décision conduisant à statuer sur une réalité inconnue en fonction de résultats expérimentaux plus ou moins probables sous les hypothèses émises. Il s'agira dans le cas présent, de tester si la valeur moyenne d'une grandeur mesurant l'activité de pêche du groupe H est égale à une valeur spécifiée.

Le modèle à tester est défini par l'hypothèse nulle :

$$H_0 : \mu = \mu_0$$

contre l'hypothèse alternative bilatérale :

$$H_1 : \mu \neq \mu_0$$

où  $\mu_0$  est une valeur certaine et  $\mu$  la moyenne dans la population estimée par  $\hat{\mu}$ .

L'observation porte sur un échantillon de  $a_H$  unités concernant des navires du groupe H et la moyenne empirique sur cet échantillon est notée  $\hat{\mu} - \bar{x}_H$ .

Pour valeur  $\mu_0$  on prendra la moyenne connue de façon certaine à partir des données "cristal". Ces données ne sont donc plus considérées comme issues d'un échantillonnage. Concrètement, suivant la visée du test  $\mu_0$  peut être la moyenne calculée à partir des données "cristal" ou la moyenne établie à partir des seuls navires du groupe R, ...

La statistique du test permettant de décider en faveur de  $H_0$  ou de  $H_1$  s'écrit :

$$S = \frac{\hat{\mu} - \mu_0}{s_{\hat{\mu}}}$$

avec  $s_{\hat{\mu}} = (1 - f_H) s / \sqrt{a_H}$

et  $f_H$  , le taux d'échantillonnage.

Sa mise en oeuvre suppose que :

- 1) la dispersion de la statistique mesurée est stable, c'est-à-dire que sa variance est indépendante de sa moyenne,
- 2) la variable aléatoire mesurée suit approximativement une loi Normale.

En considérant la taille  $a_H$  suffisamment importante de l'échantillon et en s'inspirant des résultats du paragraphe 3.2.2 illustrés par la figure 4, ce deuxième point peut raisonnablement être accepté.

Ainsi, sous  $H_0$ , le critère  $S$  suit approximativement une loi de Student à  $\nu = (a_H - 1)$  degrés de liberté, où  $a_H$  est le nombre d'unités échantillonnées.

Ce test  $t$  de Student est, en outre, réputé relativement robuste. Autrement dit, ses propriétés ne perdent que peu de leur optimalité hors du contexte strictement défini par les points 1) et 2). Cette appréciation doit cependant être nuancée. Si le seuil effectif s'avère peu différent du seuil nominal  $\alpha$ , face à un écart à la normalité, cela n'est plus vrai pour la puissance (GROS, 1988).

La règle de décision adoptée, dans le cadre d'un test bilatéral, est la suivante :

Si  $|S| > t_{\nu, \alpha/2}$  alors l'hypothèse nulle  $H_0$  est rejetée,

$t_{\nu, \alpha/2}$  étant lue dans une table de Student à  $\nu$  d.d.l., le risque de première espèce de repousser  $H_0$  quand l'hypothèse nulle est vraie étant fixé à  $\alpha$ .

### 5.3 - RESULTATS

1) La première question à traiter, celle de l'hypothèse de représentativité des navires vendant en criée, revient à tester l'hypothèse statistique nulle:

$$H_0 : \mu = \mu_0$$

où  $\mu = E(X_H)$  et  $X_H$  est la variable aléatoire production des unités navires  $x$  mois associées aux navires du groupe  $H$ ,

et où  $\mu_0 = 330 \text{ kg / unité}$

Les résultats numériques de la procédure de décision sont :

Hypothèses	$\mu_0$	$\hat{\mu}$	$s_{\hat{\mu}}$	$\nu$	$ S $	$t_{\nu, \alpha/2} \alpha = 5\%$	Décision
$H_0 : \mu = \mu_0$	330	197	39.28	25	3.38	2.06	$H_0$ rejetée
$H_1 : \mu \neq \mu_0$							

Le niveau de production moyenne par unité vendant régulièrement hors criée est donc significativement différent du résultat issu des données exhaustives "criée".

L'extrapolation des données "criée" à l'ensemble de la population ne reflète alors pas l'hétérogénéité entre les navires vendant régulièrement hors criée ou non. L'estimation  $\bar{x}$  est alors très probablement une estimation positivement biaisée de la production moyenne (de bar) unitaire, pour la population totale des navires de la zone Ouest, appartenant à la strate type x engin sélectionnée.

Remarquons que la variabilité de la variable  $x_H$  suggère de ne pas réduire la taille de l'échantillon en-deçà de 25 éléments. En effet, considérons la figure 6 illustrant la relation :

$$\Delta = \frac{(t_{\nu, \alpha/2} + t_{\nu, \beta})s}{\sqrt{a_H}} \times \sqrt{1 - \frac{a_H}{A_H}}$$

où

$$\Delta = \mu - \mu_0$$

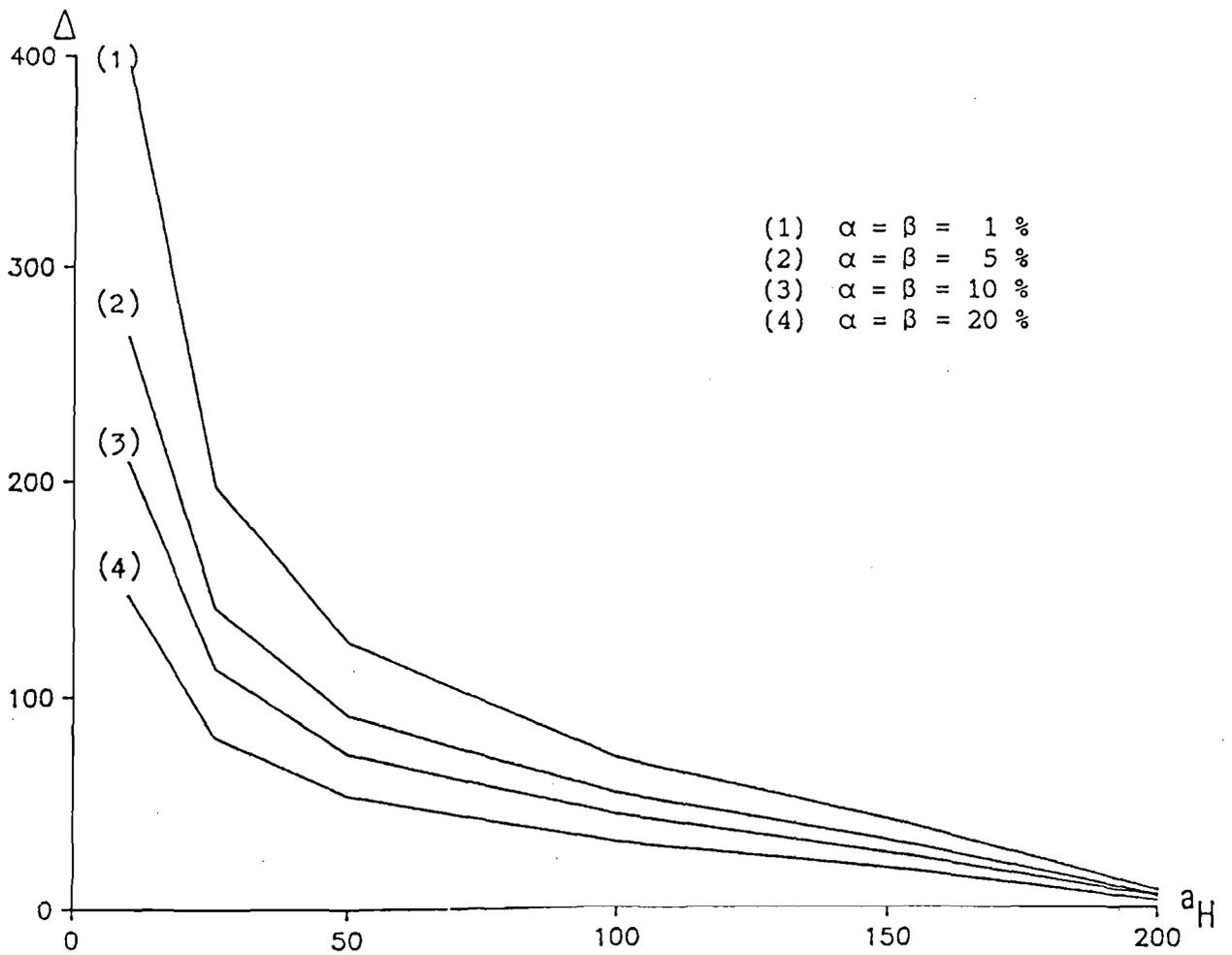
$s$  : l'écart-type de la variable aléatoire,

$A_H$  : le nombre total d'unités associées au groupe H,

$a_H$  : la taille de l'échantillon,

$t_{\nu, \alpha/2}$  et  $t_{\nu, \beta}$  les valeurs de Student à  $\nu$  d.d.l., aux risques de première espèce  $\alpha$  et de seconde espèce  $\beta$ .

Il apparaît sur cette figure qu'en-deçà de cette valeur  $a_H = 25$ , la détection d'un écart au plus égal à la valeur estimée  $\hat{\Delta} = \mu_0 - \bar{x}_H$  se traduit par une augmentation du risque de première espèce  $\alpha$  ( $> 5-7\%$ ) et / ou une diminution de la puissance du test  $1 - \beta$  ( $< 95\%$ ). Par ailleurs, si l'objectif est de pouvoir détecter un écart  $\Delta = 100$  kg, le nombre d'unités à échantillonner devrait passer d'environ 25 à 70 pour limiter les risques de première et de seconde espèces de 10 à 1 %.



**Figure 6** : Courbes isoriskues ( $\alpha = \beta = 1\%$ ,  $5\%$ ,  $10\%$  ou  $20\%$ )  
 donnant en fonction de la taille  $a_H$  de l'échantillon,  
 la valeur de l'écart  $\Delta = \mu - \mu_0$  minimal décelable.  
 ( $\mu_0 = 330$  kg/unité .  $\mu$  : production moyenne relative  
 au groupe H).

2) La deuxième question consiste à tester l'hypothèse nulle contre l'hypothèse selon laquelle les navires du groupe R ont un rendement (production moyenne/unité) supérieur à celui des navires du groupe H.

Le test statistique de ces hypothèses donne :

Hypothèses	$\mu_0$	$\hat{\mu}$	$s_{\hat{\mu}}$	$\nu$	$ S $	$t_{\nu, \alpha/2} \alpha = 5\%$	Décision
$H_0 : \mu = \mu_0$	412	197	39.28	25	5.47	2.06	$H_0$ rejetée
$H_1 : \mu \neq \mu_0$							

3) La troisième question s'énonce ainsi : le nombre moyen de ventes des unités associées au groupe R est-il inférieur au nombre de ventes des unités relatives au groupe H ? En effet, le premier de ces critères vaut 11.97. Une estimation du second fournit la valeur de 14.81.

Les résultats du test sont :

Hypothèses	$\mu_0$	$\hat{\mu}$	$s_{\hat{\mu}}$	$\nu$	$ S $	$t_{\nu, \alpha/2} \alpha = 5\%$	Décision
$H_0 : \mu = \mu_0$	11.97	14.81	1.16	25	2.45	2.06	$H_0$ rejetée
$H_1 : \mu \neq \mu_0$							

Or la décision aurait été d'accepter  $H_0$  au risque de 1ère espèce  $\alpha$  de 1 %. Cependant une réduction  $\alpha$  se répercutant en diminuant la puissance du test (toutes choses égales par ailleurs), on préférera mieux contrôler le risque de seconde espèce  $\beta$  en relâchant la probabilité de rejeter à tort  $H_0$ .

4) La quatrième question comporte deux volets et consiste à tester la significativité des écarts entre les valeurs de production moyenne par vente connues (ou estimées) pour chacun des groupes R, I et H.

Considérons tout d'abord la production unitaire par vente dans le groupe R,  $\mu_0 = 34.45$  kg, connue de manière certaine, comparée à la production par vente pour le groupe H estimée par  $\hat{\mu} = 13.31$  kg.

On obtient :

Hypothèses	$\mu_0$	$\hat{\mu}$	$s_{\hat{\mu}}$	$\nu$	$ S $	$t_{\nu, \alpha/2, \alpha = 5\%}$	Décision
$H_0 : \mu = \mu_0$	34.45	13.31	2.51	25	8.42	2.06	$H_0$ rejetée
$H_1 : \mu \neq \mu_0$							

Enfin, établissons un diagnostic équivalent entre la valeur estimée du paramètre sur le groupe H et son niveau connu à partir des données "criée" relatives au groupe I. La production moyenne par vente issue des informations de la criée, illustrant le rendement par marée des navires du groupe I, vaut  $\mu_0 = 17.92$ .

Les résultats au test sont les suivants :

Hypothèses	$\mu_0$	$\hat{\mu}$	$s_{\hat{\mu}}$	$\nu$	$ S $	$t_{\nu, \alpha/2, \alpha = 5\%}$	Décision
$H_0 : \mu = \mu_0$	17.92	13.31	2.51	25	1.84	2.06	$H_0$ acceptée
$H_1 : \mu \neq \mu_0$							

Ce qui ne signifie pas, en toute rigueur, que les navires des groupes H et I ont mêmes rendements par marée. Une telle affirmation doit être émise avec prudence. De plus, le diagnostic ne concerne pas la totalité des éléments associés au groupe I mais uniquement la portion des unités navires du groupe I x mois pour lesquelles existent des données "criée".

#### 5.4 - DISCUSSION

Ainsi il apparaît que la production unitaire pondérale de bar des navires de la strate type -palangrier x engin- palangre flottante, vendant de manière pratiquement systématique à la criée de Quiberon, est très significativement différente de celle des navires de la même strate vendant presque uniquement hors criée.

Cette différence réside essentiellement dans les niveaux de production moyenne par vente, plus forts pour les premiers que pour les seconds. Ce qui revient à dire que les rendements par marée des navires du groupe R sont en moyenne meilleurs que ceux des bateaux du groupe H.

En revanche, le nombre moyen de ventes par unité tend à compenser les écarts de rendements par marée. En effet, si les navires du groupe R ont une production par vente supérieure, leur nombre moyen de marées mensuelles est plus réduit que celui des navires du groupe H. La différence de ce dernier critère entre les deux groupes est cependant moins prononcée (seuil de significativité pour  $\alpha$  voisin de 2 %).

Notons également que le résultat du dernier test, généralisé à l'ensemble du groupe I, laisserait entendre que les navires vendant irrégulièrement en criée et les bateaux préférant écouler leur production en dehors du circuit de la criée sont comparables quant à leur niveau de production par vente (c'est-à-dire par marée, si chaque marée donne lieu à une vente). Il semble donc exister une certaine analogie entre les groupes de navires H ("hors criée") et I ("Irréguliers").

Cette dichotomie apparente du comportement des pêcheurs appartenant au groupe R d'une part, et à la réunion des groupes H et I d'autre part, repose sur une alternative entre le nombre de marées mensuelles et le rendement de chacune d'elles, sans qu'il y ait pour autant complète compensation. Il serait cependant hasardeux d'affirmer, compte-tenu de l'état de nos connaissances, qu'il y a contrepartie entre le nombre et la durée des marées.

L'appartenance d'un navire à un groupe (et donc la manière dont il développe son activité de pêche) aurait un lien avec sa longueur (en moyenne 8.13 m

dans le groupe R, 7.62 m dans le groupe I et 7.33 m dans le groupe H, de la zone Ouest), et dépendrait également de son port d'attache et de la proximité des points de vente (Tableau 9 ).

Si l'estimation de la production moyenne par navire et par mois, établie à partir des seules informations existantes au niveau des criées, ne semble pas un bon indicateur pour la population totale, ceci proviendrait de l'infirmité d'une hypothèse sous-jacente à la démarche suivie (figure 3 ). En effet, reprenons l'équation  $\bar{x} = R \times \bar{v}$  où  $\bar{v}$  est le nombre moyen de ventes par navire estimé à partir des bateaux vendant régulièrement à la criée. Cette décomposition revient implicitement à attribuer aux navires dits "irréguliers" un nombre moyen de ventes similaire à celui des navires du groupe R. Or l'analogie des groupes H et I d'une part, et la différence du nombre de marées entre les groupes R et H d'autre part, incite à corriger la procédure d'estimation.

Il y a tout lieu de penser qu'en complétant le jeu des données "criée" d'un protocole d'évaluation du nombre moyen de ventes des bateaux du groupe I, une réponse satisfaisante pourra être donnée au problème posé. Ce sondage complémentaire paraît, par ailleurs, raisonnablement envisageable, en ce sens que le problème d'accessibilité aux données ne se pose pas de manière aussi sensible pour ce type d'information que pour une donnée comme production (en poids ou en valeur). De plus, le coût d'un tel protocole pourrait être réduit en procédant à l'envoi de questionnaires, après identification d'une majorité des navires du groupe I à partir des données "criée".

Il est enfin à spécifier un certain nombre de remarques inhérentes au traitement qui a été proposé :

- La distinction des groupes R et I repose sur une sélection a priori, dépendante d'une appréciation personnelle.
- Le diagnostic a une portée limitée au seul cas défini. Ici, il concerne la production pondérale de bar des palangriers de la zone Ouest du Mor-Braz.
- Les diverses procédures de décision qui ont été envisagées sont fondées sur un nombre relativement réduit d'observations.

- De plus l'échantillonnage "hors criée", ne concernant que les données d'un seul mareyeur, n'est pas rigoureusement aléatoire. Il dépend beaucoup de la volonté des "enquêtés". Ainsi, les ventes directes auprès des poissonniers locaux, restaurateurs et consommateurs n'y sont pas représentées. Le problème de sa représentativité pour le groupe H est alors peut-être aussi important que celui de l'hypothèse à tester (représentativité des données "criée" pour la population totale). Autrement dit, le diagnostic émis est à considérer avec prudence et une reprise de la procédure sur la base d'un échantillon élargi serait à envisager.



## **Chapitre 2**

### **UN EXEMPLE : LE CONGRE DANS LE MOR BRAZ**



## 1-Méthode d'évaluation

Au terme d'une étude pilote menée sur l'année 1983, il apparaît qu'un certain nombre de critères de stratification doit être retenu. Le premier sera le métier et parmi les 18 métiers pratiqués par l'ensemble des navires, 5 activités de pêche capables d'expliquer la quasi totalité des débarquements de congre ont été conservés.

il s'agit de :

- la palangre à congre
- le caseyage à grands crustacés
- le chalutage de fond de pêche côtière, souvent présenté de façon abrégée par les lettres "CHPC"
- le chalutage de fond de petite pêche côtière, ou CHPPC et enfin,
- le chalutage de fond de petite pêche.

D'autres engins sont susceptibles de capturer le congre comme le filet par exemple; l'ensemble de leur contribution sera regroupé dans le terme "divers". Puis pour intégrer les possibles variations des rendements et des efforts de pêche selon la période de l'année ou selon la zone de pêche. les zones de pêche retenues sont celles mises en évidence par GONDEAUX, 1986):Zone OUEST, NORD et EST.

Les données disponibles auprès du comité local d'Auray, organisme gestionnaire de la criée de Quiberon, permettent une estimation des quantités totales débarquées par les navires de stations de Quiberon et de Belle Ile et donc de la Zone OUEST quelque soit le métier pratiqué pour l'année 1985.

En revanche, pour les zones NORD et EST, seules les données concernant les ventes réalisées à la Turballe ont pu être recueillies. Elles seront considérées comme un échantillon des ventes de l'ensemble des navires des deux zones. Les quantités totales débarquées seront obtenus par multiplication du nombre total de navires pratiquant un métier un mois donné par la capture moyenne mensuelle par bateau issue de l'échantillon.

Pourtant la mise en oeuvre opérationnelle de la méthode présentée ci dessus s'est heurtée à des difficultés matérielles importantes. Les informations auxquelles nous avons pu avoir accès auprès des deux criées constituent un volume de données considérable. Leur archivage et la mise au point d'un système d'exploitation pertinent à fait l'objet du chapitre précédent, cette partie sera en revanche consacrée à un essai de la méthode et à une mise en évidence des principales difficultés rencontrées.

Est ainsi constitué, chaque mois, un fichier contenant dans les niveaux 1 et 3 (1), une description de l'ensemble des navires en activité et du métier qu'ils sont censés avoir pratiqué pendant cette période. En pêche artisanale la tenue d'un livre de bord n'est pas obligatoire; les informations n'ont pu être acquises que par enquêtes. Ces dernières assurent une

(1) Identifiés par le premier caractère de l'enregistrement.



connaissance exhaustive de l'engin utilisé chaque mois par tous les patrons de la zone. Il faut néanmoins souligner que, faute de temps, nous n'avons pu interroger chaque patron. La connaissance de la flottille que peuvent détenir quelques professionnels d'une station maritime nous a paru suffisante.

Puis le cas échéant, lorsque des données issues d'une criée sont disponibles, des niveaux 6 supplémentaires sont réservés dans le fichier, au recueil des débarquements par espèce, du mois considéré. Il s'agit là d'une voie originale de constitution de bases de statistiques de pêche pour lesquelles jusqu'alors n'étaient enregistrés que les navires dont la production est connue.

Compte tenu de l'hétérogénéité des sources d'information, un test de la comptabilité de l'engin apparaissant dans les niveaux 3 et les espèces présentes dans les ventes, s'imposait. Pour rendre cette vérification automatique, la première étape fut la constitution d'un fichier contenant pour chaque engin une liste des espèces susceptibles d'être capturées, soit comme "cible", soit comme "accessoire". Dans ce dernier cas, il faut ensuite veiller à ce que les captures, sur la période considérée, ne dépassent pas un certain seuil à partir duquel l'espèce ne peut plus être considérée comme accessoire. Cette liste, ainsi que les seuils des espèces dites "accessoires", sont présentés en figure 7.

L'identification des débarquements douteux et leur stockage dans des fichiers intermédiaires pour correction nécessita la mise de programmes spécifiques écrits en FORTRAN 77 sous système d'exploitation GCOS et dont des listings sont disponibles en annexe 1.

Il apparaît un décalage manifeste entre les résultats de l'enquête et les débarquements effectivement réalisés par les professionnels, le pourcentage d'incompatibilité pouvant atteindre 30 % certains mois.

Dans la zone Ouest pour laquelle l'ensemble du congre mis à terre est vendu par l'intermédiaire de la criée, les corrections auxquelles il faut procéder ne posent pas de problème particulier. En revanche, il n'en est pas de même pour les navires des zones Est et Nord auxquels on affectera des productions moyennes mensuelles calculées à partir de quelques navires de la Turballe ; en effet, dans ce contexte, l'information concernant les navires ne vendant pas à la criée ne peut plus être considérée comme sûre.

Dans ce cas particulier, il apparaît plus prudent d'utiliser les quelques navires "connus" pour le calcul de deux estimations. Ils fourniront d'une part, un mois donné et pour le métier considéré, le pourcentage de navires effectivement actifs parmi ceux qui étaient supposés l'être, puis dans un second temps, la production moyenne par navire. La multiplication de ces deux termes par l'effectif total des navires paraît le meilleur reflet de l'activité réelle des navires.

La production  $P$  dans chacune des strates métier-zones-mois est donnée par :

$$P = N \times t \times \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n p_i$$

$N$  est le nombre total de navires de la strate

$t$  est le taux de navires effectivement en activité parmi ceux vendant en criée

$n$  est l'effectif des navires ayant vendu en criée le mois considéré

$p_i$  est la production du navire  $i$ .

Le calcul de la variance d'une telle estimation paraît difficile. En effet d'une part, en toute rigueur, l'échantillon utilisé ne respecte pas la condition de tirage aléatoire de chacune de ses unités. De plus, le double rôle qui lui est dévolu complique encore un éventuel calcul de variance du fait de la dépendance des deux estimations auxquelles il sert de support. Faute de temps, nous n'avons pas pu développer cet aspect ; il sera de toute façon largement repris par GONDEAUX (1988, à paraître).

## 2. Résultats et discussion

Successivement pour chacune des strates, tous les termes de l'équation développée ci-dessus, feront l'objet d'une présentation aussi synthétique que possible. Rappelons simplement en préambule que l'ensemble des estimations concerne l'année 1985. Dans les tableaux récapitulatifs, une colonne ne sera réservée aux taux de navires effectivement en activité parmi ceux vendant en criée (t) que lorsqu'une extrapolation à des navires autres est nécessaire.

Tous les calculs ont été réalisés grâce à un programme écrit par E. GONDEAUX, IFREMER Nantes.

La production totale, tous métiers et toutes zones pour l'année 1985 a été estimée à 700 tonnes. Les estimations de production par métier révèlent de fortes différences entre strates (Tab. 10).

La production relative des navires utilisant des palangres (78 %) apparaît d'emblée prépondérante par rapport au caseyage (9 %) ou au chalutage de petite pêche (2 %) et ce, pour les trois zones. De même, on constate l'importance de la zone Est qui représente à elle seule 60 % des débarquements totaux.

### 2.1 Le métier de palangre

Dans ce cas, (Tab. 11 et Fig. 8 ), on remarquera que seuls 6 bateaux vendent à la criée de La Turballe parmi les 20 recensés en zone Est. Leur assiduité un mois donné permet le calcul de  $t$  et donc d'une production totale. En revanche, en zone Ouest, la production est dans son intégralité vendue en criée de Quiberon. L'analyse des strates mensuelles indique le caractère saisonnier de la pêche à la palangre, l'activité étant maximale aux mois de Mars et Avril dans les zones Ouest et Nord et pendant la période s'étendant du mois de Février au mois de Mai pour la zone Est. Cette activité constitue, de fait, pour un grand nombre de navires, une activité complémentaire de la palangre à bar dont la pratique débute avec le réchauffement des eaux du mois de Mai. Il est tout de même curieux de constater dans ce contexte que les rendements sont également maximaux pendant les mêmes périodes.

## 2.2 Le caseyage à grands crustacés

L'estimation des captures issues du caseyage est plus problématique. On constate, à la lecture du tableau **12**, que pour partie, le congre capturé ne passe pas en criée ; il est directement utilisé par l'équipage des navires comme appât pour la journée de pêche suivante. On peut également craindre que les productions moyennes par navires soient légèrement surestimées ; en effet, l'espèce ne fait l'objet d'un étalage sous criée que lorsque les prises atteignent des volumes suffisants et elles ne sont alors pas utilisées comme appât. Nous les avons néanmoins conservés faute d'autres indications. Là encore, une analyse de la sensibilité des résultats acquis doit permettre de juger de leur validité. Il faut néanmoins garder à l'esprit que les productions liées au caseyage sont faibles devant celles de la palangre à congre.

Leurs variations mensuelles (Fig. **9**.) ne montrent pas de tendance définie et confirment ainsi la caractère accessoire de l'espèce pour l'engin utilisé. L'absence de capture, des mois de Novembre à Février, s'explique par la reconversion quasi totale des navires vers le casier à crevettes roses.

## 2.3 Le chalutage

Les débarquements liés à l'activité de chalutage de pêche côtière en zone Ouest sont stables tout au long de l'année (Tab. **13** et Fig. **10** ). La désaffectation d'une partie des navires pour ce type de chalutage pendant les mois hivernaux s'explique par l'ouverture pendant cette période d'un gisement de coquilles Saint Jacques exploité à la drague. Les rendements apparaissent supérieurs en début et fin d'année. Ceci s'explique sans doute, de la part des navires, par une recherche plus systématique du poisson pendant ces périodes, alors que l'été, l'exploitation est plus centrée sur la langoustine.

La production de congre au chalutage de petite pêche côtière n'est significative qu'en zone Est et paraît plus importante en hiver et au printemps ; enfin les quantités issues du chalutage de petite pêche restent faibles quel que soit le mois ou la zone considérés (Tab. **14** et **15** ; Fig. **11** et **12**).

#### 2.4. Les métiers divers

Les productions issues de ce type d'activité ne fera pas l'objet d'une présentation détaillée, bien que la production qu'elle réalise représente 6 % des débarquements totaux. En zone Nord, les 12 tonnes débarquées résultent de l'activité de petits navires très polyvalents utilisant principalement des filets. En zone Ouest, en revanche, les 21 tonnes produites sont dues à 2 navires de 13 mètres spécialisés dans l'utilisation du filet.



Zone	Bao Congre	Caseyage à gros crustacés	Chalut pêche côtière	Chalut pte pêche côtière	Chalut petite pêche	Divers	Total
OUEST	171 567	41 713	3 522	-	386	12 365	228 953 (39) 33
NORD	31 156	-	-	1 140	8 232	6 433	46 961 (7)
EST	341 528	20 559	9 874	27 492	4 818	20 515	424 786 (60)
TOTAL	544 251 (78)	61 672 (9)	13 396 (2)	28 632 (4)	13 436 (2)	39 313 (5)	700 700

Tableau 10 Estimation de la production de congre par strate métier x zone dans le Mor Braz pour 1985.

(%) Les pourcentages sont entre parenthèses.

	MOIS	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	TOTAL
Zone OUEST	N	11	16	20	21	16	13	12	11	11	15	16	9	
	n	11	16	20	21	16	13	12	11	11	15	16	9	
	p	800	1 023	1 766	1 347	742	1 069	778	992	971	455	1 065	581	
	P	8 800	13 368	35 320	28 287	11 872	13 897	9 336	10 912	10 681	6 825	17 040	5 229	171 567
Zone NORD	N	-	3	3	2	2	-	-	-	-	-	-	-	
	n					zone Est								
	p					zone Est								
	P	-	6 696	8 562	11 128	4 770	-	-	-	-	-	-	-	31 156
Zone EST	N													20
	P	2 525	2 232	2 854	5 564	2 385	1 912	539	1 613	1 378	589	82	132	
	t	0,33	0,5	1	1	1	1	1	0,33	0,66	0,17	0,17	0,17	
	n	2	3	6	6	6	6	6	3	4	1	1	1	6
P	17 675	22 370	57 080	111 260	47 700	38 240	10 780	16 130	17 914	1 767	246	396	341 528	
TOTAL P		26 475	42 384	100 962	150 695	64 342	52 137	20 116	27 042	28 595	8 592	17 286	5 625	544 251

Tableau 11 : Production issue de l'utilisation de palangre à congre.

	MOIS	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	TOTAL
Zone OUEST	N	11	12	32	33	37	40	39	38	37	35	31	20	
	n	-	-	3	5	5	4	3	6	4	6	2	3	
	p	-	-	1 586	711	22	965	1 040	896	1 049	373	-	-	
	P	-	-	4 768	2 277	259	7 120	11 856	5 586	5 957	3 290	-	-	41 113
Zone EST	N	-	-	16	17	16	17	17	17	16	-	-	-	
	n	-	-	1	1	1	1	1	1	1	-	-	-	
	p	-	-	78	160	172	95	48	-	713	-	-	-	
	P	-	-	1 248	2 720	2 752	1 615	816	-	11 408	-	-	-	20 559
	TOTAL	-	-	6 016	4 997	3 011	8 735	12 672	5 586	17 365	3 290	-	-	61 672

Tableau 12 : Production issue du caseyage à grands crustacés.

MOIS	Zone OUEST												TOTAL
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	
N	2	2	3	6	10	4	4	9	4	8	9	11	
P	55	99	59	49	38	24	29	29	18	32	77	79	
P	110	198	177	294	380	96	116	261	72	256	693	869	3 522
n	2	2	3	6	10	4	4	9	4	8	9	11	
N	16	16	17	20	20	20	19	19	19	15	14	15	
P	880	1 584	1 003	980	760	480	551	551	342	480	1 078	1 185	9 874
n					zone Ouest								
TOTAL	990	1 782	1 180	1 274	1 140	576	667	812	414	736	1 771	2 054	13 386

Tableau 13 : Production de congère issue du chalutage de pêche côtière  
Mor Braz 1985.

MOIS	Zone OUEST												TOTAL
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	
N	1	4	4	4	4	2	3	3	3	4	4	3	
n	1	-	-	1	1	1	1	1	2	1	1	1	
p	-	-	-	-	-	49	9	-	48	15	9	7	
P	-	-	-	-	-	98	27	-	144	60	36	21	386
N													48
n	3	4	4	6	6	6	6	6	6	4	3	3	6
t	0,5	0,67	0,67	1	1	1	1	1	1	0,67	0,5	0,5	
p	67	67	10	11	4	3	10	1	6	19	17	61	
P	1 608	2 144	320	528	192	144	480	48	288	608	408	1 464	8 232
Zone EST													
N													24
n	2	2	2	5	5	4	5	6	6	6	6	5	7
p	30	36	30	4	7	12	4	32	24	16	47	72	
P	210	252	210	68	119	168	68	672	504	336	987	1 224	4 818
TOTAL	1 819	2 396	530	596	311	410	575	720	936	1 004	1 431	2 709	13 436

Tableau 14 : Production issue du chalutage de petite pêche.

	MOIS	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	TOTAL
Zone NORD	N													5
	n	2	2	2	2	2	2	2	2	2	2	2	2	
	p	42	12	5	18	39	6	-	9	1	6	34	58	
	P	210	60	25	90	195	30	-	45	5	30	170	290	1 140
	t	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	
Zone EST	N													32
	N	24	25	25	25	25	23	23	23	24	25	25	25	26
	p	153	108	97	95	35	42	32	54	45	41	86	159	
	P	4 437	3 240	2 910	2 850	1 050	1 134	864	1 458	1 305	1 271	2 666	4 293	27 492
	t	0,92	0,96	0,96	0,96	0,96	0,88	0,88	0,88	0,92	0,96	0,96	0,96	
	TOTAL	4 647	3 300	2 935	2 940	1 245	1 164	864	1 503	1 310	1 301	2 836	4 583	28 632

Tableau 15 : Production du chalutage de petite pêche côtière.

Engin	Espèce	Seuil	Engin	Espèce	Seuil	Engin	Espèce	Seuil	Engin	Espèce	Seuil
111	5401 Moule	0	310	3999 Divers	0	512	3121 Sole	0	931	3309 Bar	30
pêche à pied	5603 Palourde	0				treuil	3309 Bar		934		
			321	3202 Merlu	0		3350 Vieille	0	Chalut de	3502 Mareng	100
200	4701 Pouce pied	0	Palangre de	3211 Merlan	0		3399 Divers	0	fond (1)	3504 Sardine	100
Ceuillette			Fond	3302 Congre	0		4301 Homard	0		3807 Aiguillat	100
				3399 Divers			4303 Langouste	0		4310 homard	10
							4399 Divers	0			
215 balais	4501 Crevette	0	322	3211 Merlan	0				932		
	rose		Palangre	3213 Lieu jaune	0	612	2299 Civelle	0	942	3213 lieu jaune	40
			flottante	3216 lacaud	0	lamis			Chalut		
220	3213 Lieu jaune	0		3309 Bar	0				pélagique (1)		
ligne	3216 lacaud	0		3348 Dorade rose	0	622	3417 Atherine	0			
	3309 Bar	0		3999 Divers	0	Carrelet	3999 Divers	0			
	3348 Dorade rose	0									
	3358 Vieille	0									
	3999 Divers	0	611	2401 Alose	0	724	3415 Mulet	0			
			filet droit	2501 Lamproie	0	Bolinche	3417 Atherine	0			
241 Casier	4501 Crevette	0		3121 Sole	0		3502 Mareng	0			
crevette	rose			3302 Merlu	0		3504 Sardine	0			
				3213 Lieu jaune	0		3599 Divers	0			
				3309 Bar	0		3999 Divers	0			
				3341 Rouget	0						
242 Casier	4201 Tourteau	0		3358 Vieille	0	814					
crabe	4204 Araignée	0		3376 Baudroie	0	815	3114 Flet	0			
	4208 Etrille	0		3401 Orphie	0	Drague	3115 Plie	0			
	4299 Divers	0		3415 Mulet	0		3121 Sole	0			
	4301 Homard	0		3417 Prêtre	0		3999 Divers	0			
				3813 Haie	0		3999 Divers	0			
				3814 Haie	0		5401 Moule	0			
244 Casier	5701 Seiche	0		3815 Haie	0		5603 Palourde	0			
seiche				3821 Haie	0		5604 Coque	0			
				3892 Divers raiz	0		5605 Vernis	0			
				3999 Divers	0		5899 Divers	0			
				4204 Araignée	0						
246 Bosselle	2201 Anguille	0									
310 Ligne de	3213 Lieu jaune	0									
traîne	3309 Bar	0									
	3348 Dorade rose	0									
	3705 Maquereau	0									

Figure 7 : Constitution du fichier permettant les tests de compatibilité.

(1) Pour le chalutage, ne sont indiquées que les espèces soumises à seuil.

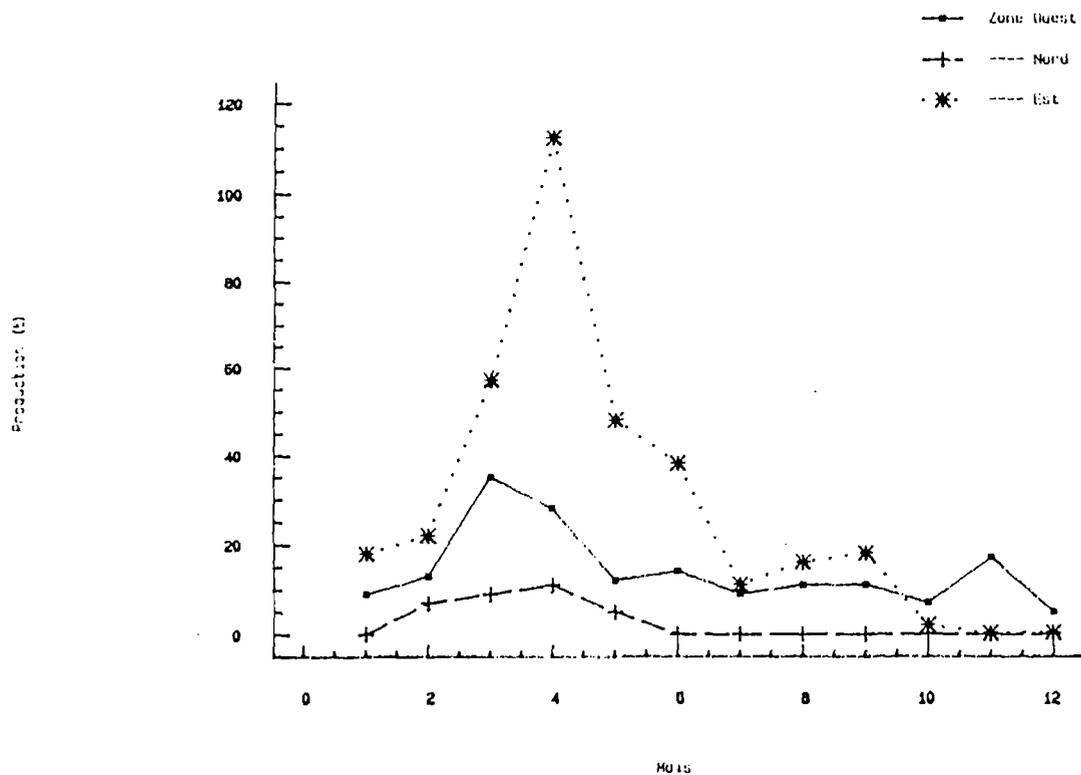


Figure 8 : Evolution de la production de navires utilisant des palangres en 1985.

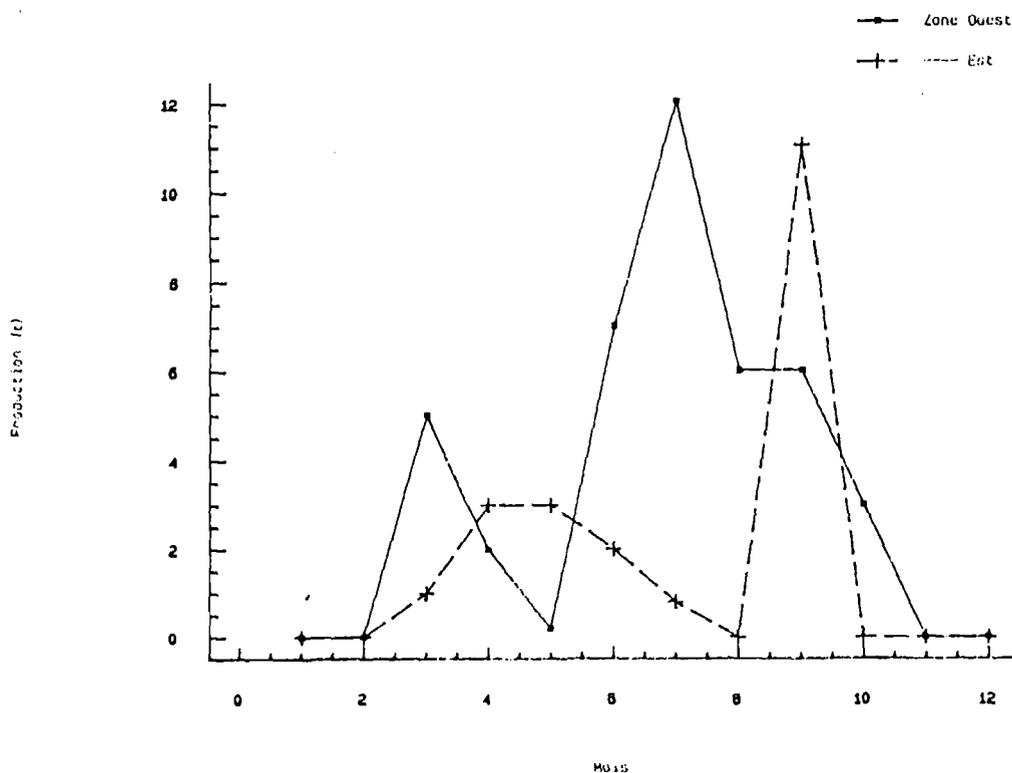


Figure 9 : Evolution mensuelles des captures réalisées au casier (1985).

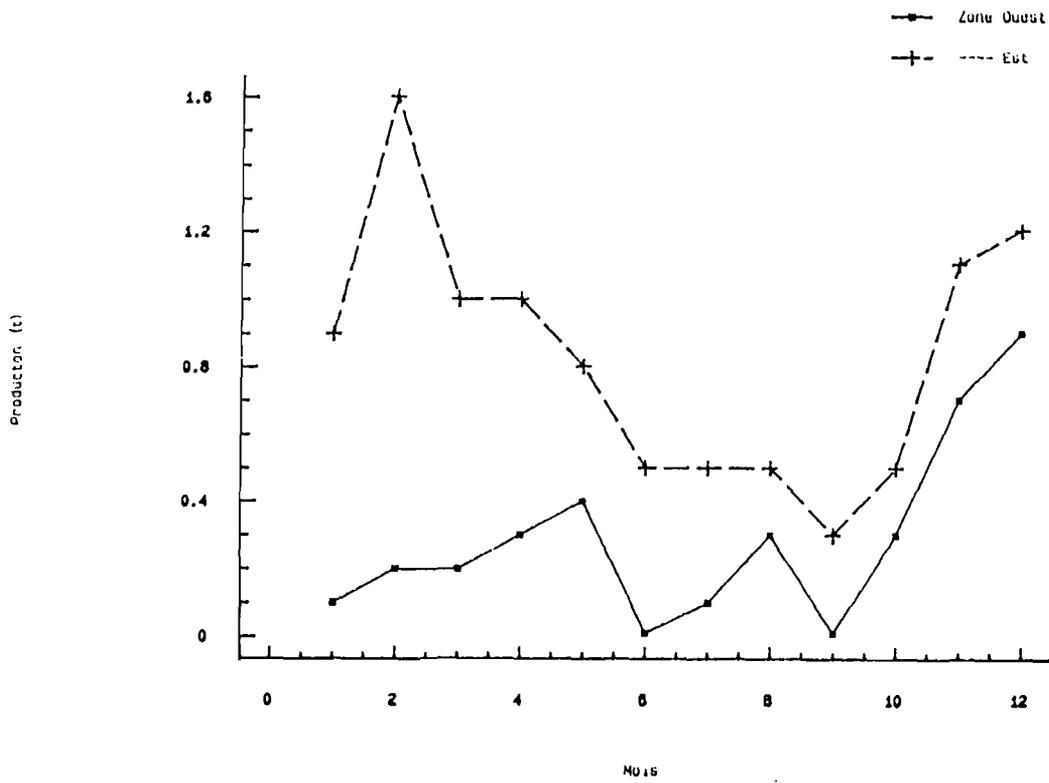


Figure 10 : Evolution mensuelles de la production du chalutage de pêche côtière.

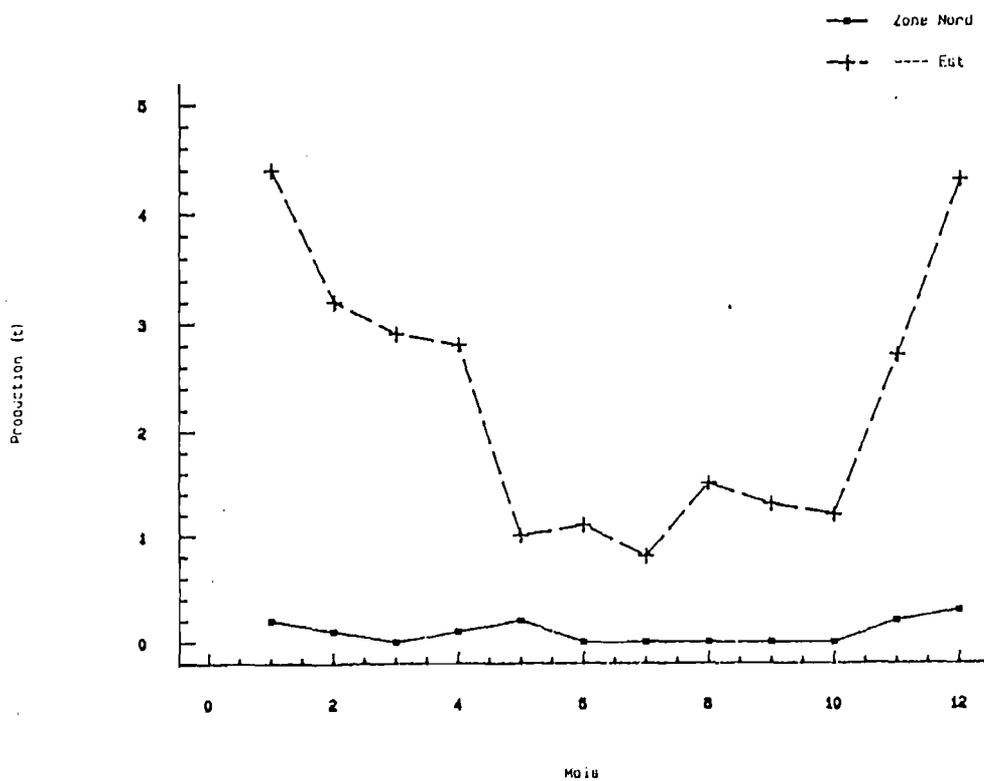


Figure 11 : Evolution mensuelle des captures du chalutage de petite pêche côtière.

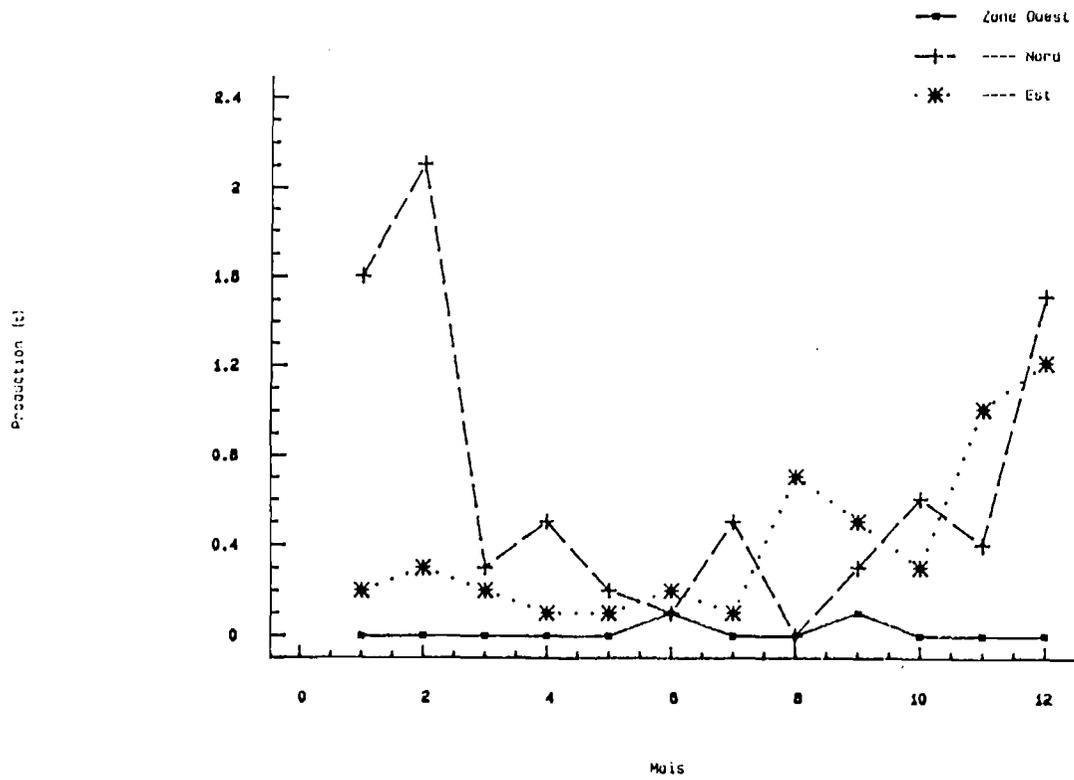


Figure 12 : Le chalutage de petite pêche : Evolution mensuelle des apports (1985).

## CONCLUSIONS

L'utilisation exclusive des informations concentrées au niveau des criées constitue une alternative aux plans d'échantillonnage aléatoire de la production par unité d'effort, dans une pêcherie artisanale côtière. Cette direction d'investigation a pu être explorée dans le Mor Braz où trois criées sont implantées. Il en ressort que:

- ce type de données est impropre au traitement d'un certain nombre de cas. En effet certains types de navires comme les pluri-actifs, ou certains métiers, comme le tamis à civelle, y sont mal ou pas représentés. Ainsi le recours systématique aux données de criées n'est pas envisageable et les protocoles de sondage orientés seront parfois inévitables.
- la représentativité, sur la population, de l'estimation obtenue à partir des informations agrégées pourrait être satisfaisante dans la mesure où serait conçu un échantillonnage complémentaire du nombre de marées mensuelles.
- la nature de l'estimateur de la production moyenne unitaire est complexe. Outre l'énoncé d'une hypothèse de travail relativement forte, la nécessité est apparue de faire appel, pour l'estimation de sa variance, aux techniques de ré-échantillonnage, en adaptant ces protocoles d'évaluation aux caractéristiques de l'estimateur. Pourtant ces techniques sont peu satisfaisantes lorsque le nombre d'individus de l'échantillon est faible, en particulier pour la plupart des estimations mensuelles. Enfin une des techniques, le "jackknife" a tendance à sur-estimer la variance de l'estimateur et à présenter une variance plus forte que l'autre technique le "bootstrap". En revanche les calculs requis pour la première de ces techniques sont beaucoup moins lourds que pour la seconde.
- les moyens qui permettraient de s'affranchir de tout risque de biais, en assurant le caractère aléatoire de la sélection, sont onéreux. L'avantage de la restriction aux seules données concentrées est donc essentiellement une économie de temps d'enquête et de taille d'une équipe d'enquêteurs.

D'un point de vue pratique, la méthodologie discutée a été appliquée à la production de bar dans le Mor Braz. L'accent a été porté en particulier sur la composante palangrière exploitant ce stock. La valeur donnée par les statistiques officielles est de 28 % inférieure à l'estimation obtenue. Dans le cas du congre, l'utilisation de données concentrées permet d'obtenir pour chaque métier une image des débarquements à partir de quelques navires. C'est une étape préalable indispensable permettant un bilan des données disponibles à moindre coût et qui peut dans certains cas éviter d'avoir recours à des stratégies d'échantillonnage coûteuses.

Il faut rester néanmoins, conscient du biais des estimations obtenues compte tenu du caractère non aléatoire de la constitution de l'échantillon. Ceci reste un problème important qu'il convient d'approfondir et en tout état de cause, les chiffres issus de l'application de la méthode proposée ne doivent être considérés que comme des ordres de grandeurs.



BIBLIOGRAPHIE :

- BERTIGNAC M. 1987. L'exploitation du bar (*Dicentrarchus labrax*) dans le Morbras (Bretagne Sud) . Thèse de Doctorat d'Ingenieur, E. N. S. A. R. , Univ. de Rennes I, 235p.
- EFRON B. 1982. The Jackknife, the bootstrap and other resampling plans. CMBS-NSF, Regional Conferences series in applied mathematics n°38, SIAM Ed., Philadelphia, Pennsylvania, 92 p.
- EFRON B. & GONG G. 1983. A leisurely look at the Bootstrap, the Jackknife and Cross-validation. Amer. Stat., 37(1), 36-48.
- ESCOUFIER Y. 1973. Le traitement des variables vectorielles. Biometrics 29, 751:760.
- GOODMAN L. A. 1960. On the exact variance of products. Amer. Stat. Assoc. J., December, 708-713.
- GROS P. 1988 . Bases statistiques de la stratégie de surveillance du milieu marin. Détection de l'impact induit par l'aménagement du littoral. Présenté pour publication des Rapp. Scient. Tech. de l'IFREMER, 100 p.
- HOLLANDER M. & WOLFE D. A. 1973 . Non parametrical methods. John Wiley & Sons , New York, London, Sydney, Toronto, 491 p.
- LAUREC A. 1977. Analyse et estimation des puissances de pêche. J. Cons. Int. Explor. Mer, 37(2) : 173-185
- LAUREC A. et LE GUEN J. C. , 1981 . Dyanmique des populations marines exploitées. Tome I. Concepts et modèles. Rapp. Scient. Tech. du CNEXO, 45, 118 p.
- LAUREC A. et PERODOU J. B. 1987. Regards statistique et informatique sur l'analyse des puissances de pêche et des abondances apparentes. C. I. E. M.
- LEBART L. , MORINEAU A. et FENELON J. P. 1979. Traitement des données statistiques. Méthodes et programmes. Dunod, Paris, 510 p.

MILLER R. G. 1974 . The Jackknife - a review. *Biometrika*, 61(1) : 1-15.

MOOD A. M. , GRAYBILLE A. & BOES D. C. 1974. Introduction to the theory of statistics. Third edition, McGraw-Hill, Kogakusha, 556 p.

PERODOU J. B. 1988 . Analyse des puissances de pêche et abondances apparentes en Mer Celtique. Rapport IFREMER. DRV-88-004-RH/LORIENT. 47 p.

ROBSON D. S. 1966. Estimation of the relative fishing power of individual ships. Res. Bull. Int. Comm. N. W. Atlant. Fish. , (3) : 5-14.

STEEL G. D. S. & TORRIE J. H. 1980. Principles and procedures of statistics. A biometrical approach. Second edition , McGraw-Hill, Kogakusha, L. T. D. , 633 p.

Annexe 1 : Programme ESPZA assurant une vérification des compatibilités entre les engins et les espèces capturées.

```

10      PACKAGE ESPZA
20      PROGRAM ESPZA
30 C
40      CHARACTER*100 CH1,CH2,CH3(20),CH5(20),CH6(200),IABPUN
50      CHARACTER*40  FICZA,CURZA,PROPRE
60      CHARACTER*1  CREP
70      INTEGER  QENTIL(20,20),ENG(20),ESP5(20),ESP6(200),LSP0,ENGO
80      DIMENSION  IABS(200),INDICC(200)
90      REAL  PAID5(200),PD(200)
100     LOGICAL  DEB,FIN,LEX
110 C
120     COMMON  CH1,CH2,CH3,CH5,CH6,I03,I05,I06
130 C
140     OPEN(5,FILE='SPECIAL=GRAPHIC')
150     OPEN (10,FILE='LORI.KIRUOL.GRANGE..ENGLSP')
160     OPEN (20,ACCESS='DIRECT',RECL=12)
170 C
180 C  Fichier ZA
190 1000 WRITE (*,9001)
200     READ (5,'(A)')FICZA
210     IF (FICZA.LU.'$') STOP
220     INQUIRE (FILE=FICZA,LX151=LEX)
230     IF (LEX) THEN
240         OPEN(30,FILE=FICZA,STATUS='OLD',ACCESS='SEQUENTIAL')
250         ELSE
260             WRITE(*,9006)
270             GOTO 1000
280         ENDF
290 C
300 C  Fichier de Resultat
310 1010 WRITE (*,9003)
320     READ (5,'(A)')CORZA
330     INQUIRE (FILE=CORZA,EXIST=LEX)
340     IF (LEX) THEN
350         WRITE(*,9004)
360         READ (5,'(A)')CREP
370         IF (CREP.NE.'0')THEN
380             GOTO 1010
390         ELSE
400             OPEN (40,FILE=CORZA,STATUS='OLD',ACCESS='SEQUENTIAL')
410             ENDF
420             GOTO 1020
430         ELSE
440             WRITE(*,9005)
450             OPEN(40,FILE=CORZA,STATUS='NEW',ACCESS='SEQUENTIAL')
460             ENDF
470 C
480 C  Fichier "Propre"
490 1020 WRITE (*,9002)
500     READ (5,'(A)')PROPRE
510     INQUIRE (FILE=PROPRE,EXIST=LEX)
520     IF (LEX) THEN
530         WRITE(*,9004)
540         READ (5,'(A)')CREP
550         IF (CREP.NE.'0')THEN
560             GOTO 1020
570         ELSE
580             OPEN (45,FILE=PROPRE,STATUS='OLD',ACCESS='SEQUENTIAL')
590             ENDF
600             GOTO 1030
610         ELSE
620             WRITE(*,9005)
630             OPEN(45,FILE=PROPRE,STATUS='NEW',ACCESS='SEQUENTIAL')
640             ENDF
650 C
660 C
670 9001  FORMAT (6X,'NUM DU FICHER ZA = ?')
680 9003  FORMAT(7,6X,'NUM DU FICHER RESULTAT = ?')
690 9002  FORMAT(7,6X,'NUM DU FICHER PROPRE = ?')
700 9004  FORMAT(6X,'FICHER EXISTANT : ECRASEMENT (O/N)= ?')
710 9005  FORMAT(6X,'FICHER EN CREATION ',/)
720 9006  FORMAT(6X,'FICHER ABSENT : "$" POUR ABANDON ')

```

```

730 C
740 C   Preparation du fichier de compatibilite
750 C
760 1030 READC10,99,NLE,10,P
770 99  FORMAT(I7,I1,F4.0)
780     NUMIN=NLE
790     I=1
800     GOTO 1111
810 1110 READC10,99,END=1120,NLE,10,P
820 1111 WRITLC20,REC=10,NLE,10,P
830     I=I+1
840     GOTO 1110
850 C
860 1120 NMAX=1
870     NUMAX=NLE
880     NI=INT(REAL(NMAX)/2.)+1
890     READC20,REC=NI,NLE,10,P
900 C
910 C   Debut du traitement du Z0. Chargement d'une marce
920 C
930     READC30,'C0',END=900) TAMPON
940     WRITLC40,'C0') TAMPON
950     DEB=.TRUE.
960     FIN=.FALSE.
970 1210 READC30,'C0',END=1221) TAMPON
980 1220 READCTAMPON,'C1'),ERR=1)RIU
990     GOTO (1,2,3,4,5,6) NIU
1000 1221 FIN=.TRUE.
1010     1 IF (DEB) THEN
1020         IB3=0
1030         IB5=0
1040         IB6=0
1050         CH1=TAMPON
1060         CH2=' '
1070         DEB=.FALSE.
1080         GOTO 1210
1090     ELSE
1100         GOTO 500
1110     ENDF
1120 C
1130     2 CH2=TAMPON
1140     GOTO 1210
1150 C
1160     3 IB3=IB3+1
1170     CH3(CIB3)=TAMPON
1180     READCTAMPON,9989) ENG(CIB3)
1190     GOTO 1210
1200 C
1210     4 CONTINUE
1220 C
1230     5 IB5=IB5+1
1240     CH5(CIB5)=TAMPON
1250     READCTAMPON,9988) ESP(CIB5),(CUNTIL(CIB5,1),I=1,IB3)
1260     GOTO 1210
1270 C
1280     6 IB6=IB6+1
1290     CH6(CIB6)=TAMPON
1300     READCTAMPON,9987) ESP6(CIB6),IPD,KX
1310     POIDS6(CIB6)=REAL(IPD*KX)/1000.
1320     GOTO 1210
1330 C
1340 C   Constitution des couples engin/espace + calcul des poids
1350 C
1360     500 CONTINUE
1370     PRINT*,', ',CH1
1380     ESP0=ESP6(C1)
1390     PO=POIDS6(C1)
1400     ESP6(C16+1)=0
1410     POIDS6(C16+1)=0.
1420     IND=1
1430     JJ=1
1440     IF (CIB5.NE.0) THEN
1450         ESP(CIB5+1)=9999
1460         DO 600 I=2,IB6+1
1470             IF (ESP6(I).EQ.ESP0) THEN
1480                 PO=PO+POIDS6(I)
1490             ELSE

```

```

1500      DO 530 J=JJ,IB5+1
1510          IF (ESP0.EQ.ESP5(CJ)) THEN
1520              DO 530 K=1,IB3
1530                  IF (CVENTIL(CJ,K).NE.0) THEN
1540                      ITAB(CIND)=ESP0+ENGCK)*10000
1550                      PDCIND)=P0*REAL(CVENTIL(CJ,K))/100.
1560                      IND=IND+1
1570                  ENDIF
1580          CONTINUE
1590          GOTO 580
1600      ENDIF
1610      IF (ESP0.LT.ESP5(CJ)) THEN
1620          DO 540 K=1,IB3
1630              ITAB(CIND)=ESP0+ENGCK)*10000
1640              PDCIND)=P0/REAL(CIB3)
1650          IND=IND+1
1660          GOTO 580
1670      ENDIF
1680      550      CONTINUE
1690      580      JJ=J
1700              ESP0=ESP6(CI)
1710              P0=POIDS6(CI)
1720          ENDIF
1730      600      CONTINUE
1740      ELSE
1750          IF (CIB3.NE.0) THEN
1760              DO 700 I=2,IB6+1
1770                  IF (ESP0.EQ.ESP6(CI)) THEN
1780                      PO=PO+POIDS6(CI)
1790                  ELSE
1800                      DO 620 K=1,IB3
1810                          ITAB(CIND)=ESP0+ENGCK)*10000
1820                          PDCIND)=P0/REAL(CIB3)
1830                      IND=IND+1
1840                      ESP0=ESP6(CI)
1850                      PO=POIDS6(CI)
1860                  ENDIF
1870          700      CONTINUE
1880          ELSE
1890              READ(CCH1,9986) ENGO
1900              DO 800 I=2,IB6+1
1910                  IF (ESP0.EQ.ESP6(CI)) THEN
1920                      PO=PO+POIDS6(CI)
1930                  ELSE
1940                      ITAB(CIND)=ESP0+ENGO*10000
1950                      PDCIND)=P0
1960                      THD=THD+1
1970                      ESP0=ESP6(CI)
1980                      PO=POIDS6(CI)
1990                  ENDIF
2000      800      CONTINUE
2010      ENDIF
2020      ENDIF
2030 C
2040 C   Formats
2050 C
2060 9989 FORMAT(24X,I3)
2070 9988 FORMAT(12X,I4,1X,20I3)
2080 9987 FORMAT(12X,I4,11X,I7,10X,I3)
2090 9986 FORMAT(59X,I3)
2100 C
2110 C   Simplification de la liste des couples engin/espece
2120 C
2130      IND=IND-1
2140      DO 1700 I=1,IND
2150 1700      INDIC(CI)=I
2160      IBURD=IND-1
2170 1710      IREP=1
2180      DO 1720 K=1,IBURD
2190          I=INDIC(K)
2200          J=INDIC(K+1)
2210          IF (ITAB(CI).EQ.ITAB(CJ) .AND. ITAB(CI).NE.0) THEN
2220              ITAB(CI)=0
2230              PDC(J)=PDC(I)+PDC(J)
2240              IREP=K
2250          ENDIF
2260          IF (ITAB(CI).GT.ITAB(CJ)) THEN
2270              IREP=K
2280              INDIC(K)=J
2290              INDIC(K+1)=I
2300          ENDIF
2310 1720      CONTINUE
2320      IF (IREP.EQ.1) GOTO 1730
2330      IBURD=IREP
2340      GOTO 1710
2350 1730      CONTINUE

```

```

2360 C
2370 C   Verification des compatibilites
2380 C
2390     ISORT=45
2400     DO 1800 I=IND,1,-1
2410       NUMLU=ITABCINDICCI)
2420       IF (NUMLU.EQ.0) GOTO 1810
2430       IF ((NUMLU.LT.NUMIN).OR.(NUMLU.GT.NUMAX)) GOTO 50
2440       NI=0
2450       N2=NMAX
2460 24  IF (NUMLU-NEED) 25,60,26
2470 25  N2=NI
2480     GOTO 27
2490 26  NI=NI
2500 27  NI=INTCREAL(NI+N2)/2.)
2510     READ(20,REC=NI)NEE,10,P
2520     IF ((N2-N1).GT.1) GOTO 24
2530 50  PRINT*,' ',NUMLU,' incompatible ',PDCINDICCI), 'Kg Peches.'
2540     ISORT=40
2550     GOTO 70
2560 60  IF (10.EQ.2 .AND. PDCINDICCI).GT.P) THEN
2570     PRINT*,' ',NUMLU,PDCINDICCI), ' > ',P
2580     ISORT=40
2590     ENDIF
2600 70  CONTINUE
2610 1800 CONTINUE
2620 1810 CALL SORTIECISORT)
2630     IF (TAMPON(1:1).EQ.'0' .OR. FIN) STOP
2640 C
2650 C   RAZ des variables pour la marce suivante
2660 C
2670     IB3=0
2680     IB5=0
2690     IB6=0
2700     CH1=TAMPON
2710     CH2=' '
2720     DO 1900 I=1,200
2730 1900   PDCI)=0.
2740 C
2750     GOTO 1210
2760 900  WRITE(*,99999)
2770     STOP
2780 99999 FORMAT(' FICHER ZA VIDE')
2790     END
2800 C
2810 C-----C
2820     SUBROUTINE SORTIECISORT)
2830 C
2840     CHARACTER*100 CH1,CH2,CH3(20),CH5(20),CH6(20)
2850     COMMON CH1,CH2,CH3,CH5,CH6,IB3,IB5,IB6
2860 C
2870     WRITE(CISORT,'(A)') CH1
2880     IF (CISORT.EQ.40) THEN
2890       PRINT*,' ',CH1
2900       PRINT*,' '
2910     ENDIF
2920     IF (CH2.NE.' ') WRITE(CISORT,'(A)') CH2
2930     IF (IB3.NE.0) THEN
2940       DO 2010 I=1,IB3
2950 2010   WRITE(CISORT,'(A)') CH3CI)
2960     ENDIF
2970     IF (IB5.NE.0) THEN
2980       DO 2020 I=1,IB5
2990 2020   WRITE(CISORT,'(A)') CH5CI)
3000     ENDIF
3010     DO 2030 I=1,IB6
3020 2030   WRITE(CISORT,'(A)') CH6CI)
3030     END
3040 C
3050     ENDPACKAGE

```