

# ESTIMATION DE LA BIOMASSE DES BIVALVES INTERTIDAUX (MOULE, COQUE) EXPLOITÉS EN BAIE DE SAINT-BRIEUC (MANCHE OUEST)

Philippe GROS

et

Dominique HAMON



Projet EUPHORBE

### **Rapports IFREMER publiés dans le cadre du projet EUPHORBE**

GROS, Ph., et collaborateurs (1988). EUPHORBE (Eutrophisation et Phénomènes d'Origine Benthique). Rapport d'activités 1987.  
DERO-88. 20-EL, 97 p.

GROS, Ph., et D. HAMON (1988). Typologie biosédimentaire de la baie de Saint-Brieuc (Manche ouest), et estimation de la biomasse des catégories trophiques macrozoobenthiques.  
DERO-88-27 EL, 153 p.

ANNEZO, J.P., et D. HAMON (1989). Prédation par les Limicoles de la macrofaune intertidale en baie de Saint-Brieuc.  
DERO-EL/89-02, 94 p.

BLANCHARD, M. (1989). Analyse fonctionnelle et méthodologique pour l'étude bioénergétique de Mollusques.  
DERO-EL/89-18, 100p.

43685

Projet EUPHORBE

ESTIMATION DE LA BIOMASSE DES BIVALVES  
INTERTIDAUx (MOULE, COQUE) EXPLOITES EN  
BAIE DE SAINT-BRIEUC (MANCHE OUEST)

par

Philippe GROS & Dominique HAMON

IFREMER/CB  
BP 70  
F-29280 PLOUZANE

IFREMER-DERO/EL



0EL03016

IFREMER/Centre de Brest/S.D.P.  
B.P. 70 - 29280 PLOUZANE  
Tél. 98.22.40.40 - Télex 940 627

DIRECTION ENVIRONNEMENT  
ET RECHERCHES OCEANIQUES  
DEPARTEMENT ENVIRONNEMENT LITTORAL

AUTEURS : Philippe GROS & Dominique HAMON	CODE : DERO/EL-89.25
TITRE : ESTIMATION DE LA BIOMASSE DES BIVALVES INTERTIDIAUX (MOULE, COQUE) EXPLOITES EN BAIE DE SAINT-BRIEUC (MANCHE OUEST).  BIOMASS ESTIMATES OF INTERTIDAL BIVALVE MOLLUSKS (MUSSEL, COCKLE) EXPLOITED IN THE BAY OF SAINT-BRIEUC, WESTERN CHANNEL.	Date : Décembre 1989 Tirage nb : 100 <hr/> Nb pages : 137 Nb figures : 13+10 Nb tableaux :
CONTRAT (intitulé)  N°	DIFFUSION : Libre [X] Restreinte [ ] Confidentielle [ ]

**RESUME** : Ce rapport présente l'estimation des biomasses totales du cheptel mytilicole (*Mytilus edulis*, *Mytilus galloprovincialis*) et du stock de Coques (*Cerastoderma edule*) de la baie de St-Brieuc. Le protocole élaboré pour sonder les Moules cultivées sur bouchots combine stratification et échantillonnage à plusieurs niveaux ; la biomasse du cheptel, estimée à deux reprises, apparaît stabilisée au voisinage de 3500 tonnes de poids frais. Le gisement de Coques a fait l'objet d'un échantillonnage systématique, et les données collectées ont été traitées à l'aide des méthodes de la géostatistique ; la biomasse de ce stock est évaluée à 4800 tonnes de poids frais en fin d'été, et à 3700 tonnes en début de printemps. La précision des résultats est discutée, et la cohérence des résultats obtenus pour la Coque est jugée à l'aide d'un modèle de simulation de l'évolution hivernale de la structure démographique du stock.

**ABSTRACT** : The aim of this report is to provide total biomass estimates of the blue mussel (*Mytilus edulis*, *M. galloprovincialis*) livestock harvested on mussel beds, and of the cockle *Cerastoderma edule* in the Bay of St-Brieuc. The sampling scheme for reared mussels combines stratification and three-stage sampling. The biomass of mussels, estimated twice in a year, remains close to 3500 metric tons of wet weight (coefficient of variation : 10 to 14 %). A nonrandom, systematic sampling was performed to estimate the total biomass of cockles, the data being processed according to the geostatistical methods ; the biomass of the stock exhibits seasonal variability : 4800 tons (CV : 15 %) at the end of summer, *vs.* 3700 tons (CV : 17 %) at the beginning of spring. The consistency of these last two results is checked with a differential model of the evolution of cockle's population size-structure during winter.

**Mots-clés** : mollusques bivalves, échantillonnage aléatoire, échantillonnage systématique, géostatistique.

**Key words** : bivalve mollusks, random sampling, systematic sampling, geostatistics.

## TABLE DES MATIERES

INTRODUCTION .....	1
CHAPITRE 1 : LE CHEPTEL MYTILICOLE	
1.1. Historique .....	5
1.2. Calendrier annuel de production .....	7
1.3. Stratégie d'échantillonnage .....	11
1.4. Résultats .....	27
1.5. Discussion et conclusion .....	30
CHAPITRE 2 : LE GISEMENT DE COQUES	
2.1. Présentation sommaire du cycle biologique de l'espèce .....	35
2.2. Localisation du gisement et protocole d'échantillonnage .....	41
2.3. Traitement géostatistique des données .....	43
2.4. Résultats .....	61
2.5. Simulation de l'évolution du stock de Coques entre septembre 87 et avril 88 .....	78
2.6. Discussion et conclusion .....	90
CONCLUSION GENERALE .....	93
BIBLIOGRAPHIE .....	97
ANNEXES	
Annexe I : La Moule d'Erquy ( <i>Mytilus galloprovincialis</i> ) .....	108
Annexe II : L'activité ostréicole dans le bassin de Binic .....	110
Annexe III : Données acquises lors des sondages du cheptel mytilicole .....	112
Annexe IV : Données acquises lors des prospections du gisement de Coques .....	119
Annexe V : Morceaux choisis de la monographie de L. LAMBERT (1943) .....	133

## INTRODUCTION

La question abordée par le programme EUPHORBE est celle du devenir des apports au milieu marin en zone côtière. Plus précisément, l'objectif est de cerner qualitativement et quantitativement les processus (importation, transformation/production, stockage, exportation) qui régulent les flux d'éléments nutritifs et de matière organique au sein de l'écosystème littoral de la baie de St-Brieuc (Manche ouest) ; dans ce cadre, une attention particulière est dévolue au réseau des échanges intéressant plus spécialement le domaine benthique.

La réalisation du projet s'appuie sur le développement de plusieurs thèmes de recherche (*cf.* GROS *et al.*, 1988), chacun relevant de l'un des trois types d'action suivants :

- (i) identification des principales unités structurales de l'écosystème, et estimation quantitative de la biomasse des unités fonctionnelles benthiques ;
- (ii) mesures de flux résultant de processus hydrodynamiques, physico-chimiques et biologiques ;
- (iii) formalisation mathématique de ces processus et modélisation numérique.

Le présent rapport clot la série des travaux consacrés à la rubrique (i) ; à ce titre, il complète la caractérisation des composantes biologiques majeures des peuplements benthiques de la zone-atelier : estimation de la biomasse, par type de biotope, des différents groupes trophiques de la macrofaune (GROS & HAMON, 1988), estimation des biomasses du microphyto- et du méiobenthos (BODIN *et al.*, 1989). Les résultats qui vont être présentés concernent deux Mollusques Bivalves intertidaux ayant valeur de ressource exploitée :

- la Moule, objet d'une activité conchylicole dans l'anse de Morieux,
- et la Coque, espèce-cible d'une pêche à pied plus spécifiquement concentrée dans l'anse d'Yffiniac, secteur le plus riche du gisement.

Chacune de ces deux populations a été sondée à deux reprises, afin de cerner au mieux les extréma de la variation intra-annuelle de leur biomasse. Conformément à l'objectif annoncé, les résultats consistent en

estimations de biomasse totale, assorties de l'évaluation de leur précision.

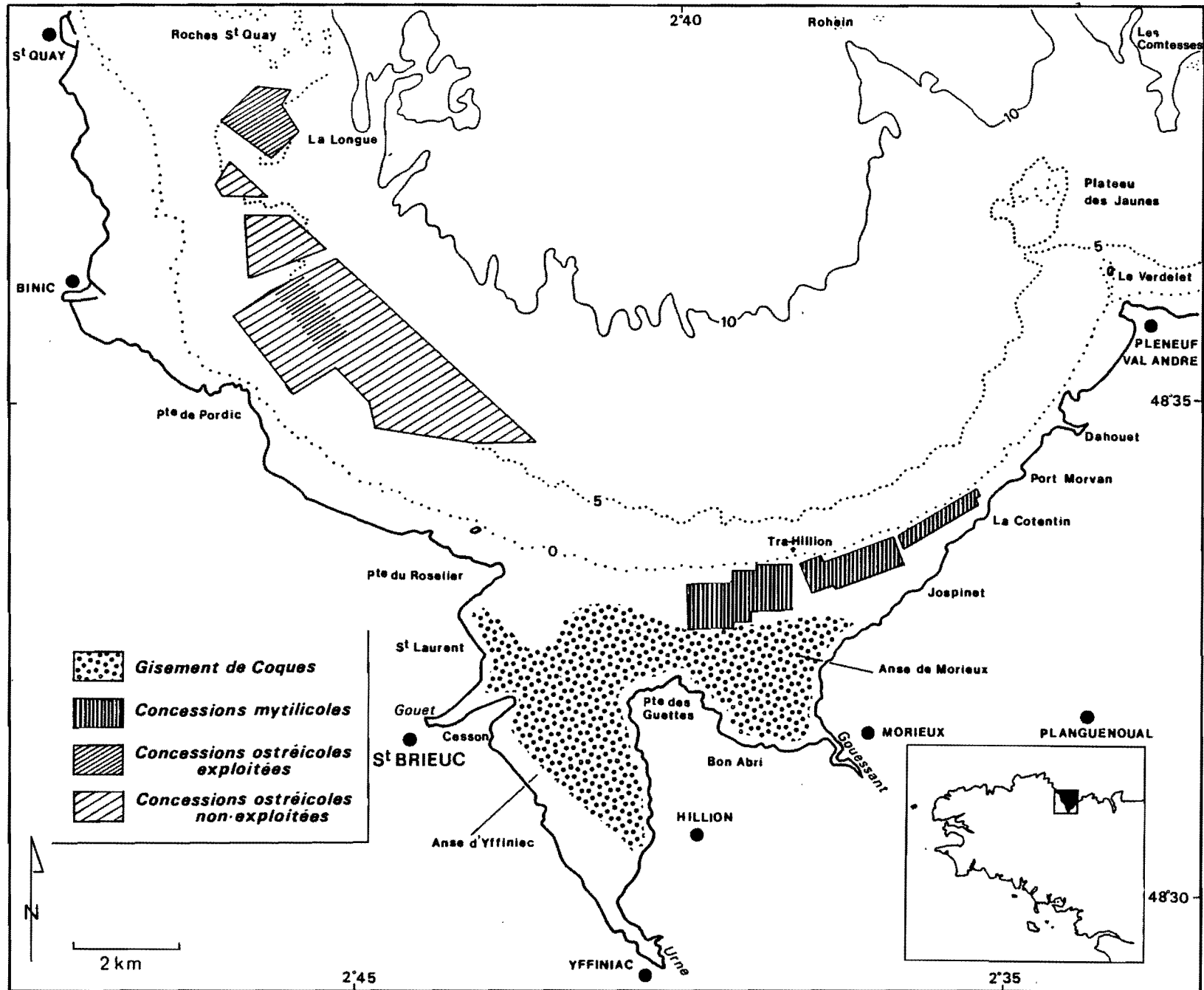
Il sera par ailleurs brièvement fait mention de deux autres Bivalves exploités dans le sud de la baie de St-Brieuc : la Moule d'Erquy, qui colonise des hauts fonds rocheux situés en limite de la zone-atelier, et l'Huître, qui n'est plus aujourd'hui cultivée que sur une partie des concessions en eau profonde du bassin de Binic. Les informations relatives à ces ressources sont rassemblées dans les annexes I & II.

Il convient enfin de rappeler que la ressource halieutique représentée en baie de St-Brieuc par les Bivalves est aussi le fait de stocks qui ne seront pas évoqués ici, car localisés plus au large, à l'extérieur du site d'étude du programme EUPHORBE ; il s'agit essentiellement de la Coquille St-Jacques, dont l'exploitation traverse actuellement une période de crise (ca. 70 à 80 % de diminution de la production ces dix dernières années) ; cette situation engendre un redéploiement de l'activité vers d'autres espèces : Palourde rose, Amande, Spisule, pour ne citer que les Bivalves parmi les cibles concernées par les transferts de l'effort de pêche.

**Chapitre 1**  
**LE CHEPTEL MYTILICOLE**



Figure 1 : Localisation des Mollusques Bivalves exploités dans la zone-atelier du projet EUPHORE.



## 1. LE CHEPTTEL MYTILICOLE

### 1.1. Historique

L'activité mytilicole en baie de St-Brieuc a aujourd'hui un quart de siècle. Elle s'est développée dans les années soixante lorsque le bassin pionnier de la baie de l'Aiguillon est devenu saturé, et que les mytiliculteurs charentais ont recherché de nouveaux sites. Ils se sont alors intéressés aux larges estrans qu'offre la Bretagne nord, permettant une exploitation à basse mer.

Après quelques essais en 1960, la mytiliculture se développe dans la baie en 1964, par l'octroi de 68 km de bouchots dans l'anse de Morieux [plans A (42 km) et B (26 km)] à des mytiliculteurs charentais et à quelques pêcheurs ou agriculteurs locaux. La longueur de bouchots est portée à 83 km en 1970, en étendant vers l'est [plan C (15 km)] les concessions d'une superficie d'environ 300 ha (fig. 1). La situation n'a guère évolué par la suite ; les seules modifications résident dans quelques déplacements de bouchots des lignes supérieures vers les plus bas niveaux dans les plans A et B (en raison d'un ensablement progressif), accompagné d'un mouvement en sens contraire dans le plan C, implanté dans un secteur soumis à érosion.

La baie de Morieux est le deuxième bassin mytilicole de Bretagne nord (le quatrième au niveau national), avec une production annuelle de l'ordre de 4000 tonnes (10 % de la production française de moules d'élevage), assurée par une quarantaine d'entreprises. La productivité moyenne, estimée à  $45 \text{ kg.m}^{-1}.\text{an}^{-1}$ , est considérée comme satisfaisante, intermédiaire entre celles obtenues dans les baies du mont St-Michel ( $50 \text{ kg.m}^{-1}.\text{an}^{-1}$ ) et de la Fresnaye ( $20 \text{ kg.m}^{-1}.\text{an}^{-1}$ ). Ce bassin offre entre autres particularités celle d'exploiter deux produits complémentaires, la moule de bouchot ou d'élevage (*Mytilus edulis*) et la moule sauvage dite d'Erquy (*Mytilus galloprovincialis*) qui, bien que de qualité inférieure, présente l'intérêt d'être récoltée au creux de la production de *Mytilus edulis*, d'où une régularisation du marché. Il faut aussi noter qu'en raison d'une relative facilité d'exploitation (parcours limités, peu d'obstacles à

franchir, travaux à sec), les investissements technologiques sont réduits. Le développement récent des zones artisanales mytilicoles d'Hillion (Bon Abri) et de Planguenoual (La Jospinet) permet en outre une meilleure gestion du matériel, bien que non collective.

L'activité mytilicole en baie de St-Brieuc reste étroitement dépendante du captage en baie de l'Aiguillon, qui assure l'exclusivité de l'approvisionnement en naissain. Les concessionnaires, originaires de Charente Maritime, captent pour la plupart le naissain sur leurs concessions vendéennes. Les quelques tentatives de captage de *Mytilus edulis* en baie de St-Brieuc se sont soldées par un échec ; seul le naissain de moules sauvages se fixe localement. Avec le concours de professionnels, l'ISTPM a effectué en 1981 un essai positif de captage sur corde de *Mytilus galloprovincialis* en baie de Morieux. La création d'un lotissement de captage en zone insalubre (anse d'Yffiniac) fut envisagée, la production excédentaire aux besoins des concessions de St-Brieuc devant alors être vendue aux mytiliculteurs de l'étang de Thau, contraints de s'approvisionner en Espagne. Ce projet fut finalement abandonné. Actuellement, les larves de moules sauvages se fixent naturellement au sommet des pieux (*vide infra*).

Les facilités d'exploitation, ainsi que la bonne productivité du bassin, ne sauraient masquer les problèmes auxquels sont confrontés les exploitants. Il ont dû tout d'abord limiter l'action des prédateurs, notamment celle des goélands sur le naissain. Par ailleurs, les moules produites dans la baie sont soumises à une pollution bactérienne devenue chronique qui a conduit, en 1986, à des mesures d'interdiction de vente. En dépit d'une volonté certaine des pouvoirs publics de mettre des moyens en oeuvre pour restaurer la qualité des eaux de ce secteur, les mytiliculteurs se trouvent, en l'absence d'une amélioration sensible et durable, contraints de décaler dans le temps la récolte. Cette situation contribue à bloquer l'octroi de nouvelles concessions, pourtant souhaitées par les mytiliculteurs, soucieux d'accroître leur production, et contribuer ainsi à réduire les importations (Moules hollandaises, notamment) nécessaires pour répondre à la demande du marché français.

## 1.2. Calendrier annuel de production

Les concessions mytilicoles se situent dans l'anse de Morieux et sont disposées au bas de l'estran selon trois plans (A/B/C) qui s'étendent d'ouest en est sur un front d'environ 6 km. Chaque plan est constitué d'un ensemble de bouchots (*cf.* fig. 1) qui se répartissent entre les cotes - 0.70 m et + 1 m par rapport au zéro marin. Le bouchot, d'une longueur de 100 m, est constitué d'un ensemble de pieux dont le nombre est réglementairement limité à 180 ; ainsi, ce sont près de 150 000 pieux qui sont actuellement exploités. Chaque concessionnaire possède de 12 à plus de 30 bouchots répartis entre les différentes lignes d'un même plan, ou de plusieurs plans en ce qui concerne les plus gros exploitants.

Les pratiques de culture sont très homogènes sur l'ensemble du bassin, et s'organisent à partir des principaux centres d'Hillion et de Planguenoual. Le cycle annuel d'exploitation peut être résumé comme suit :

*Juin* : les cordes couvertes de naissain, en provenance de la baie de l'Aiguillon, sont placées sur des "chantiers à cordes" avant d'être fixées sur les pieux ; les jeunes moules ont alors quelques millimètres de longueur et sont encore très fragiles. Cette remise sur "chantiers" constitue une période d'accoutumance au nouveau site. Le captage peut cependant être de mauvaise qualité, et entraîner ultérieurement un déficit de production,

*Juin à août* : Au fur et à mesure que les pieux sont libérés, ils sont nettoyés, voire remplacés, pour recevoir le naissain. La récolte débute sur les bouchots des plus bas niveaux, la croissance des moules y ayant été plus rapide. Lorsque les pieux de chêne, longs d'environ 5 m, sont remplacés, les nouveaux pieux sont enfoncés à mi-profondeur dans le sable par affouillement (utilisation d'une lance à eau) ; leur durée est d'environ 6 ans. Les cordes de naissain précoupées par morceaux de 2 à 3 m sont enroulées en spirale sur les pieux nus. La corde n'atteindra pas le haut du pieu, qui sera par la suite naturellement colonisé par la moule sauvage, ni sa base, qui sera le plus souvent entourée d'un film de plastique faisant obstacle aux prédateurs (Pagures et Crabes). Il est à noter que chaque bouchot étant généralement travaillé d'un seul tenant, les pieux qui le

constituent sont le plus souvent "habillés" de façon semblable.

*Septembre à novembre* : outre la poursuite de la commercialisation des moules (bouchots des plus hautes lignes), ce sont essentiellement des travaux d'entretien qui sont assurés. Au fur et à mesure que les moules croissent, certains "paquets" de la périphérie du pieu tendent à se détacher. Ils sont alors récoltés, puis placés dans des filets pour constituer des "boudins" qui garniront les pieux récemment libérés. Certains exploitants réunissent leurs pieux par des branchages disposés horizontalement ("clayonnage") ou les entourent de branchages verticaux ("catinage") afin de consolider la masse des moules. Ces procédés, qui alourdissent la récolte manuelle et interdisent la récolte mécanique, sont de plus en plus fréquemment remplacés par un filet protecteur rigide.

Dans des conditions normales d'élevage, le naissain, placé entre juin et août sur les pieux, produit des moules commercialisables en un an (lignes basses) à un an et demi (lignes hautes). Les moules d'élevage (*Mytilus edulis*) sont donc récoltées entre juillet et mars principalement. Un retard de pousse, engendré par des conditions de milieu défavorables, conduit parfois à reporter une partie de la commercialisation sur la saison suivante. Les moules sauvages (*Mytilus galloprovincialis*), dont la fixation naturelle a lieu principalement en mai, sont habituellement récoltées à partir de mars l'année suivante ; leur production constitue environ le cinquième de la production totale. L'intérêt pour la moule d'Erquy tend néanmoins à diminuer pour deux raisons : d'une part la présence sur un même pieu des deux types de moules, à des stades de croissance différents, impose une récolte manuelle, alors que les jeunes exploitants s'orientent vers la récolte mécanique, et d'autre part la moule d'Erquy est récoltée durant la période de l'année où les problèmes d'insalubrité sont les plus aigus (fin d'hiver).

L'activité mytilicole est rythmée par les coefficients de marées. L'essentiel des travaux a évidemment lieu durant les périodes de fort coefficient, les marées de mortes-eaux étant surtout consacrées à la préparation et à l'entretien du matériel. Afin de réguler la production, une part des moules pêchées en vives-eaux est stockée dans des viviers sur pilotis accessibles en mortes-eaux. Cette pratique offre, au surplus,

l'avantage d'accoutumer les moules de bas niveaux, rarement exondées, à des périodes d'assèchement prolongées permettant une meilleure tenue du produit lors de son acheminement vers les points de vente (Rungis et Côte d'Azur principalement).

A ces activités il faut ajouter les opérations de lutte contre les prédateurs, parmi lesquels :

- Le Goëland argenté, dont la prédation sur le naissain a créé un réel problème jusqu'en 1978, période à laquelle ont été mises en place des mesures de protection, à la suite d'études réalisées par la SEPNE (BRIEN, 1975 ; CAMBERLEIN, 1977, 1978, 1979). La prédation de naissain et de jeunes moules était telle qu'en une seule marée plusieurs centaines de pieux pouvaient être mis à nu. Les moyens utilisés par les mytiliculteurs pour protéger leur ressource (tir au fusil, épouvantails, filets, fils tendus...) étaient d'un effet limité. Seule la mise en place d'un gardiennage a permis depuis 1978 de réduire sensiblement cette nuisance. Un gardien sillonne la zone mytilicole par voie de mer (ou de terre lors de conditions météorologiques défavorables) du 15 avril au 31 décembre. L'opération, renouvelée lors de chaque marée diurne, débute une heure avant que les premiers bouchots ne découvrent, et se prolonge jusqu'à ce qu'ils soient recouverts, six heures plus tard. La dispersion se fait en abattant quelques goëlands pour effrayer les autres (un quota a été défini). Ces dispositions se sont révélées suffisamment rentables pour être reconduites chaque année, et que la majorité des éleveurs acceptent de financer le gardiennage au prorata de la taille de leur concession.

- La Macreuse noire, dont la population en hivernage peut atteindre 3000 individus, est considérée par les mytiliculteurs comme un sérieux prédateur se nourrissant en pleine eau. Aucune étude n'a été réalisée jusqu'à présent pour évaluer son impact. La pose de filets en plastique autour des pieux, pratique utilisée par certains éleveurs, est sans doute efficace aussi bien envers les macreuses que les goëlands, mais le coût est élevé et la croissance des Moules s'en trouve ralentie.

Les mollusques perceurs, *Nucella lapillus* et dans une moindre mesure *Ocenebra erinacea*, causent d'importants dégâts notamment dans les

plus hautes lignes des plans A et B. Cela a conduit les mytiliculteurs à opérer des ramassages systématiques pour limiter leur prolifération.

Les Pagures sont également pour une part responsables des mortalités de Moules. Des bandes plastiques sont disposées à la base des pieux pour empêcher qu'ils ne les escaladent.

Le mode d'exploitation qui vient d'être exposé correspond au schéma habituel moyen. Il peut être perturbé par des conditions climatiques anormales (hivers rigoureux, notamment) qui influent sur la croissance des Moules. Rappelons que la pollution bactérienne croissante dans la baie a récemment incité les mytiliculteurs à restreindre les récoltes pendant la période la plus critique (fin janvier à fin mars), ce qui conduit à délaissier la Moule d'Erquy. Par ailleurs, ces mauvaises conditions sanitaires ont incité certains mytiliculteurs à s'intéresser à l'élevage sur cordes en eau profonde. Le site de Bréhat assure actuellement une production de quelques dizaines de tonnes.

### 1.3. Stratégie d'échantillonnage

L'emplacement des concessions mytilicoles en baie de St-Brieuc apparaît à la figure 1. Elles sont disposées selon trois plans, administrativement désignés d'ouest en est par les lettres A, B et C. L'objectif est ici d'estimer la biomasse totale des Moules en culture sur l'ensemble de ces trois plans. Il conviendra en outre d'appréhender une éventuelle variabilité saisonnière, conséquence du déroulement chronologique des pratiques d'exploitation (paragraphe précédent). A cette fin ont été réalisés deux sondages, à des dates choisies de telle sorte qu'elles encadrent la période durant laquelle s'effectue la plus grande part de la récolte. Ainsi :

- le premier sondage eut lieu du 10 au 12 août 1987,
- et le second du 17 au 19 mars 1988.

Quant à la définition du protocole d'échantillonnage proprement dit, elle procède de décisions concernant prioritairement :

- la définition de l'unité d'échantillonnage,
- et la partition en sous-ensembles de la population des pieux d'élevage.

Les choix relatifs au second point seront d'abord exposés, leur compréhension facilitant celle de l'option arrêtée pour le premier.

#### 1.3.1. Partition de la population des pieux d'élevage

La connaissance précise de la disposition des bouchots (exhaustivement recensés sur le cadastre conchylicole) offre le préalable à la définition d'une stratégie d'échantillonnage aléatoire ; la question pratique à résoudre est alors celle de la définition des principales étapes du sondage, la première étant ici, comme cela est très souvent le cas, le choix d'une stratification. Ces différents aspects vont être désormais développés ; les outils et concepts appliqués dans cette étude sont exposés en détail dans de nombreux ouvrages spécialisés (*e.g.*, COCHRAN, 1977 ; KENDALL *et al.*, 1983 ; SCHERRER, 1982).



Pour partitionner la population des pieux d'élevage, il serait possible de s'appuyer sur la répartition des concessions entre les différents exploitants. Cette solution ne sera pas retenue ici : ce serait vraisemblablement la meilleure approche pour évaluer la production, en revanche cette démarche n'apparaît guère adéquate pour l'estimation de la biomasse. Il est plus judicieux de mettre à profit la forte structuration spatiale des concessions : les trois plans sont contigus à la limite des basses mers, et s'étendent sur près de 6 km en une bande dont la largeur se rétrécit par paliers, passant de 825 m (extrémité ouest) à 100 m (extrémité est). La figure 1 montre par ailleurs que l'ensemble de ces concessions est réparti en trois "blocs" distincts, le premier (à l'ouest) correspondant exactement au plan A, le second au plan B et au début du plan C, et le dernier (à l'est) à la plus grande partie du plan C ; ces trois blocs rassemblent respectivement 420, 300 et 99 bouchots (*vide infra*, figures 2, 3, 4). En conséquence, pour effectuer une allocation de l'effort d'échantillonnage proportionnellement au linéaire de bouchots, les nombres d'observations réalisées dans ces trois entités devront être dans des rapports voisins de 4:3:1.

Une première partition envisageable des bouchots en sous-ensembles *a priori* plus homogènes consiste à les regrouper en fonction de leur niveau approximatif sur l'estran (donc plus ou moins en fonction de leur durée d'exondation). Cela conduit à définir trois strates :

- une strate "de bas niveau", incluant la totalité du plan C, la moitié du plan B et le tiers du plan A,
- une strate "de moyen niveau" formée de la moitié du plan B la plus proche de la côte et du tiers médian du plan A,
- et enfin une strate "de haut niveau", ne concernant que le plan A et formée de sa partie la plus proche de la côte.

Cette définition des strates repose sur l'idée que le maximum d'hétérogénéité est imputable au niveau topographique des bouchots sur l'estran plutôt qu'à des disparités longitudinales (*i.e.*, entre plans). Cela peut n'être que très partiellement vérifié, eu égard aux particularités propres à chacun des trois plans : rattachement préférentiel (voire exclusif) de certains exploitants à l'un des plans, conditions de milieu non uniformes sur l'ensemble des concessions. De ce dernier point de vue, il faut par exemple souligner que la filière du Guessant traverse le plan A,

lequel est également atteint sur sa frange ouest par la filière de l'Urne.

Les plans eux-mêmes devraient donc constituer des entités au moins aussi homogènes que les strates précédemment définies, et cela suggère d'utiliser directement cette partition "administrative" de la population des pieux ; sachant qu'il faudra de toute manière tenir compte de l'hétérogénéité vraisemblablement introduite par la distance à la ligne des basses mers. Cela peut être réalisé de deux façons :

- soit en conservant sur l'ensemble des plans de partition en niveaux (haut, moyen, bas) précédemment définie, et donc en subdivisant l'ensemble des concessions en 6 strates ;

- soit en définissant des grappes dans chaque plan ou tout au moins dans les deux premiers (A et B), les grappes s'étendant du plus bas au plus haut niveau de la zone concernée, de sorte que chacune exprime cette source d'hétérogénéité.

Dans l'une comme dans l'autre de ces deux options, la distinction entre plans est maintenue. Resterait à savoir, pour décider face à l'alternative strates *vs.* grappes, s'il est garanti que dans un plan la plus grande part de la variabilité se distribue entre les strates ou bien à l'intérieur des grappes. En l'absence d'information sur ce point, ce sont les commodités de mise en oeuvre du protocole qui ont servi de critère de choix, et c'est la seconde solution qui a été retenue. Le plan de sondage adopté comprend donc trois strates :

- la première recouvre exactement le plan A (fig. 2) ;
- la seconde inclut le plan B, ainsi que les 40 bouchots du plan C qui prolongent le plan B vers son extrémité est (fig. 3) ;
- enfin, la troisième strate correspond à la plus grande partie du plan C (fig. 4).

Chacune de ces trois strates fait ensuite l'objet d'un sondage par grappes, qui sera détaillé plus loin.

### 1.3.2. Définition de l'unité d'échantillonnage élémentaire

Au premier abord, l'unité la plus "naturelle" semble être le pieu ; il n'a d'ailleurs été jusqu'ici fait référence qu'à une population de

pieux. Cette définition *a priori* évidente soulève néanmoins des difficultés ; en effet :

- il n'existe pas de recensement exhaustif des pieux (*i.e.*, la taille de la population n'est pas connue), condition nécessaire à leur sélection aléatoire, ainsi qu'à la connaissance des poids respectifs des différentes composantes de la partition de la population (strates et grappes) ;

- cette lacune pourrait être comblée par dénombrement des pieux sur photographie aérienne, mais outre le caractère fastidieux (et coûteux) de cette opération, les pratiques d'exploitation (retraits de pieux, installation de nouveaux) font que l'effectif de la population varie au cours du temps. Cela contraindrait à recommencer le recensement préalablement à chaque enquête sur le terrain ;

- le nombre de pieux ne varie pas seulement dans le temps, il fluctue également d'une rangée de 100 m à une autre : le nombre de pieux par bouchot est une variable aléatoire, même conditionnellement à un instant fixé.

Ces faits amènent à considérer que le pieu ne constitue pas un bon choix pour l'unité d'échantillonnage élémentaire. Sachant que l'objectif visé est l'estimation de la biomasse totale sur l'ensemble des concessions à un instant donné, il apparaît judicieux de tenir compte de la régularité (dans le temps et dans l'espace) de la structure des concessions : chacun des trois plans est formé de bouchots rigoureusement ordonnés et aisément repérables sur le terrain (et sur les documents cartographiques). De sorte que le bouchot se révèle être un niveau obligé du processus de sélection aléatoire des unités d'échantillonnage. C'est toutefois une entité trop vaste pour pouvoir être appréhendée en totalité, et il est nécessaire de la fractionner en unités dont il soit possible de saisir simplement et rapidement la valeur de la caractéristique (*i.e.*, la biomasse de Moules). Sera donc retenue comme unité d'échantillonnage élémentaire (notée UE par la suite) un segment de bouchot de longueur égale à 2 m :

1 UE = 1/50 de la longueur d'une rangée de 100 m de pieux d'élevage.

Caractéristique saisie sur l'UE : biomasse des Moules ; en pratique, c'est le volume des Moules qui est mesuré sur le terrain, pour être ensuite converti en biomasse (*vide infra*, §1.3.4.).

L'écart entre pieux valant en moyenne 60 cm, il est attendu qu'à une UE corresponde un nombre de pieux compris entre 0 et 4. Par ailleurs, avec cette définition de l'UE, les poids des strates sont les suivants : strate 1 : 21 000 UE ; strate 2 : 15 000 UE ; strate 3 : 4 950 UE.

### 1.3.3. Définition des grappes dans les strates. Estimateurs

Chaque strate fait l'objet d'un sondage en vue d'estimer la moyenne par élément (*i.e.*, la biomasse moyenne par UE), ainsi que la variance d'échantillonnage de l'estimateur.

Notations :

Indice  $i$  : indice de la strate,  $i = 1, 2$  ou  $3$

$N$  : nombre total d'UE dans la population ;  $N = 40\ 950$

$B$  : vraie biomasse totale des trois plans ;

$N_i$  : taille de la strate  $i$  (connue) ;  $\sum_i N_i = N$  ;

$b_i$  : vraie moyenne par élément de la strate  $i$  ;

$n$  : taille de l'échantillon ;

$n_i$  : nombre d'UE observées dans la strate  $i$ , avec :

$$\sum_i n_i = n \text{ et } n_i/N_i = n/N \forall i \text{ (allocation proportionnelle) ;}$$

$\hat{b}_i$  : estimateur de  $b_i$  ;

$V(\hat{b}_i), \hat{V}(\hat{b}_i)$  : variances vraie et estimée de l'estimateur  $\hat{b}_i$  ;

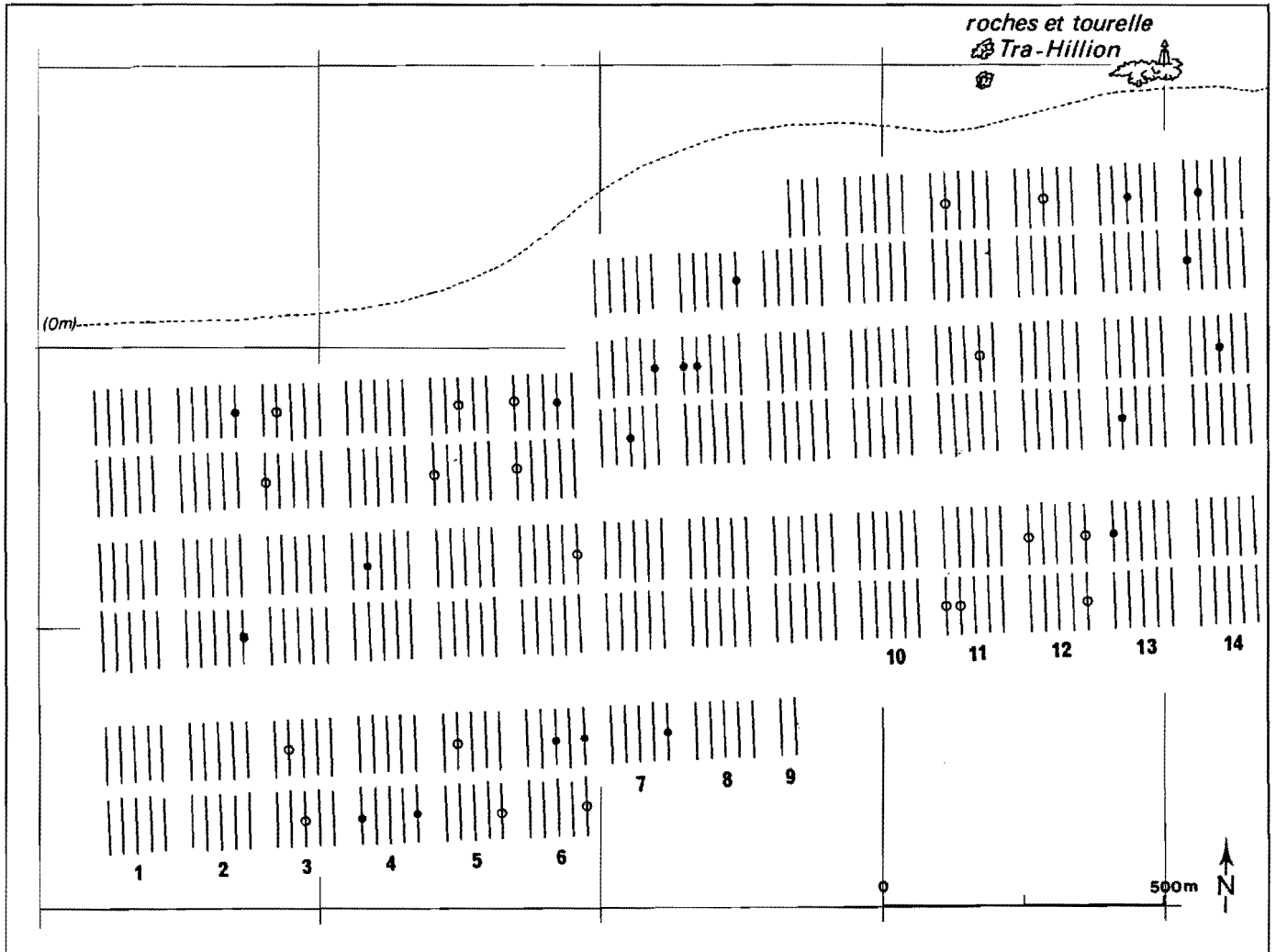
$\hat{B}$  : estimateur de  $B$  ;

$V(\hat{B}), \hat{V}(\hat{B})$  : variances vraie et estimée de l'estimateur  $\hat{B}$ .

Avec ces notations, l'estimation de la biomasse totale s'écrit :  $\hat{B} = \sum_i N_i \hat{b}_i$

Alors  $E(\hat{B}) = B$  si les  $\hat{b}_i$  sont eux-mêmes sans biais, et sachant que l'échantillonnage dans une strate est indépendant de ceux effectués dans les autres :

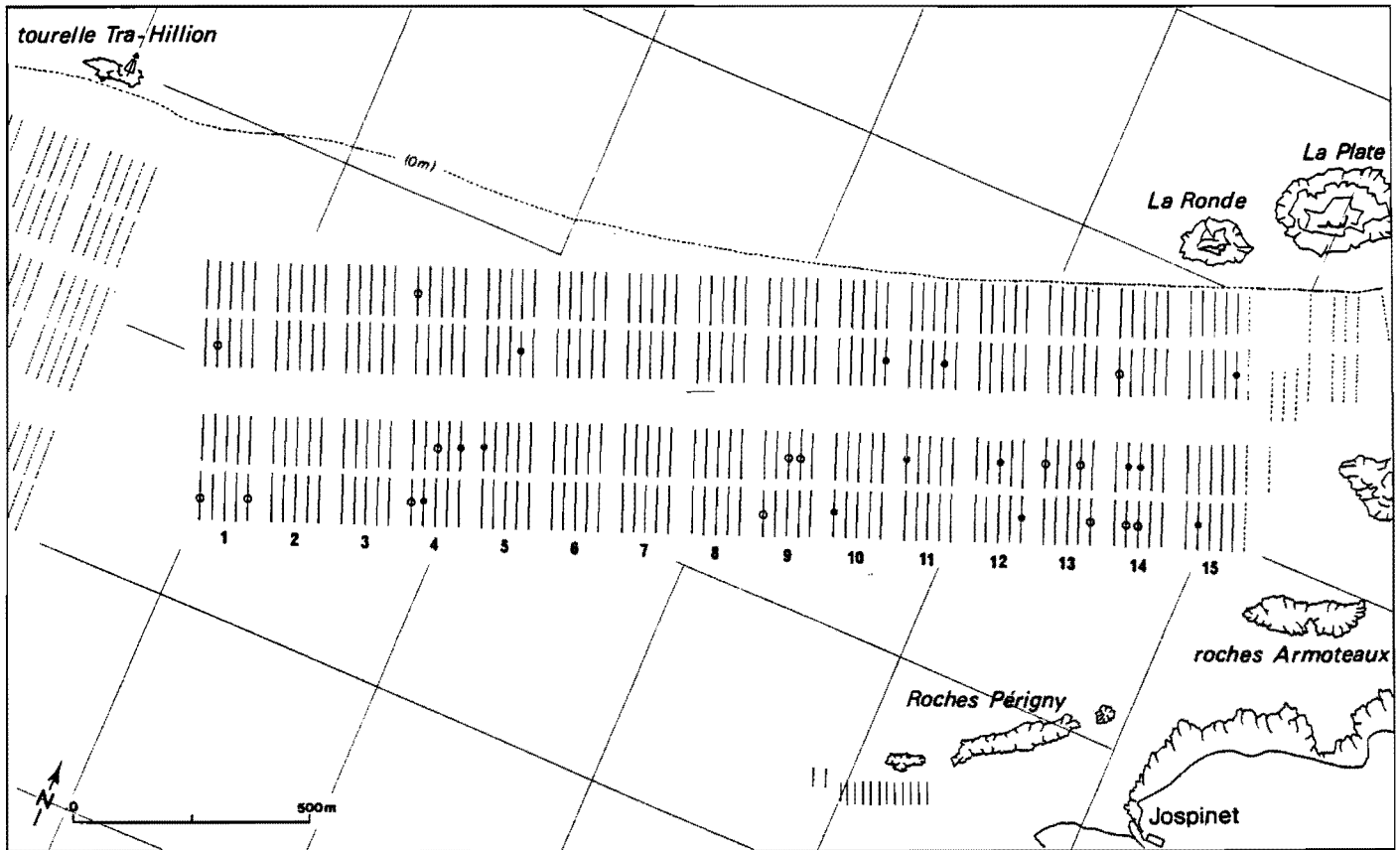
$$V(\hat{B}) = V(\sum_i N_i \hat{b}_i) = \sum_i N_i^2 V(\hat{b}_i)$$



**Figure 2** : Disposition des bouchots du plan A (172 hectares). Le bouchot est un ensemble de pieux d'élevage rangés en une ligne dont la longueur maximale autorisée est réglementairement fixée à 100 m dans l'anse de Morieux.

Le plan A correspond à la première strate du sondage effectué en vue d'estimer la biomasse du cheptel mytilicole ; il est partitionné en 14 grappes primaires, chacune étant formée de "blocs" de 5 alignements (quasiment orientés N-S) de 6 bouchots. Les 30 bouchots ainsi regroupés constituent les grappes secondaires ; celles qui ont été aléatoirement sélectionnées sont repérées par un cercle plein (échantillonnage d'août 1987) ou bien ouvert (mars 1988).

La ligne pointillée qui passe au voisinage de la tourelle Tra-Hillion représente le zéro des cartes marines.

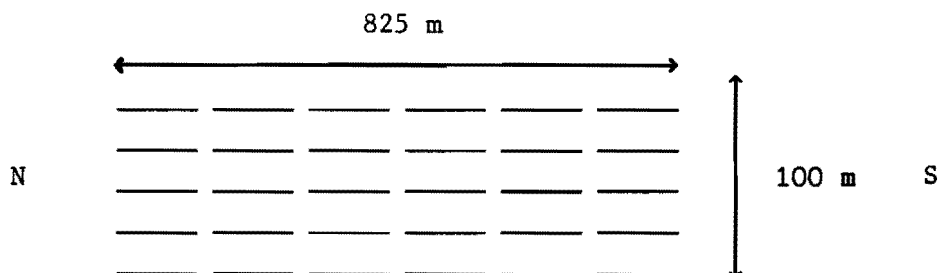


**Figure 3** : Seconde strate du protocole de sondage, formée de 15 grappes primaires, chacune regroupant 5x4 bouchots (grappes secondaires). Cette strate recouvre le plan B ainsi qu'une partie du plan C : les grappes primaires 14 et 15 sont administrativement rattachées à ce dernier.

Les bouchots échantillonnés sont identifiés de la même manière qu'à la figure 2.

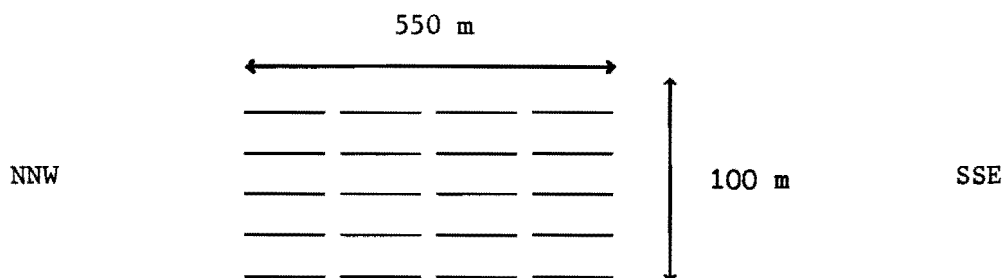
Le problème est donc d'estimer, strate par strate,  $b_i$  et  $V(\hat{b}_i)$ .

Strate 1 (plan A) : le plan A se présente d'ouest en est comme une succession d'alignements formés chacun de 6 bouchots, ces alignements étant regroupés par "blocs" de 5 (fig. 2). Chacun de ces 14 blocs qui constituent la strate sera assimilé à une grappe primaire :



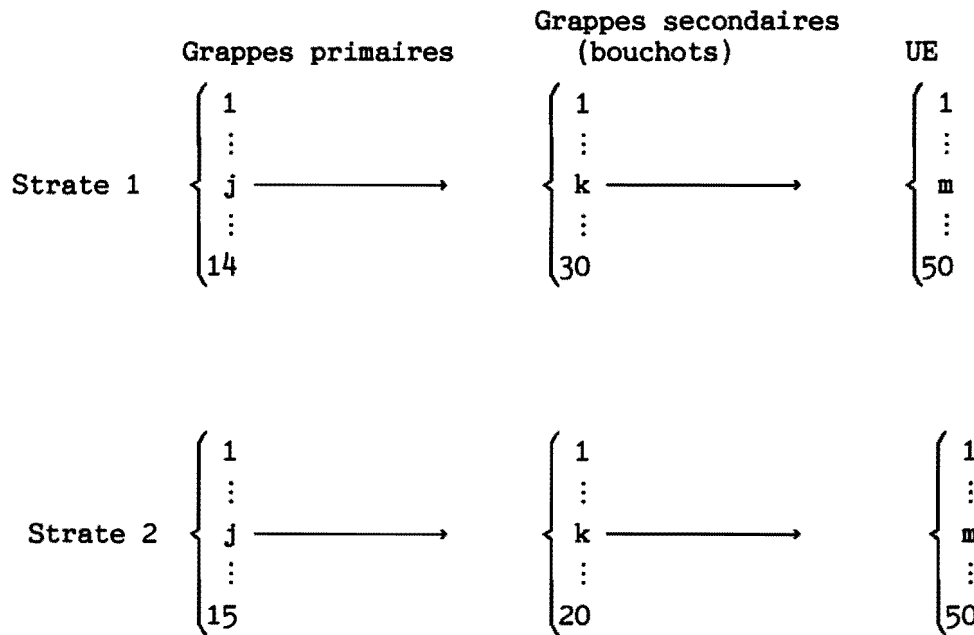
Une telle grappe primaire, formée de 30 lignes de 100 m, comprend 1500 UE : il est donc évidemment exclu qu'elle soit étudiée exhaustivement, et cela impose un niveau supplémentaire d'échantillonnage : dans chaque grappe primaire, chacune des 30 rangées de 100 m de pieux est assimilée à une grappe secondaire. Enfin, une grappe secondaire est elle même composée de 50 unités de troisième niveau, qui sont précisément les UE définies plus haut.

Strate 2 : l'agencement spatial des bouchots dans le plan B est voisin de celui du plan A (fig. 3), et la strate 2 sera de même sondée en employant un protocole à 3 niveaux d'échantillonnage. Seule diffère la définition des 15 grappes primaires constitutives de la strate 2, qui sont formées de blocs de 5 alignements de seulement 4 rangées de pieux (soit 1000 UE) :



En résumé :

- $N_{i1}$  : nombre de grappes primaires dans la strate  $i$  ;  
 $N_{ij2}$  : nombre de grappes secondaires dans la  $j$ -ème grappe primaire de la strate  $i$  ;  $j = 1, 2, \dots, N_{i1}$  ;  
 $N_{ijk3}$  : nombre d'UE de la  $k$ -ème grappe secondaire de la  $j$ -ème grappe primaire de la strate  $i$  ;  $k = 1, 2, \dots, N_{ij2}$  ;



Compte tenu de l'égalité de taille des unités de premier et second niveau dans chaque strate, les notations peuvent être simplifiées ; en effet :

$$\begin{aligned}
 N_{1j2} &= 30, \quad \forall j \in [1, 14] \\
 N_{2j2} &= 20, \quad \forall j \in [1, 15] \\
 N_{ijk3} &= 50, \quad \forall (i, j, k)
 \end{aligned}$$

De sorte que les indices  $j$  et  $k$  ne seront pas systématiquement conservés par la suite, et que seront aussi utilisées les notations abrégées :



$N_{i2}$  au lieu de  $N_{ij2}$ ,  $N_{i3}$  au lieu de  $N_{ijk3}$ , et l'égalité :  $N_i = \sum_{j=1}^{N_{i1}} \sum_{k=1}^{N_{ij2}} N_{ijk3}$

devient :  $N_i = N_{i1} \cdot N_{i2} \cdot N_{i3}$

La moyenne par élément  $b_i$  de la strate  $i$  est estimée à l'aide d'un échantillon de  $n_i$  UE obtenues par EAS (échantillonnage aléatoire simple) et tirages sans remise :

- de  $n_{i1}$  grappes primaires parmi  $N_{i1}$  au premier niveau,
- de  $n_{i2}$  grappes secondaires (*i.e.*, rangées de 100 m de pieux) parmi les  $N_{i2}$  de chaque grappe primaire retenue,
- et enfin au troisième niveau, de  $n_{i3}$  UE parmi les 50 de chaque grappe secondaire issue du niveau précédent.

Le nombre des unités sélectionnées à chaque niveau doit satisfaire les contraintes :  $n_{i1} \cdot n_{i2} \cdot n_{i3} = n_i$ ,  $n_{i1} \geq 2$ ,  $n_{i2} \geq 2$ ,  $n_{i3} \geq 2$ , afin de pouvoir estimer les variances intra-niveau.

Ce protocole de sondage des strates 1 et 2 correspond au cas le plus élémentaire de l'échantillonnage à trois niveaux, où chacun est divisé en unités de même taille soumises à un taux d'échantillonnage constant (protocole dit auto-équilibré). Dans ces conditions, l'estimateur non biaisé  $\hat{b}_i$  de  $b_i$  vaut tout simplement :

$$\hat{b}_i = \frac{n_{i1}}{\sum} \frac{n_{i2}}{\sum} \frac{n_{i3}}{\sum} y/n_i$$

où  $y$  désigne la caractéristique observée sur chacune des UE entrant dans l'échantillon. L'estimation non biaisée  $\hat{V}(\hat{b}_i)$  s'exprime :

$$\hat{V}(\hat{b}_i) = \frac{1-f_{i1}}{n_{i1}} s_{i1}^2 + \frac{f_{i1}(1-f_{i2})}{n_{i1}n_{i2}} s_{i2}^2 + \frac{f_{i1}f_{i2}(1-f_{i3})}{n_{i1}n_{i2}n_{i3}} s_{i3}^2$$

où les  $f_{i.} = n_{i.}/N_{i.}$  désignent les taux d'échantillonnage dans les différents niveaux, les  $s_{i.}^2$  étant les variances empiriques correspondantes. Ainsi, au premier niveau de la strate  $i$  ( $i = 1,2$ ) :

$$s_{i1}^2 = \sum_j^{n_{i1}} (\hat{b}_{ij} - \hat{b}_i)^2 / (n_{i1} - 1) \quad , \quad \hat{b}_{ij} = \sum_k^{n_{ij2}} \hat{b}_{ijk} / n_{ij2}$$

$s_{i1}^2$  estime la variance inter-grappes primaires, et  $\hat{b}_{ij}$  estime la moyenne de la  $j$ -ème grappe primaire (formée de  $N_{ij2}$  bouchots) de la strate  $i$ . De même, au second niveau :

$$s_{i2}^2 = \sum_j^{n_{i1}} \sum_k^{n_{ij2}} (\hat{b}_{ijk} - \hat{b}_{ij})^2 / (n_{i1} (n_{ij2} - 1)) \quad , \quad \hat{b}_{ijk} = \sum_m^{n_{ijk3}} y_{ijkm} / n_{ijk3}$$

$s_{i2}^2$  est la variance empirique moyenne inter-grappes secondaires (inter-bouchots),  $\hat{b}_{ijk}$  étant la moyenne empirique du  $ijk$ -ème bouchot aléatoirement sélectionné, moyenne calculée sur  $n_{ijk3}$  UE. Dans chacune de ces UE est observé le volume  $y_{ijkm}$  des Moules. Enfin, au troisième et dernier niveau :

$$s_{i3}^2 = \sum_j^{n_{i1}} \sum_k^{n_{ij2}} \sum_m^{n_{ijk3}} (y_{ijkm} - \hat{b}_{ijk})^2 / (n_{i1} (n_{ij2} (n_{ijk3} - 1)))$$

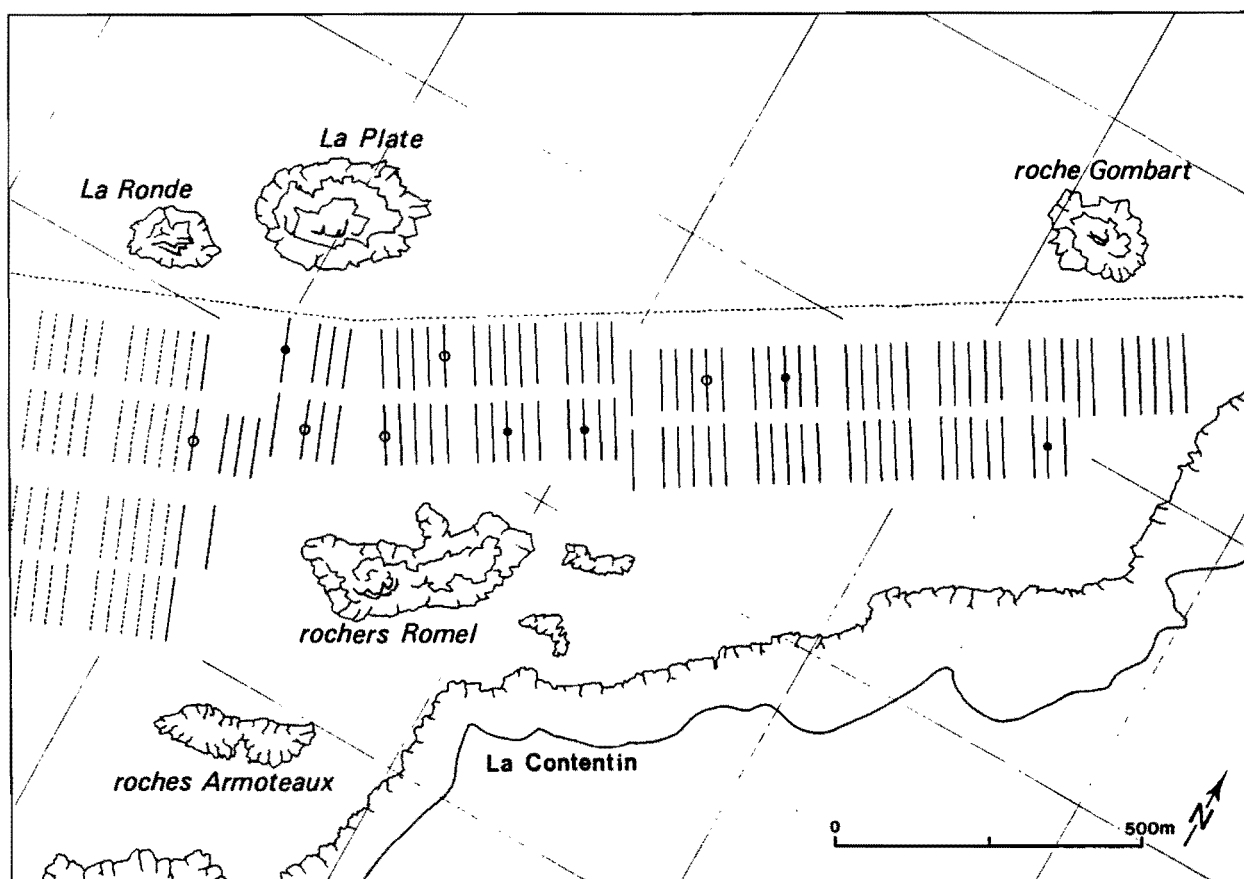
estime la variance intra-bouchot moyenne (*i.e.*, inter-UE). Des trois estimateurs  $s_{i1}^2$ ,  $s_{i2}^2$ ,  $s_{i3}^2$ , seul le dernier est non biaisé (KENDALL *et al.*, 1983) ; en effet :

$$\begin{aligned} E[s_{i1}^2] - \sigma_{i1}^2 &= (1-f_{i2})s_{i2}^2/n_{i2} + (1-f_{i3})\sigma_{i3}^2/(n_{i2}n_{i3}) \\ E[s_{i2}^2] - \sigma_{i2}^2 &= (1-f_{i3})s_{i3}^2/n_{i3} \end{aligned}$$

où la notation  $\sigma^2$  désigne la vraie valeur du paramètre estimé par  $s^2$ . La correction de ces termes de biais conduit à la formule de l'estimateur de  $V(\hat{b}_i)$ , telle que donnée plus haut.

Strate 3 (fig. 4) : la taille du plan C, comme l'ordonnancement spatial de ses concessions, ne justifient pas la formation de super-grappes. Un simple protocole d'échantillonnage à deux niveaux sera donc appliqué, avec :

- le premier correspondant aux 99 grappes (bouchots) qui constituent la state,
- le second défini par les 50 UE de chacune de ces grappes.



**Figure 4** : Troisième strate du sondage ; cette strate recouvre la majeure partie du plan C (les bouchots du plan C non intégrés à la strate sont représentés en pointillés). Le protocole n'inclut que deux niveaux d'échantillonnage dans cette strate (au lieu des trois dans les deux précédentes) : les 99 bouchots n'ont pas été regroupés en grappes primaires.

Cette figure, ainsi que les figures 2 et 3, a été réalisée d'après le cadastre conchylicole (document au 1/5000, aimablement communiqué par le Bureau de la Domanialité et des Ressources Marines de l'Administration des Affaires Maritimes de Paimpol).

Protocole :

- EAS (tirages sans remise) de  $n_{31}$  grappes parmi  $N_{31}$ ,
- EAS (tirages sans remise) de  $n_{32}$  UE parmi 50 dans chacun des  $n_{31}$  bouchots sélectionnés ; avec :  $n_3 = n_{31} \cdot n_{32}$ ,  $n_{31} \geq 2$ ,  $n_{32} \geq 2$ .

Comme précédemment, la moyenne par élément de la strate est estimée par

$\hat{b}_3 = \frac{1}{n_{31} \cdot n_{32}} \sum_{j=1}^{n_{31}} \sum_{k=1}^{n_{32}} y_{3jk}$  et l'estimation non biaisée de la variance de cette moyenne s'exprime :

$$\hat{V}(\hat{b}_3) = (1 - f_{31}) s_{31}^2 / n_{31} + f_{31} (1 - f_{32}) s_{32}^2 / (n_{31} \cdot n_{32})$$

Avec une notation faisant apparaître l'indice  $j$  des grappes de l'échantillon ( $j = 1, 2, \dots, n_{31}$ ) et l'indice  $k$  des UE sélectionnées dans chacune de ces grappes :

$$s_{31}^2 = \frac{1}{n_{31}} \sum_j (\hat{b}_{3j} - \hat{b}_3)^2 / (n_{31} - 1), \quad \text{avec : } \hat{b}_{3j} = \frac{1}{n_{32}} \sum_k y_{3jk} / n_{32}$$

$$s_{32}^2 = \frac{1}{n_{31}} \sum_j \frac{1}{n_{32}} \sum_k (y_{3jk} - \hat{b}_{3j})^2 / (n_{31} (n_{32} - 1))$$

#### 1.3.4. Modalités d'application du protocole

La mise en oeuvre de la stratégie précédemment décrite procède de deux opérations distinctes :

(i) La mesure *in situ* des caractéristiques des UE sélectionnées. Certains des bouchots n'étant à découvert que pour une durée d'environ 3 h par marée, il est impératif de réduire au maximum le temps consacré à chaque UE ; ce n'est donc pas le poids de moules par UE qui est directement mesuré sur le terrain, mais le volume de moules par UE.

(ii) La variable auxiliaire "volume" doit être convertie en biomasse fraîche. Pour réaliser cette conversion, des couples (volume, biomasse) ont été saisis le 11.08.87 dans les établissements de Michel CARTERON, d'une part sur des cordes de jeunes Moules (en cours d'installation sur les bouchots au moment du sondage), d'autre part sur des récoltes de Moules

adultes. Bien évidemment, l'incertitude associée au coefficient de conversion ajoute un bruit aux estimations de variance données plus haut.

Sur le terrain, et pour une strate donnée, l'échantillonnage des volumes se déroule comme suit :

1. Repérage de la super-grappe (pour les plans A et B seulement).
2. Repérage de la grappe (bouchot).

Ces deux opérations sont rapides et aisées, la sélection aléatoire des unités des divers niveaux ayant été effectuée sur le cadastre préalablement à la mission elle-même (fig. 2,3,4). Au surplus, les déplacements se font à bord d'un véhicule tout terrain.

3. Pour chaque bouchot sondé :

- Un cordeau de 100 m de long, marqué de 2 m en 2 m, est déroulé le long du bouchot afin d'identifier les UE qui vont entrer dans l'échantillon ; incidemment, la longueur de la ligne est ainsi vérifiée. Dans le même temps est dénombré l'effectif des pieux de la ligne, en mentionnant le nombre des pieux dégarnis.

- Le volume de Moules des UE sélectionnées peut alors être évalué sachant qu'une UE renferme le plus souvent 4 pieux (*cf.* annexe III), qui appartiennent à l'un des trois types suivants :

- pieux nus, soit en attente de pose d'une corde de "nouvelain", soit destinés à être remplacés ;

- pieux entourés d'une corde disposée selon une spire, et garnie de nouvelain ou de jeunes Moules. Le volume total est dans ce cas estimé à partir de la longueur totale de la spire et de sa demi-circonférence moyenne ;

- pieux chargés d'un "manchon" de moules adultes, assimilé à un cylindre. Le volume est évalué à partir de la circonférence du pieu lui-même (mesurée au sommet et à la base), de la circonférence externe moyenne (estimée par trois mesures effectuées à différentes hauteurs), et de la hauteur totale du cylindre de Moules.

Les variances associées à ces mesures, propres au pieu lui-même, sont négligeables en regard des autres sources d'incertitude associées à

l'estimation du volume total des Moules : il n'en sera pas tenu compte par la suite. Par ailleurs, il faut signaler qu'un cliché a été pris (diapositive couleur) de chaque unité d'échantillonnage.

Ces trois types ne concernent que la partie du pieu consacrée à la culture de *Mytilus edulis*. Le sommet (ca. 30 à 50 cm) est réservé à l'espèce indigène *Mytilus galloprovincialis*, qui s'y fixe naturellement. Indépendamment du type, la tête du pieu peut être ou non garnie d'un manchon de "Moules d'Erquy".

L'ensemble des opérations ci-dessus décrites mobilise quatre personnes. Lors des marées de vives-eaux, les concessions sont accessibles pendant ca. 3h30, laps de temps au cours duquel peuvent être saisies 25 UE. Deux missions de terrain de trois jours chacune ont été planifiées, l'objectif étant de former un échantillon de 80 UE à chaque mission. Il n'a pas été envisagé d'accroître cet effort total : le cheptel mytilicole n'est que l'une des composantes de l'écosystème côtier étudié dans le cadre du projet EUPHORBE, et les résultats qui vont être présentés plus loin sont à replacer dans ce contexte. Cela étant rappelé, la chronologie des travaux fut la suivante :

Date	Coef. de marée	Cible	Echantillonnage		Nbre de bouchots sondés
			début	fin	
10/08/87	103	Strate 1	13h41	17h00	11
11/08/87	106	Strates 1&2	14h00	17h40	12
12/08/87	102	Strates 1&2	15h10	18h14	11
09/09/87	110	Strate 3	14h57	16h06	6
17/03/88	104	Strate 1	12h23	15h15	12
18/03/88	114	Strates 1&2	12h00	15h47	14
19/03/88	115	Strates 2&3	12h49	15h30	14

Pour chaque bouchot aléatoirement sélectionné, 2 UE sont saisies (*vide infra*). Par ailleurs, il peut être observé que le sondage n'a pu être réalisé en totalité pendant la première mission, la mer ne s'étant pas assez retirée pour que toutes les concessions du plan C soient accessibles ; l'échantillonnage fut donc complété un mois plus tard, pendant l'une des campagnes de prospection du gisement de Coques (chapitre 2).

### 1.3.5. Allocation de l'effort d'échantillonnage

L'effort total est réparti entre les strates au prorata de leur taille (allocation proportionnelle, cf. § 1.3.2.) ; dans chacune, les taux d'échantillonnage se répartissent comme suit entre les différents niveaux :

Strates Niveaux	i=1		i=2		i=3	
	AOU 87	MAR 88	AOU 87	MAR 88	AOU 87	MAR 88
$n_{i1}/N_{i1}$	7/14	5/14	7/15	5/15		
$n_{i2}/N_{i2}$	3/30	4/30	2/20	3/20	5/99	5/99
$n_{i3}/N_{i3}$	2/50	2/50	2/50	2/50	2/50	2/50
$n_{i1} \cdot n_{i2} \cdot n_{i3}$	42	40	28	30	10	10

Il peut être observé que le partage de l'effort entre les deux premiers niveaux des strates 1 & 2 a été modifié après la première campagne d'échantillonnage : le dépouillement des données a en effet montré que la plus forte part de la variabilité est redevable de l'hétérogénéité intra super-grappe (*i.e.*, intra-niveau 1) ; la variabilité d'une super-grappe à une autre est relativement beaucoup plus faible. Ce constat, s'il conforte *a posteriori* le choix arrêté pour le protocole, suggère aussi de diminuer (à effort total constant) le taux d'échantillonnage du premier niveau au profit d'une augmentation de celui du second. Concrètement, cela revient à sélectionner aléatoirement moins de super-grappes (5 au lieu de 7), mais plus de bouchots dans chacune (4 au lieu de 3 dans la strate 1, 3 au lieu de 2 dans la strate 2).

## 1.4. Résultats

### 1.4.1. Volume total du cheptel

Les estimations obtenues sont résumées dans le tableau I, le détail des données acquises étant fourni en annexe du présent rapport. Le volume total des Moules en culture est voisin de  $5000 \text{ m}^3$  ; ce résultat, obtenu avec un taux d'échantillonnage global de  $2.10^{-3}$ , est assorti d'un coefficient de variation de 10 % (août 87) à 14 % (mars 88).

States Estimations	Aout 87			Mars 88		
	i=1	i=2	i=3	i=1	i=2	i=3
$n_i$	40	28	10	40	30	10
$s_{i1}^2 \text{ (dm}^3)^2$	2444	1138	809	4196	3120	1957
$s_{i2}^2 \text{ (dm}^3)^2$	10995	4428	282	8186	4421	234
$s_{i3}^2 \text{ (dm}^3)^2$	1856	1752	-	5860	2088	-
$\hat{b}_i \text{ (dm}^3)$	114	149	81	142	92	75
$\hat{V}(\hat{b}_i) \text{ (dm}^3)^2$	427	230	58	682	511	55
$N_i$	21000	15000	4600	21000	15000	4600
$\hat{B} \text{ (m}^3)$		4994			4706	
$\widehat{SE}(\hat{B}) \text{ (m}^3)$		491			646	

Tableau I : Volume total estimé des Moules cultivées dans l'anse de Morieux,  $\hat{B}$ , et erreur-standard  $\widehat{SE}(\hat{B})$  de l'estimation (deux dernières lignes). Les premières lignes présentent des résultats partiels, propres aux différents niveaux et à chaque strate : variances  $s_{ij}^2$ , volumes moyens par UE et par strate ( $\hat{b}_i$ , en litres), et variances d'estimation de ces volumes moyens,  $\hat{V}(\hat{b}_i)$ .

L'ensemble de ce tableau appelle les commentaires suivants :

1. La charge du plan C (strate 3) apparaît systématiquement plus faible que



celle des plans A et B. Cela provient des difficultés d'accès aux concessions de ce plan, dont les bouchots ne peuvent être travaillés que durant les grandes marées. De fait, les observations de terrain ont montré qu'au moins 7 bouchots situés au voisinage de la Plate (fig. 4) pouvaient être considérés comme abandonnés ; il n'a donc été attribué à la strate 3 qu'un poids de 4600 UE (au lieu de 4950) dans les calculs.

2. La perte de précision intervenue entre le premier et le second sondage est attribuable à l'accroissement de l'hétérogénéité des grappes de la strate 2 (cf. annexe III) ; cela est dû au fait que 10 des 30 UE de l'échantillon n'y contenaient que des pieux nus. En conséquence, le coefficient de variation de  $\hat{b}_2$  est estimé à 10 % en août 87, contre 25 % en mars 88, alors qu'il demeure stable pour  $\hat{b}_1$  (18 %) comme pour  $\hat{b}_3$  (10 %).

3. Le résultat obtenu ne permet pas de conclure à une différence statistiquement significative entre les volumes totaux estimés lors de chacun des deux sondages. Cette constance apparente de la charge va à l'encontre de l'intuition initiale d'une variabilité saisonnière marquée, conséquence de la chronologie des travaux d'exploitation : près de la moitié de la production de Moules provient de la récolte d'avril-mai-juin, la commercialisation descendant à un niveau confidentiel (moins de 100 tonnes/mois) durant le reste de l'été, époque à laquelle sont installées sur les pieux "libérés" les cordes de jeunes Moules. Le fait qu'il ne puisse pas être décelé d'écart entre les deux estimations  $\hat{B}$  est en partie imputable à un retard de la récolte de 1987.

#### 1.4.2. Conversion du volume en biomasse

L'objectif étant l'évaluation de la biomasse du cheptel mytilicole, exprimée en tonnes de poids frais (poids de coquille + poids de chair), il reste désormais à établir le rapport biomasse/volume. Soit R ce facteur de conversion. Il a été estimé par le rapport des moyennes empiriques  $\bar{v}$  et  $\bar{w}$ , calculées sur  $n = 12$  couples (volume  $v_1$ , poids frais  $w_1$ ) :

$$\hat{R} = \bar{w}/\bar{v} \quad , \quad \hat{V}(\hat{R}) \simeq (\hat{R}^2/n)((s_w/\bar{w})^2 + (s_v/\bar{v})^2 - 2 s_{vw}/(\bar{v}\bar{w}))$$

d'où les estimations :  $\hat{R} = .72 \text{ kg.dm}^{-3}$  ,  $\hat{V}(\hat{R}) = 1.8 \cdot 10^{-4}$

Par ailleurs, les estimateurs  $\hat{R}$  et  $\hat{B}$  étant des variables aléatoires liées à des épreuves indépendantes, la variance d'estimation de la biomasse fraîche totale s'exprime :

$$V(\hat{R}.\hat{B}) = V(\hat{R}).V(\hat{B}) + E^2(\hat{R}).V(\hat{B}) + E^2(\hat{B}).V(\hat{R}).$$

Cela conduit aux résultats suivants :

	Aout 1987	Mars 1988
Biomasse totale du cheptel mytilicole (tonnes de poids frais)	3598	3391
Erreur-standard de l'estimation (tonnes de poids frais)	360	470

### 1.5. Discussion et conclusion

Les questions abordées dans ce chapitre ont été motivées par les objectifs énoncés en introduction. Pour autant, elles soulèvent des problèmes techniques quasi-identiques à ceux rencontrés dans l'accomplissement des tâches récursives qui incombent à la Direction des Ressources Vivantes de l'IFREMER : contrôle de la qualité des produits conchylicoles, gestion des cheptels, estimation des stocks... (cf. MAZURIE, 1988). Dans ce second contexte, le souci de définir des plans de sondage destinés à être pérennisés a conduit à la recherche de compromis coût-précision optimaux : à cette fin, et pour une cible donnée, l'allocation d'effort qui réalise le minimum du produit coût  $\times$  variance est déterminé (MAZURIE & DARDIGNAC-CORBEIL, 1988). Ces aspects n'ont pas été approfondis dans la présente étude, étant donné qu'il n'est pas envisagé de la reconduire. Cependant, s'il était besoin de recommencer l'échantillonnage dans un cadre autre que celui du projet EUPHORBE, les données rassemblées dans l'annexe III permettraient alors de traiter ce volet du protocole.

Il apparaît cependant plus intéressant de souligner que la stratégie qui a été retenue n'est pas la seule possible ; d'autres options ont été évoquées au paragraphe 1.3.1., mais la diversité des solutions est encore mieux attestée en observant que les choix adoptés par MAZURIE & DARDIGNAC-CORBEIL (*op. cit.*), ou encore DARDIGNAC-CORBEIL & MAZURIE (1989), diffèrent très sensiblement de ceux exposés dans ce chapitre, alors qu'il s'agit dans un cas comme dans l'autre d'estimer une biomasse de Moules cultivées sur bouchots.

Au terme de cette étude, considérant d'une part les expériences menées par les autres équipes de l'IFREMER, et d'autre part les sources d'hétérogénéité révélées dans cette étude par l'application du plan de sondage, il apparaît que des résultats plus précis peuvent être attendus d'une stratégie dont l'originalité tiendrait à ce qu'elle serait fondée sur une stratification différente, au prix toutefois d'une prolongation de la campagne d'échantillonnage ; le protocole serait le suivant :

(1) Stratification des bouchots selon le type de pieux dont ils sont majoritairement formés, mettant en cela à profit l'homogénéité de type des pieux d'un même bouchot : pieux pratiquement dégarnis (ne présentant, par

exemple, qu'une "tête" de Moules d'Erquy), pieux entourés d'une spire de jeunes Moules, pieux entourés d'un cylindre de Moules adultes... ; de la sorte peuvent être définies 3 à 4 strates (spatialement discontinues), dans le même temps que sont exclus de la population les bouchots contenant exclusivement des pieux nus. Pour définir ces strates, il est alors nécessaire, préalablement à chaque sondage, de parcourir la totalité des concessions, afin d'allouer sur le cadastre chaque bouchot à l'une des strates.

(ii) Deux niveaux d'échantillonnage suffisent alors dans chaque strate : les bouchots sont assimilés à des grappes, elles-mêmes soumises à sous-échantillonnage. La définition de l'UE donnée au chapitre 1.3.3. est conservée, de même que les techniques de mesures *in situ* décrites au paragraphe 1.3.4.

(iii) Avec cette stratification, les moyennes par élément (*i.e.*, les volumes moyens par UE) de chaque strate diffèreront entre-elles, par construction. Mais il y a tout lieu de penser que les variances des strates seront elles aussi différentes, et que l'allocation dite optimale se révélera alors plus fructueuse que l'allocation proportionnelle.

Bien évidemment, la comparaison entre les variances d'estimation attachées à chacune des stratégies envisageables doit être faite à coût fixé ; cette problématique dépasse les limites assignées au présent travail, mais il peut néanmoins être noté ici qu'elle implique qu'un soin particulier soit accordé à la définition de la fonction de coût, comprise comme composante du critère d'optimalité sur lequel repose la décision du choix d'un protocole parmi d'autres.

## Chapitre 2

# LE GISEMENT DE COQUES

## 2. LE GISEMENT DE COQUES

### 2.1 Présentation sommaire du cycle biologique de l'espèce

#### 2.1.1. Généralités

La biologie de *Cerastoderma edule* est connue au travers d'un grand nombre de travaux, entrepris le plus souvent sur les gisements exploités des îles Britanniques (Burry Inlet, Morecambe Bay, Thames Estuary, Wash...) et de la mer de Wadden. Plus récemment ont été engagées des études sur le littoral français, coordonnées au sein d'un programme national pour ce qui concerne le déterminisme du recrutement (GLEMAREC, 1987).

Les gisements de Coques sont généralement implantés en zone estuarienne dans des sables fins, et les plus fortes biomasses sont enregistrées sur les niveaux moyens de l'estran. La variabilité latitudinale du cycle biologique de la Coque est aujourd'hui bien connue, comparable à celle observée pour bon nombre d'invertébrés benthiques.

*Reproduction* : Les populations les plus septentrionales ont un cycle sexuel caractérisé par une ponte massive et un repos sexuel, tandis que les populations méridionales ont un cycle sans repos, comprenant plusieurs émissions de gamètes (FERNANDEZ-CASTRO et LE PENNEC, 1987). Les phénomènes de maturation et de ponte seraient induits par les accroissements de température plutôt que par une valeur absolue de celle-ci. La première maturité semble surtout dépendre de la taille (de l'ordre de 15 mm) et non de l'âge des individus (KRISTENSEN, 1957 ; HANCOCK et FRANKLIN, 1972) ; elle peut ainsi être atteinte en quelques mois en baie de Somme (LEMOINE *et al.*, 1988) jusqu'à près de deux ans en Irlande du Nord (SEED et BROWN, 1977). La production d'oeufs, fonction de la taille, varie selon KRISTENSEN (1957) de 5 600 à 52 000 par femelle de 18 à 38 mm de longueur respective. La castration parasitaire signalée par différents auteurs (HANCOCK et URQUHART, 1965 ; BOYDEN, 1971 ; LEMOINE *et al.*, 1988) touche inégalement les individus d'une même population ; ce sont surtout les mâles âgés qui sont affectés.

*Recrutement* : Le développement larvaire dure trois semaines, puis les larves quittent le plancton et sédimentent à une taille d'environ 300 µm (THORSON,

1946). Les jeunes Coques peuvent être transportées un long moment après la métamorphose (environ 4 semaines), jusqu'à ce qu'elles atteignent une taille de 1.8 à 2 mm (BAGGERMAN, 1975). Un certain nombre de conditions devront être réunies pour que les chances de survie soient les meilleures, notamment :

- le sédiment doit présenter des caractéristiques granulométriques favorables à la fixation des larves (entre 50 et 200  $\mu\text{m}$ ), et assurer une bonne rétention de l'eau (LEMOINE *et al.*, 1988) ;

- la température en émergence ne devra pas être trop élevée, le seuil létal se situant à 36°C (KRISTENSEN, 1957) ;

- la compétition pour la nourriture et/ou l'espace constitue un facteur limitant pour la survie et la croissance des recrues (FRANKLIN et PICKETT, 1979) ;

- le cannibalisme, lorsque les Coques adultes sont en grande densité, peut jouer un rôle important en réduisant la survie des larves et des jeunes recrues (HANCOCK, 1973 ; MEIXNER, 1983).

Quelle que soit la densité initiale des jeunes recrues, une chute brutale des effectifs est observée durant les toutes premières semaines.

*Croissance* : Comme pour la plupart des Bivalves, la croissance de la Coque est très variable d'une région à une autre. Cette variabilité est due à l'interaction de divers facteurs, entre autres : le niveau sur l'estran, la salinité, la nourriture, le substrat, la température, la densité ou la compétition (WEST *et al.*, 1979). La croissance sera ainsi d'autant plus rapide que les Coques seront moins souvent émergées ; KRISTENSEN (1957) considère qu'une durée minimum d'immersion de 5 heures par marée est nécessaire à une croissance normale. Des anneaux d'arrêt de croissance hivernale apparaissent à des températures de l'eau voisines de 5°C (JONES, 1979). L'analyse des stries de croissance, de même que l'examen des structures démographiques, conduisent à estimer la longévité maximale à une dizaine d'années, pour une longueur (antéro-postérieure) d'environ 40 à 45 mm. Ces valeurs sont cependant rarement atteintes, compte tenu des nombreux facteurs de mortalité.

*Mortalité* : HANCOCK et URQUHART (1965) analysent les causes de mortalité autres que celles engendrées par la pêche, dans le cas d'un gisement exploité du sud du pays de Galles (Burry Inlet). La mortalité totale pour

l'ensemble du gisement sur une année est estimée à 85 %, la perte par pêche durant la même période n'étant que de 14 %. Les auteurs identifient quatre causes principales de mortalité naturelle :

1) Conditions de l'environnement : il s'agit essentiellement de l'action de la houle et des températures extrêmes, notamment chez les jeunes individus.

2) Vieillesse : la proportion d'individus âgés est faible dans le cas d'un gisement exploité.

3) Parasitisme : COLE (1956) signale plusieurs parasites et commensaux de *Cardium edule* : Ciliés, Trématodes, Turbellariés et Copépodes. Les pertes engendrées par le parasitisme seraient faibles et concerneraient principalement les individus les plus âgés.

4) Prédation : la Coque est la proie de nombreux invertébrés et vertébrés, parmi lesquels le Crabe vert (*Carcinus maenas*) et les Poissons plats qui assurent une prédation essentiellement estivale, ainsi que les Oiseaux, notamment l'Huîtrier-pie responsable des fortes mortalités hivernales des Coques de second hiver.

Lorsque les conditions de milieu lui sont favorables, la Coque peut atteindre de fortes biomasses sur de grandes étendues, mais elle peut également disparaître totalement ou voir ses effectifs diminuer de manière sensible et durable (FRANKLIN, 1972 ; EVANS, 1977 ; WEST *et al.*, 1979). Ces évolutions parfois irréversibles peuvent être engendrées par une surexploitation des gisements et/ou par l'action de facteurs abiotiques (températures extrêmes, qualité du substrat ou de l'eau...) ou biotiques (compétition, prédation...).

#### 2.1.2. Impact de la pression de pêche et de la prédation par les Limicoles en baie de St-Brieuc

Le gisement étudié est soumis à deux types de prélèvements, principalement dans l'anse d'Yffiniac en période hivernale. Une activité de pêche traditionnelle s'exerce depuis plusieurs décennies. LAMBERT (1943) évalue, dans les années trente, à près de 3 tonnes la quantité de Coques récoltées par jour de pêche et qui, au départ de St-Brieuc, étaient expédiées en différents points de France ainsi qu'en Angleterre. Déjà les problèmes d'insalubrité étaient très prononcés dans la baie, entraînant des



interdictions de pêche et le classement de l'anse d'Yffiniac (au sud d'une ligne pointe des Guettes - pointe du Roselier) en zone insalubre. Cette activité est aujourd'hui réglementée et contrôlée. Elle concerne une cinquantaine de pêcheurs qui, à partir de Cesson et d'Hillion (Lermot), exploitent principalement les abords de l'Urne au débouché de l'anse d'Yffiniac. La zone de pêche se situant pour partie en zone insalubre, les pêcheurs doivent avoir un contrat avec un "reparqueur" ou "épurateur", et détenir une autorisation individuelle de pêche délivrée par les Affaires Maritimes. La période de pêche s'étend habituellement de mi-octobre à fin avril. Avec l'arrivée de pêcheurs extérieurs (Vivier/Mer, Normandie) en 1983, la production annuelle est passée de 50 à plus de 150 tonnes. Elle est aujourd'hui stabilisée aux environs de 300 tonnes (saison 86-87 : 373 t ; 87-88 : 193 t ; 88-89 : 431 t) pour une taille à la première capture de 30 mm.

A cette pêche professionnelle s'ajoute une pêche de loisir principalement estivale qui se pratique dans les anses d'Yffiniac et de Morieux à partir des principaux accès. Aucune estimation de ces prélèvements n'a jusqu'à présent été réalisée.

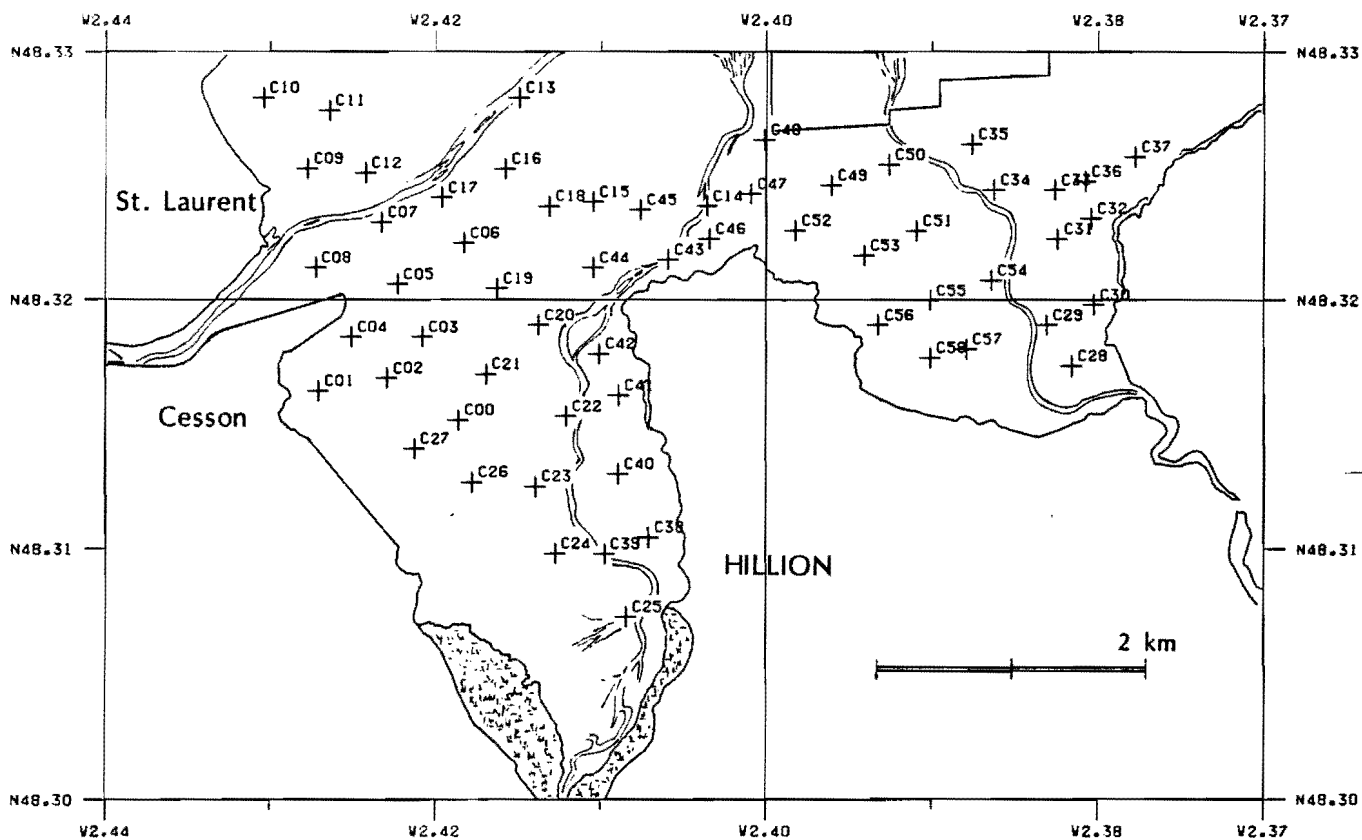
La prédation par les Limicoles est essentiellement le fait de l'Huïtrier-pie (*Haematopus ostralegus*). Le lecteur intéressé par ce sujet consultera le rapport consacré à ce thème particulier du programme EUPHORBE (ANNEZO et HAMON, 1989). Seuls les principaux résultats en seront ici résumés. Concernant l'Huïtrier-pie, dont l'activité alimentaire est concentrée dans l'anse d'Yffiniac, le nombre cumulé d'oiseaux  $\times$  jours avoisine annuellement  $10^6$  (soit plus du tiers des Limicoles séjournant dans la baie). Cet oiseau est sans doute le Limicole dont les aspects qualitatifs et quantitatifs de la prédation sont les mieux connus, en raison de l'intérêt qu'il a pu susciter en tant que compétiteur de l'Homme sur les gisements de Coques exploités. La Coque apparaît bien être sa proie privilégiée lorsqu'elle offre des concentrations importantes, ce qui est le cas dans l'anse d'Yffiniac. Une sélection est opérée sur les Coques de longueur proche de 20 mm (généralement des individus de second hiver). En baie de St-Brieuc, la biomasse de ces jeunes Coques consommée par l'Huïtrier-pie entre septembre 87 et avril 88 a été évaluée par ANNEZO et HAMON (*op.cit.*) de la manière suivante :

- recensement des Huïtriers séjournant dans la baie,
- calcul de la consommation individuelle moyenne journalière

(47 g M.O.) à partir du métabolisme basal,

- et enfin estimation de la consommation totale, connaissant le nombre d'oiseaux  $\times$  jours ( $65.10^4$ ) sur la période considérée. En supposant que l'Huifrier-pie se nourrisse exclusivement de Coques, la prédation qu'exerce ce Limicole correspond à un prélèvement théorique, exprimé en poids frais, d'environ 800 tonnes (soit  $2/3$  du prélèvement théorique annuel).

Ces informations (captures dues à la pêche, impact de la prédation par l'Huifrier-pie) seront reprises en fin de chapitre, elles y seront traitées conjointement avec les estimations d'abondance du stock de Coques, objet des paragraphes qui vont suivre.



**Figure 5:** Réseau des 59 stations (C00 à C58) échantillonnées en septembre 1987 et en avril 1988, pour estimer la biomasse du gisement de Coques (*Cerastoderma edule*). Sur cette figure est également indiquée la localisation des filières (d'ouest en est : Légué et Urne dans l'anse d'Yffiniac, Gouessant dans l'anse de Morieux), ainsi que l'extension des herbus au fond de l'anse d'Yffiniac. La limite des concessions mytilicoles (plan A) apparaît en haut et à droite de la figure.

## 2.2. Localisation du gisement et protocole d'échantillonnage

L'emprise spatiale du gisement a été identifiée lors de la prospection des 66 stations d'estran effectuée pour reconnaître les principales unités biosédimentaires de la zone-atelier. De la synthèse des observations (GROS & HAMON, 1988), et concernant spécifiquement la Coque *Cerastoderma edule*, ressortent les faits suivants :

- la quasi-totalité du gisement occupe le secteur où la zone intertidale atteint son maximum d'extension, à savoir les anses d'Yffiniac et de Morieux (*cf.* fig. 1) ;

- les plus fortes abondances sont atteintes dans les niveaux moyens de l'estran, plus précisément dans le peuplement des sables fins à *Tellina tenuis* ; au sein de ce peuplement, la Coque définit un faciès (faciès à *Tellina tenuis* et *Cerastoderma edule*) dans lequel elle représente, en biomasse, 70 % de la macrofaune benthique totale. Les densités décroissent vers les bas niveaux de l'estran (faciès d'appauvrissement à *T. tenuis*), tout comme vers les hauts niveaux, où la Coque représente encore 16 % de la biomasse dans le peuplement oligohalin des sables fins envasés à *Macoma balthica* (*cf.* GROS & HAMON, *op. cit.* : fig. 11, tabl. II & III).

Afin d'estimer la biomasse totale du stock, un réseau de 59 stations (fig. 5) a été défini à l'intérieur des limites du gisement. Ces stations ont été échantillonnées à deux reprises, afin d'apprécier en outre la variabilité de la biomasse au cours du cycle biologique ; ainsi :

- (i) la première campagne d'échantillonnage eut lieu les 8, 9 et 10 septembre 1987, *i.e.* à une période présumée voisine de celle du maximum annuel de biomasse (période consécutive à la plus grande part de l'afflux des recrues, et précédant les mortalités hivernales ainsi que la ponction opérée par la pêche et la prédation) ;

- (ii) le même sondage a été reconduit en fin d'hiver (15, 16 et 17 avril 1988), afin d'approcher au mieux la valeur du minimum annuel.

En chaque station, les Coques sont récoltées à l'intérieur de deux quadrats de 0.25 m<sup>2</sup> chacun ; un tamisage sur maille ronde de 2 mm est pratiqué lorsque la présence de jeunes recrues est détectée. Le parcours du réseau de stations est effectué à bord d'un engin tout terrain, un positionnement précis étant obtenu à l'aide d'un géodimètre à ondes infra-rouge (AGA 122) couplé à un théodolite (ce qui nécessite

l'immobilisation d'un opérateur sur un point d'emplacement connu).

Au laboratoire, les animaux recueillis (fixés au formol à 5 %) sont dénombrés, la longueur de la Coquille est mesurée, et le poids sec sans cendres est évalué selon la technique exposée par GROS & HAMON (*op. cit.*). L'ensemble des données brutes est édité en annexe du présent rapport.

Concernant la stratégie d'échantillonnage proprement dite, il convient de s'attarder sur la différence entre les choix opérés pour sonder le cheptel mytilicole (chapitre précédent) et le gisement de Coques. Dans le premier cas, la population-cible est très fortement structurée (découpage administratif en plans, alignements de bouchots...), les conditions sont donc propices à l'application d'un sondage aléatoire, dans lequel la définition des strates, des grappes..., utilise l'information connue *a priori* sur l'agencement des concessions. Dans le cas du gisement de Coques, cette information *a priori* est inexistante (hormis celle relative aux limites du gisement). En matière d'échantillonnage aléatoire, seul l'échantillonnage aléatoire simple est alors envisageable; la contrepartie de la simplicité de ce protocole réside dans une efficacité modeste, spécialement en présence d'une structure sous-jacente que, par construction, le protocole ignore. Or, il est bien connu que les peuplements benthiques sont spatialement structurés. Ces considérations ont conduit à opter en faveur d'un échantillonnage non aléatoire, ici systématique, et c'est dans cet esprit qu'a été conçu le réseau des stations présentées à la figure 5. Le traitement des données acquises selon cette stratégie fera appel aux méthodes de la géostatistique, dont les outils de base sont présentés au paragraphe 2.3. Le lecteur familier de ce domaine particulier de la statistique pourra omettre la lecture de ce paragraphe, et aborder directement la présentation des résultats (§ 2.4).

### 2.3. Traitement géostatistique des données

Selon la terminologie introduite par G. MATHERON en 1965, la biomasse des Coques du gisement étudié est considérée ici comme une variable régionalisée (V.R. en abrégé) : une V.R. décrit un phénomène qui se déploie de manière structurée dans l'espace et/ou dans le temps. Cette idée n'est en rien neuve pour un écologiste, dont l'objet d'étude consiste classiquement en systèmes spatio-temporellement structurés. Ce qu'apporte la "méthode géostatistique", *i.e.* la théorie des V.R., ce sont les outils qui permettent de résoudre les problèmes d'estimation optimale, d'inférence statistique et d'interpolation, spécialement ceux attachés au traitement de données saisies par échantillonnage systématique.

#### 2.3.1. Bases probabilistes et inférence statistique

En un point quelconque  $u$  du gisement, la biomasse observée  $b(u)$  constitue une réalisation particulière de la variable aléatoire  $B(u)$ . Cette comparaison "au point fixe" à une variable aléatoire ordinaire permet d'éclairer en partie la nature stochastique d'une V.R. ; en partie seulement, car la "régionalisation" n'est alors pas prise en compte. Ce second aspect résulte de l'existence d'une structure, qui localement entraîne que, en moyenne, deux observations  $b(u_1)$  et  $b(u_2)$  seront d'autant plus semblables que la distance qui sépare  $u_1$  de  $u_2$  sera faible.

En fait,  $B(u)$  sera ici définie comme une fonction aléatoire (F.A. en abrégé), *i.e.* une variable aléatoire possédant une infinité de composantes, chaque composante correspondant dans le cas présent à un point  $u$  du gisement  $D$  ; ce domaine  $D$  sera traité comme un espace à 2 dimensions. Formellement, si  $\Omega = \{\omega\}$  désigne l'ensemble des événements élémentaires, la relation entre la F.A.  $B(u)$  et l'une quelconque de ses réalisations  $b$  s'exprime :

$$\forall \omega \in \Omega, \forall u \in D, B(u, \omega) = b_{\omega}(u)$$

Autrement dit, le tirage d'un événement élémentaire  $\omega$  détermine la valeur prise par  $B(u)$  en tout point  $u$  du gisement  $D$ .

L'intérêt de cette représentation de la réalité tient à ce qu'elle permet d'éclairer le lien avec le problème de l'inférence statistique, qui en l'occurrence est celui de la "reconstitution" des premiers moments de la F.A.  $B(u)$ , à partir des  $n$  valeurs observées  $b(u_1), \dots, b(u_n)$ . L'objectif de l'étude est en effet l'estimation de la biomasse moyenne des Coques sur le domaine  $D$ , assortie du calcul de la précision attachée à l'estimation. Or, une campagne d'échantillonnage, qui consiste en la prospection d'une soixantaine de stations régulièrement distribuées sur le gisement (fig. 5), ne permet d'accéder qu'à une seule des réalisations de la F.A.  $B(u)$ . Dans ce contexte peut être "estimée" une biomasse moyenne, mais sans qu'il soit possible de statuer sur les qualités de l'estimateur (*e.g.*, biais, variance), évaluation qui nécessite la formulation d'un corps d'hypothèses relatives à la F.A.. Au surplus, ces hypothèses devront être suffisamment faibles pour préserver la généralité d'application de la méthode.

### 2.3.2. L'estimateur du krigeage (estimation locale)

L'objectif est d'estimer la biomasse des Coques sur la totalité du gisement  $D$ . Dans un premier temps sera examiné le problème de l'estimation locale sur une partie  $G$  de  $D$  ( $G \subset D$ ), pour aborder ensuite la question de l'estimation globale. Formellement, il s'agira donc tout d'abord d'estimer  $B_G$  :

$$B_G = \frac{1}{G} \iint_G B(u_x, u_y) du_x du_y, \text{ en abrégé : } B_G = \frac{1}{G} \int_G B(u) du$$

où  $u \in D$  représente un point de l'espace à deux dimensions :  $u = (u_x, u_y)$ . L'estimateur du krigeage, noté  $\hat{B}_K$ , est une combinaison linéaire des  $n$  observations  $\{B(u_1) = b(u_1), \dots, B(u_n) = b(u_n)\}$  :

$$\text{estimateur : } \hat{B}_K = \sum_{i=1}^n \lambda_i B(u_i), \text{ estimation : } \hat{b}_K = \sum_{i=1}^n \lambda_i b(u_i)$$

Le problème à résoudre est alors le suivant : déterminer les poids  $\lambda_i$  tels que :

$$E[\hat{B}_K - B_G] = 0 \quad \text{et} \quad E[(\hat{B}_K - B_G)^2] \text{ minimale,}$$

*i.e.*, trouver les  $\lambda_i$  qui garantissent que l'estimateur  $\hat{B}_K$  est non biaisé et

de variance minimale. Du point de vue le plus général, cette question aboutit à minimiser une forme quadratique (qui n'est autre que la variance de l'erreur exprimée en fonction des  $\lambda_i$ ) sous une (ou plusieurs) contrainte(s) d'égalité, imposée(s) par la condition d'absence de biais. Il s'agit donc d'un classique problème d'optimisation ; l'originalité de la méthode réside en fait dans la définition du critère d'optimalité et du système de contraintes, eux-mêmes dépendants de la nature des hypothèses faites sur la F.A..

### 2.3.3. Stationnarité et "hypothèse intrinsèque"

L'ordre de la présentation qui va suivre est celui d'une faiblesse croissante des conditions imposées à la F.A.. L'hypothèse la plus restrictive, celle de la stationnarité de la F.A., est donc celle qui sera examinée en premier.

(i) La stationnarité (ici spatiale) exprime l'homogénéité d'un phénomène qui tend à conserver les mêmes propriétés en tout point de l'espace : l'inférence s'en trouve alors simplifiée, dans la mesure où il est légitime de calculer une moyenne à partir d'une seule réalisation de la F.A., et cela en remplacement de celle qui serait obtenue à partir de plusieurs réalisations (ergodicité).

Ce n'est cependant pas la parfaite répétitivité spatiale de la F.A. qui est supposée, mais seulement la stationnarité d'ordre 2, ou stationnarité faible, *i.e.* l'invariance par translation des deux premiers moments :

$$E[B(u)] = m, \text{ constante, } \forall u \in G,$$

$$E[(B(u+h)-m)(B(u)-m)] = C(h), \text{ ne dépendant que de la distance } h.$$

Ces deux conditions font de  $B(u)$  une F.A. stationnaire (F.A.S. en abrégé) ;  $C$  désigne la covariance centrée, et en particulier :

$$V[B(u)] = E[(B(u) - m)^2] = C(0), \text{ indépendante de } u.$$

L'absence de biais de l'estimateur linéaire  $\hat{B}_K$  s'exprime alors :



$$E[\hat{B}_k] = \sum_i \lambda_i E[B(u_i)] = m$$

La contrainte d'égalité sur les pondérateurs  $\lambda_i$  s'en déduit immédiatement :  $\sum_i \lambda_i - 1 = 0$

$$\begin{aligned} \text{Par ailleurs : } V[\hat{B}_k] &= V[\sum_i \lambda_i B(u_i)] \\ &= \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \lambda_i \lambda_j C(u_i - u_j) \end{aligned}$$

où  $C(u_i - u_j) = E[(B(u_i) - m)(B(u_j) - m)]$ , la fonction de covariance étant telle que la forme quadratique  $V[\hat{B}_k]$  soit définie positive.

(ii) L'estimation optimale (*i.e.*, le calcul des  $\lambda_i$ ) peut être conduite à partir de l'expression de  $V[\hat{B}_k]$  donnée ci-dessus, connaissant la fonction de covariance  $C$ . Toutefois, il est possible de traiter pareillement une plus grande variété de cas en relaxant la condition de stationnarité imposée à la F.A., pour la faire porter seulement sur ses accroissements. D'où l'hypothèse plus faible, dite "hypothèse intrinsèque", selon laquelle les accroissements de la F.A.  $B(u)$  sont stationnaires d'ordre 2 :

$$\begin{aligned} E[B(u + h) - B(u)] &= 0 \\ V[B(u + h) - B(u)] &= 2 \gamma(h) \end{aligned}$$

Une F.A. dont les accroissements vérifient cette condition de stationnarité faible est dite intrinsèque (F.A.I. en abrégé). La variance des accroissements ne dépend alors que de la distance  $h$  au point d'appui  $u$ , la relation étant décrite par la fonction  $\gamma(h)$  appelée variogramme. En fait, l'espérance des accroissements étant ici supposée nulle, le variogramme décrit simplement l'évolution de la moyenne des écarts quadratiques entre les réalisations de  $B(u)$ , et ceci en fonction de la distance  $h$  qui les sépare :

$$\gamma(h) = (1/2) E [(B(u + h) - B(u))^2]$$

Une représentation graphique de cette fonction est obtenue à

l'aide du variogramme expérimental :

$$\hat{\gamma}(h) = \frac{1}{2n(h)} \sum_{i=1}^{n(h)} (b(u_i + h) - b(u_i))^2$$

où  $n(h)$  désigne le nombre de couples d'observations  $b$  séparées par la distance  $h$ . L'examen du graphe obtenu est riche d'enseignements quant à la structure de la F.A.I. : les configurations habituellement rencontrées vont du "signal plat" (pas de structure décelable à l'échelle d'observation retenue) à des courbes régulières, d'aspect parabolique à l'origine (forte régionalisation). Des exemples concrets sont présentés et commentés par JOURNEL (1977a), DELHOMME (1978), CLARK (1979), ou encore ARMSTRONG (1986). Seul le cas rencontré dans la présente étude sera désormais considéré : celui où la fonction  $\gamma(h)$  est discontinue en  $h = 0$ , puis monotone croissante jusqu'à la distance  $h = a$ , et enfin constante pour  $h > a$ . Ce comportement est un résumé graphique des propriétés majeures de la V.R. étudiée :

- La discontinuité à l'origine ( $\gamma(0 + \varepsilon) \neq 0$ ) révèle l'irrégularité de la V.R. pour les faibles valeurs de  $h$ . Ce "saut" du variogramme est nommé "effet de pépite", vocable qui rappelle l'origine minière de la méthode (inventée dans les années cinquante par le géologue sud-africain D.G. KRIGE). Dans la pratique, l'effet de pépite peut être engendré par d'autres phénomènes que l'hétérogénéité à très courte portée : *e.g.*, par une microrégionalisation (structures non détectées, car d'échelle inférieure au pas d'espace de l'échantillonnage), par des erreurs de mesure, ou encore par des erreurs dans le positionnement des points de prélèvements.

Un cas particulier doit être mentionné : celui du variogramme plat [ $\gamma(h) = C(0)$ ,  $\forall h > 0$ ], ou effet de pépite pur, caractéristique d'une parfaite décorrélation entre composantes spatiales de la F.A., si proches soient-elles.

- La vitesse de croissance de la fonction  $\gamma$  au voisinage de  $h = 0$  renseigne sur la "force" de la structure ; en effet, la définition du variogramme montre que la propagation des similitudes est d'autant plus étendue que l'augmentation de  $\gamma(h)$  avec  $h$  est plus lente.

- L'extension de la contamination spatiale correspond précisément à la valeur  $a$  au delà de laquelle s'annulent les corrélations ;  $a$  est appelée la "portée" du variogramme.

- Pour les valeurs de  $h \geq a$ , la fonction  $\gamma$  se stabilise à un palier dont la valeur est simplement la variance entre points ne s'influençant pas mutuellement.

Dans ce qui précède, il n'a été jusqu'à présent question que de variogrammes "bornés", *i.e.* présentant un palier. Dans ce cas, la F.A.I. est aussi une F.A.S., c'est à dire qu'il existe une moyenne stationnaire et une covariance, avec évidemment :  $\gamma(h) = C(0) - C(h)$ .

L'intérêt d'introduire l'hypothèse intrinsèque est le suivant : en supposant seulement la stationnarité faible des accroissements, il est possible de traiter des F.A.I. qui ne sont pas des F.A.S. ; à ces F.A.I. possédant une capacité de dispersion infinie est associé un variogramme non borné [ $\gamma(h)$  croît indéfiniment avec  $h$ , en se comportant comme un infiniment grand d'ordre  $< 2$  :  $\gamma(h)/h^2 \rightarrow 0$  quand  $h \rightarrow \infty$ ], *e.g.* un variogramme linéaire. Le processus ne possède alors pas de variance finie.

La formulation de l'hypothèse intrinsèque élargit donc le champ d'application de la méthode géostatistique. De fait, la classe des fonctions aptes à modéliser un variogramme est plus vaste que celle des fonctions pouvant représenter une covariance (*vide infra*). Toutefois, il est nécessaire de garantir que l'estimateur linéaire :

$$\hat{B}_k = \sum_i \lambda_i B(u_i)$$

possède une variance finie. Sachant que :

$$V[\sum_i \lambda_i B(u_i)] = (\sum_i \lambda_i)^2 C(0) - \sum_i \sum_j \lambda_i \lambda_j \gamma(u_i - u_j)$$

il apparaît que s'il existe un variogramme  $\gamma$  sans qu'il existe une covariance  $C$ , alors  $C(0)$  n'est pas définie, et il faut s'imposer une restriction minimale :  $\sum \lambda_i = 0$ , qui assure que la variance de la combinaison linéaire  $\sum \lambda_i B(u_i)$  est définie. Une telle combinaison linéaire est dite autorisée (ou admissible).

Le résultat important est alors le suivant : pour toute combinaison linéaire autorisée, *i.e.*, de poids nul, la variance existe, est finie, et se calcule simplement en remplaçant  $C$  par  $-\gamma$  ; formellement :

$$V[\sum_i \lambda_i B(u_i)] = - \sum_i \sum_j \lambda_i \lambda_j \gamma(u_i - u_j) , \text{ avec } \sum_i \lambda_i = 0$$

Le modèle choisi pour le variogramme doit être tel que la variance soit positive, quels que soient les  $\lambda_i$  vérifiant la condition d'admissibilité de la combinaison linéaire. Cela permet de définir une plus vaste classe de fonctions  $\gamma$  (positivité requise pour les seuls  $\lambda_i$  tels que  $\sum \lambda_i = 0$ ) que de fonctions  $C$  (positivité non conditionnelle, *i.e.* vérifiée quels que soient les  $\lambda_i$ ).

Pour autant, il demeure très difficile de décider si une fonction quelconque est ou non conditionnellement positive. C'est pourquoi, en pratique, ne sont généralement utilisés que quelques modèles éprouvés de variogrammes : fonctions puissance, modèle "sphérique", "exponentiel", ou "gaussien", pour ne citer que les plus classiques ; les formulations analytiques figurent dans les travaux précités ; seule l'équation du modèle sphérique, utilisé dans cette étude, sera présentée :

$$\gamma_1(h) = \begin{cases} C_1 (3h/a - (h/a)^3)/2 & \text{si } 0 \leq h \leq a \\ C_1 & \text{si } h < a \end{cases}$$

où  $h$  représente le module du vecteur qui joint deux points quelconques de l'espace (ici à deux dimensions). Par ailleurs, le modèle sphérique est un modèle de variogramme borné, qui atteint le palier  $C_1$  pour la portée  $a$ . Si une constante pépitique  $C_0$  lui est adjointe, alors :

$$\gamma(h) = \begin{cases} 0 & \text{si } h = 0 \\ C_0 + \gamma_1(h) & \text{si } h > 0 \end{cases}$$

Les questions liées à la recherche d'anisotropie, à la détection de structures emboîtées, à la "régularisation" du variogramme ne seront pas évoquées ici, pas plus que les techniques d'ajustement d'un modèle de variogramme aux données expérimentales. Il convient néanmoins d'insister sur la sensibilité du calcul des  $\lambda_i$  à la caractérisation du comportement à l'origine de la fonction  $\gamma$  (*i.e.*, constante pépitique et vitesse de croissance de  $\gamma(h)$  pour les faibles valeurs de  $h$ ), ainsi que sur la faible robustesse du variogramme lui-même.

### 2.3.4. Retour à l'inférence statistique

En reprenant l'objectif annoncé au paragraphe 2.3.2., il s'agit d'estimer la moyenne "zonale" :

$$B_G = \frac{1}{G} \int_G B(u) du, \quad G \subset D$$

sur la zone  $G$  du domaine  $D$ , considéré ici comme un espace à deux dimensions ; de ce fait, la notation abrégée employée ci-dessus désigne une intégrale double  $\iint_G du_x du_y$ . L'estimateur linéaire est :

$$\hat{B}_k = \sum_{i=1}^n \lambda_i B(u_i) \quad u_i \in D, \quad i = 1, \dots, n$$

Sous l'hypothèse de stationnarité du moment d'ordre 1, la contrainte  $\sum \lambda_i = 1$  assure l'absence de biais, *i.e.*  $E[\hat{B}_k - B_G] = 0$ .

Soit  $\sigma_E^2$  la variance d'estimation :

$$\begin{aligned} \sigma_E^2 &= E[(\hat{B}_k - B_G)^2] \\ &= E[\hat{B}_k^2] + E[B_G^2] - 2 E[\hat{B}_k B_G] \\ &= - \sum_i \sum_j \lambda_i \lambda_j \gamma(u_i - u_j) - \bar{\gamma}(G, G) + 2 \sum_i \lambda_i \bar{\gamma}(u_i, G) \end{aligned}$$

$$\text{où : } \bar{\gamma}(G, G) = G^{-2} \int_G \int_G \gamma(u-v) du dv$$

est la valeur moyenne du variogramme entre deux points  $u$  et  $v$  qui décrivent indépendamment l'ensemble du domaine  $G$ , et :

$$\bar{\gamma}(u_i, G) = G^{-1} \int_G \gamma(u_i - v) dv$$

*i.e.*, la valeur moyenne du variogramme entre le point  $u_i \in D$  et un point qui décrit l'ensemble du domaine  $G$ . Les techniques numériques qui permettent de calculer les valeurs moyennes  $\bar{\gamma}(\cdot)$  sont décrites dans JOURNEL (1977a).

Il doit être noté que l'erreur de krigeage  $\hat{B}_k - B_G$  est bien une

combinaison linéaire autorisée ; en effet, la somme des pondérateurs qui définissent  $\hat{B}_k$  vaut 1 (condition de non biais), et de même, la somme infinie  $B_G$  peut être considérée comme une combinaison linéaire dont la somme des pondérateurs est égale à l'unité. Par conséquent, l'erreur  $\hat{B}_k - B_G$  est de poids nul, et sa variance (*i.e.*, la variance d'estimation  $\sigma_E^2$ ) existe, et cela même si la valeur à estimer  $B_G$ , et l'estimateur  $\hat{B}_k$ , ne possèdent ni l'un ni l'autre de variance finie. Il apparaît enfin, d'après ce qui précède, que la variance d'estimation  $\sigma_E^2$  est une forme quadratique en  $\lambda_i$  :

$$\sigma_E^2 = Q(\lambda_1, \dots, \lambda_n)$$

Déterminer le "meilleur" estimateur linéaire  $\hat{B}_k$ , *i.e.* non biaisé et de variance minimale, conduit donc à rechercher les pondérateurs  $\lambda_i$  qui réalisent le minimum de  $Q$  sous la contrainte d'égalité  $\sum \lambda_i = 1$ . Cette question est résolue en écrivant que le Lagrangien  $\mathcal{L}$  :

$$\mathcal{L}(\lambda_1, \dots, \lambda_n ; \mu) = Q(\lambda_1, \dots, \lambda_n) - 2\mu \left( \sum_i \lambda_i - 1 \right)$$

doit vérifier la condition nécessaire d'extrémum, *i.e.* être stationnaire :

$$\partial \mathcal{L} / \partial \lambda_i = 0 \quad , \quad i = 1, \dots, n \quad , \quad \text{et} \quad \partial \mathcal{L} / \partial \mu = 0$$

De la sorte est obtenu un système de  $n + 1$  équations linéaires à  $n + 1$  inconnues (les  $n$  poids  $\lambda_i$  et le multiplicateur de Lagrange  $\mu$ ), qui peut s'écrire sous forme matricielle :

$$\begin{pmatrix} \gamma(u_i - u_j) & \vdots & 1 \\ \dots & \vdots & \dots \\ 1 & \vdots & 0 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \lambda_i \\ \dots \\ \mu \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \bar{\gamma}(u_i, G) \\ \dots \\ 1 \end{pmatrix} \quad i, j = 1, \dots, n$$

La matrice qui figure dans le premier membre de l'égalité est dite "matrice de krigeage". Pour que la solution existe et soit unique, il faut et il suffit que la fonction  $-\gamma$  soit de type positif conditionnel (*vide supra*), et qu'aucune information  $b(u_i)$  ne soit totalement redondante à une autre (*cf.* JOURNAL, 1977a).

En notant  $\{\lambda_1^*, \dots, \lambda_n^*, \mu^*\}$  la solution du système, les estimations retenues s'expriment :

$$\hat{b}_k = \sum_{i=1}^n \lambda_i^* b(u_i)$$

$$\hat{\sigma}_E^2 = \sum_i \lambda_i^* \bar{\gamma}(u_i, G) + \mu^* - \bar{\gamma}(G, G)$$

L'estimation  $\hat{\sigma}_E^2$  de la variance d'estimation  $\sigma_E^2$  est souvent notée  $\hat{\sigma}_K^2$ , et appelée "variance de krigeage". Quant aux  $n$  observations  $b(u_i)$ , qui constituent ce qu'il est convenu de nommer "l'ensemble informant" (par opposition à  $G$ , "zone à informer"), elles seront considérées dans cette étude comme des biomasses attachées à un support quasi-ponctuel, ici le mètre-carré, et constant en tout point  $u_i$ . De la sorte est acquise l'additivité de la V.R., au sens où toute combinaison linéaire des  $b(u_i)$ , par exemple  $\hat{b}_K$ , conserve la signification d'une biomasse par  $m^2$ .

Enfin, deux remarques doivent être formulées :

(i) Les équations ci-dessus, qui fournissent des estimations locales dans le contexte stationnaire, sont classiquement appelées "système de krigeage ordinaire" (JOURNEL, 1977b), au sens de krigeage sans biais d'ordre 1 (*vide infra*, § 2.3.6.).

(ii) Au prix de modifications mineures, le système peut être aménagé pour intégrer l'effet de pépite (*cf.* JOURNEL, 1977a).

### 2.3.5. L'estimation globale

Jusqu'à présent n'a été abordée que la question de l'interpolation par krigeage, *i.e.* l'estimation de la moyenne locale d'une zone  $G$  d'un champ  $D$ . L'objectif de la présente étude est plus large, puisqu'il s'agit d'estimer la biomasse moyenne des Coques sur la totalité du gisement  $D$ , dont les limites ont été préalablement reconnues (GROS & HAMON, 1988). Désormais sera donc traité le problème de l'estimation globale.

Une première possibilité, applicable sous l'hypothèse de

stationnarité étendue à l'ensemble de D, consiste à rechercher directement l'estimation de la moyenne globale  $B_D$ , en construisant une combinaison linéaire des informations  $b(u_i)$  disponibles. La démarche est alors la même que celle précédemment exposée, l'indice D remplaçant l'indice G dans les notations.

En pratique, cette option est rarement choisie : même s'il est réaliste de supposer la stationnarité sur la totalité de D, il faut en outre connaître la fonction de structure  $\gamma(h)$  pour des distances du même ordre que les dimensions de D ; or, en l'absence d'informations extérieures au domaine D, les règles classiques d'interprétation du variogramme expérimental recommandent de n'accorder de confiance qu'à la partie de la courbe qui correspond aux distances h inférieures à la moitié des dimensions du champ D.

Par conséquent, l'estimation globale est le plus souvent obtenue par "composition de krigeages", *i.e.* par regroupements d'estimateurs locaux (pratiquement obtenus par krigeages partiels limités à des "voisinages glissants"). Avec les notations jusqu'ici adoptées, soient donc H zones  $G_h$  dont la réunion restitue le domaine D, et soient  $\hat{B}_{G_h}$  les estimateurs locaux attachés à chacune d'elles, calculés comme indiqué au paragraphe précédent. La valeur moyenne vraie :

$$B_D = \frac{1}{D} \sum_h G_h B_{G_h} \quad , \quad \text{avec} \quad \sum_{h=1}^H G_h = D$$

a pour estimateur :  $\hat{B}_D = \frac{1}{D} \sum_h G_h \hat{B}_{G_h}$ .

C'est dans l'évaluation de la variance d'estimation associée à  $\hat{B}_D$  que réside une double difficulté :

- (i) tout d'abord, les variances de krigeage ne se composent pas aussi simplement que les estimateurs eux-mêmes, et,
- (ii) pour probabiliser l'erreur d'estimation globale, il faut s'appuyer sur d'autres concepts que ceux qui fondent la probabilisation de l'erreur d'estimation locale. Ce second point sera d'abord examiné.

A une estimation locale  $\hat{b}_G$  sur une zone G ( $G \subset D$ ) est attachée une réalisation particulière de l'erreur aléatoire inconnue  $\hat{B}_G - B_G$ . D'autres



réalisations pourraient être obtenues en répétant identiquement la procédure d'estimation locale pour un grand nombre de sous-domaines  $G$  de  $D$  : de la sorte serait obtenue une image de la fonction de répartition inconnue de la loi des erreurs, loi dont la dispersion  $E[(\hat{B}_G - B_G)^2]$  constitue une "norme de qualité" de l'estimation locale.

Dans le cas de l'estimation globale, le domaine  $D$  est unique, et sa valeur moyenne  $B_D$  est une quantité certaine possédant une réalité physique précise : il n'est alors plus possible de concevoir pareillement un ensemble de réalisations d'une éventuelle erreur aléatoire  $\hat{B}_D - B_D$ . Le recours est apporté par la "théorie transitive", introduite en 1965 par G. MATHERON, qui permet de probabiliser l'erreur  $\hat{B}_D - B_D$ , et de caractériser la qualité de l'estimation globale par  $E[(\hat{B}_D - B_D)^2]$ . Schématiquement, la théorie transitive introduit l'aléatoire en considérant les divers estimateurs obtenus par de légers déplacements d'ensemble de la grille d'informations disponibles sur le gisement  $D$  fixé, unique et d'extension inconnue.

En notant  $\sigma_E^2(D)$  la variance d'estimation globale, et  $\sigma_E^2(G_h)$  les variances d'estimation locales ( $h = 1, \dots, H$  ;  $g = 1, \dots, H$ ) :

$$\begin{aligned} \sigma_E^2(D) &= E[(\hat{B}_D - B_D)^2] = (1/D^2) E \left[ \left\{ \sum_h G_h (\hat{B}_{G_h} - B_{G_h}) \right\}^2 \right] \\ &= \frac{1}{D^2} \left[ \sum_h G_h^2 \sigma_E^2(G_h) + \sum_{g \neq h} G_g G_h E \{ (\hat{B}_{G_g} - B_{G_g}) (\hat{B}_{G_h} - B_{G_h}) \} \right] \end{aligned}$$

Le calcul des  $H$  variances  $\sigma_E^2(G_h)$  a été présenté au paragraphe précédent. La difficulté est engendrée par le calcul des  $H(H-1)$  covariances d'erreur, dans la mesure où toutes les erreurs ne peuvent pas être considérées comme indépendantes. La solution usuellement retenue consiste à recomposer l'erreur globale  $\hat{B}_D - B_D$ , de sorte qu'elle s'exprime en une somme de  $M$  erreurs élémentaires indépendantes, avec en général  $M \leq H$  ; l'estimation de  $\sigma_E^2(D)$  est alors immédiate, du fait de l'additivité des variances.

Les différentes modalités de composition permettant d'obtenir des erreurs d'estimation approximativement indépendantes sont exposées dans JOURNAL (1977a).

### 2.3.6. Bref aperçu des généralisations

Les lignes qui précèdent n'offrent qu'un éclairage très partiel sur les méthodes de la géostatistique. Il suffit, pour s'en convaincre, de se référer à la compilation bibliographique (non exhaustive...) établie par GOODMAN (1985). Seuls ont été présentés ici les quelques outils de base pertinents pour cette étude, encore que des notions essentielles comme la variance de dispersion, ou la régularisation, n'aient pas été évoquées.

Il apparaît cependant opportun d'examiner succinctement les développements géostatistiques consacrés au cas non stationnaire, dans la mesure où l'un des premiers choix, lors de l'utilisation d'un logiciel de krigeage, consiste précisément à décider s'il y a ou non stationnarité de la F.A., ou de ses accroissements.

(1) En "krigeage universel" (ou "krigeage sans biais d'ordre k"), la prise en compte d'une dérive, *i.e.* d'une moyenne non stationnaire, introduit la dichotomie suivante :

$$B(u) = X(u) + m(u) , u \in D$$

où  $B(u) - m(u) = X(u)$  est considéré comme un résidu aléatoire autour de la dérive  $m(u)$ . Dans le cas d'une dérive "à peu près régulière", il est possible de modéliser assez simplement l'espérance au point d'appui  $u$  de la F.A.  $B(u)$  :

$$E[B(u)] = m(u) = \sum_{p=1}^k a_p f_p(u)$$

où les  $f_p$  sont des fonctions quelconques connues (en général des monômes de degré  $\leq k$ ), et les  $a_p$  des coefficients inconnus. Si l'objectif est d'estimer une moyenne zonale sur un sous-domaine  $G$  de  $D$ , à partir d'un ensemble informant constitué de  $n$  observations  $b(u_i)$ , alors la condition d'absence de biais (dite aussi "condition d'universalité") s'écrit :

$$E[B_G - \hat{B}_k] = E\left[\left(\frac{1}{G}\right) \int_G B(u) du - \sum_i \lambda_i B(u_i)\right] = 0$$

Sachant que :  $E[B_G] = \sum_p a_p \bar{f}_{p,G}$  , où  $\bar{f}_{p,G} = \frac{1}{G} \int_G f_p(u) du$

et que :  $E[\hat{B}_k] = \sum_i \lambda_i \sum_p a_p f_p(u_i) = \sum_p a_p \sum_i \lambda_i f_p(u_i)$

la condition d'universalité s'exprime finalement :

$$\sum_{i=1}^n \lambda_i f_p(u_i) - \bar{f}_{p,G} = 0 \quad \text{pour } p = 1, \dots, k$$

Autrement dit, la condition de non biais introduit désormais  $k$  contraintes d'égalité. Par ailleurs, comme la condition d'optimalité est la même que celle du krigeage ordinaire (*i.e.*, variance minimale, *cf.* § 2.3.4.), la seule différence est alors le nombre de multiplicateurs de Lagrange ( $k$  au lieu d'un seul) : le système de krigeage universel est simplement un système de  $n+k$  équations à  $n+k$  inconnues. Il demeure cependant un problème, qui est celui de l'estimation de la fonction de structure ; ainsi l'estimation du variogramme réel suppose-t-elle (§ 2.3.2.) :

$$E[B(u+h) - B(u)] = 0$$

En présence d'une dérive, cette égalité n'est plus vérifiée ; et dans la définition du variogramme :

$$2\gamma(h) = E[(B(u+h) - B(u))^2] - E^2[B(u+h) - B(u)]$$

apparaît un biais  $-(m(u+h) - m(u))^2$  qui se superpose au variogramme réel : or, ne disposant que d'une seule réalisation de la F.A., il n'est pas possible d'estimer à la fois le variogramme réel et la dérive.

Au surplus, la notion de dérive n'est elle-même pas toujours exempte d'ambiguïtés (*cf.* DELFINER & MATHERON, 1980), spécialement dans les cas où il est attendu qu'elle décrive des fluctuations complexes, au sens où elles ne sont pas réductibles à une formulation analytique simple applicable à la totalité du domaine d'étude. Une solution consiste à ajuster par "voisinage glissant" des modèles locaux du type :

$$m(u) = \sum_p a_p(v_0) f_p(u)$$

Ce modèle est local car il n'est valable que sur un voisinage  $v_0$ , les coefficients inconnus  $a_p(v_0)$  variant d'un voisinage à l'autre. Cela engendre de délicats problèmes de raccordement, et obscurcit de surcroît la distinction entre dérive et résidu.

(ii) Dans ces conditions, le recours est apporté par la généralisation de l'hypothèse intrinsèque : l'hypothèse de stationnarité faible des différences premières  $B(u+h) - B(u)$  a permis de travailler avec des F.A.I. qui ne sont pas des F.A.S. (§ 2.3.3.) ; de même, l'hypothèse de stationnarité faible des différences secondes  $B(u+h) - 2B(u) + B(u-h)$ , troisièmes..., autorisera le traitement d'un ensemble élargi de fonctions aléatoires, dites "fonctions aléatoires intrinsèques d'ordre k" (FAI-k en abrégé). Autrement dit, l'idée consiste à travailler avec des combinaisons linéaires de F.A., mettant en cela à profit la propriété suivante : les différences premières filtrent les polynômes de degré 0 (*i.e.*, les constantes), les différences secondes filtrent les polynômes de degré 1, ..., et ainsi de suite. D'où les définitions :

- Une combinaison linéaire qui attribue les poids  $\lambda_i$  aux n points  $u_i$  est un accroissement généralisé d'ordre k (en abrégé, AG-k) si :

c'est une combinaison autorisée, et donc assortie d'une restriction sur les  $\lambda_i$ ,

et si cet accroissement filtre les monômes de degré au plus égal à k dans les coordonnées des points  $u_i = (u_{ix}, u_{iy})$ . Dans l'espace à deux dimensions, ces monômes sont au nombre de  $(1/2)(2+k)!/k!$ , soit 1 pour k=0, 3 pour k=1, 6 pour k=2...

Formellement, la clause d'admissibilité à l'ordre k conduit à rechercher une solution non triviale en  $\lambda$  aux équations :

$$\sum_{i=1}^n \lambda_i u_{iy}^q u_{ix}^r = 0 \quad \forall q, \forall r \text{ tels que } 0 \leq q+r \leq k$$

- Il est immédiat de remarquer que l'hypothèse intrinsèque introduite au § 2.3.3. exprimait simplement la stationnarité faible des AG-0 de la F.A.  $B(u)$ . Elle se généralise à l'ordre k, en supposant la stationnarité faible des AG-k. Plus précisément, l'hypothèse minimale pour

faire des inférences statistiques à partir d'un estimateur linéaire requiert l'invariance par translation des deux premiers moments des accroissements d'ordre  $k$ .

Autrement dit, si  $\sum \lambda_i B(u_i)$  est un AG- $k$ , alors, quel que soit le vecteur  $h$ ,  $\sum \lambda_i B(u_i + h)$  est un AG- $k$  de même moyenne et de même variance. Il en résulte que les AG- $k$  ne sont pas des combinaisons linéaires de fonctions quelconques : c'est pour satisfaire cette condition d'invariance par translation, et pas seulement par commodité, que sont utilisés les polynômes de degré  $\leq k$  (DELFINER & MATHERON, 1980).

- Par définition,  $B(u)$  est une FAI- $k$  si ses AG- $k$  sont faiblement stationnaires, d'espérance nulle. Et de même que toute FAI-0 admet un variogramme  $\gamma(h)$  qui permet de calculer la variance de toute combinaison linéaire autorisée à l'ordre 0 (cf. § 2.3.3.), de même, à toute FAI- $k$  continue est associée une fonction de structure notée  $K(h)$ , appelée covariance généralisée (CG), et qui permet le calcul des variances de tous les AG- $k$ . Ainsi, si  $\sum \lambda_i B(u_i)$  désigne un AG- $k$  de la FAI- $k$   $B(u)$  :

$$E[\sum_i \lambda_i B(u_i)] = 0 \quad , \quad V[\sum_i \lambda_i B(u_i)] = \sum_i \sum_j \lambda_i \lambda_j K(u_i - u_j)$$

A l'instar du variogramme, une CG ne peut pas être une fonction absolument quelconque. Un modèle couramment utilisé est le suivant :

$$K(h) = \sum_{p=0}^k (-1)^{p+1} b_p |h|^{2p+1}$$

modèle nommé, par abus de langage, "CG polynômiale d'ordre  $k$ " ; c'est en effet un polynôme suivant le module  $|h|$ , mais n'est pas un polynôme relativement aux composantes du vecteur  $h$ . Les formulations analytiques jusqu'à l'ordre  $k=2$  sont les suivantes :

Ordre $k$	Modèle de CG polynômiale	Termes filtrés
0	$K(h) = C_0 \delta(h) - b_0  h $	Constante
1	$K(h) = C_0 \delta(h) - b_0  h  + b_1  h ^3$	Dérive linéaire
2	$K(h) = C_0 \delta(h) - b_0  h  + b_1  h ^3 - b_2  h ^5$	Dérive quadratique

$C_0$  est la constante pépitique (avec  $\delta(h)=0$  si  $h=0$ ,  $\delta(h)=1$  si  $h \neq 0$ ). Par ailleurs, l'un des avantages de ce modèle tient à la simplicité de son identification, du fait qu'il est linéaire suivant les paramètres  $b$  ; ces derniers sont néanmoins assujettis à quelques contraintes (e.g. en deux dimensions :  $b_0 \geq 0$ ,  $b_2 \geq 0$ ,  $b_1 \geq -(10/3)\sqrt{b_0 b_2}$ ).

- Quant au krigeage en FAI-k, il procède d'une logique identique à celle qui conduit aux systèmes de krigeage ordinaire et universel. En prenant, pour simplifier, l'exemple de l'estimation de  $B(u)$  en un point  $u_0$  par l'estimateur  $\hat{B}_k(u_0)$  :

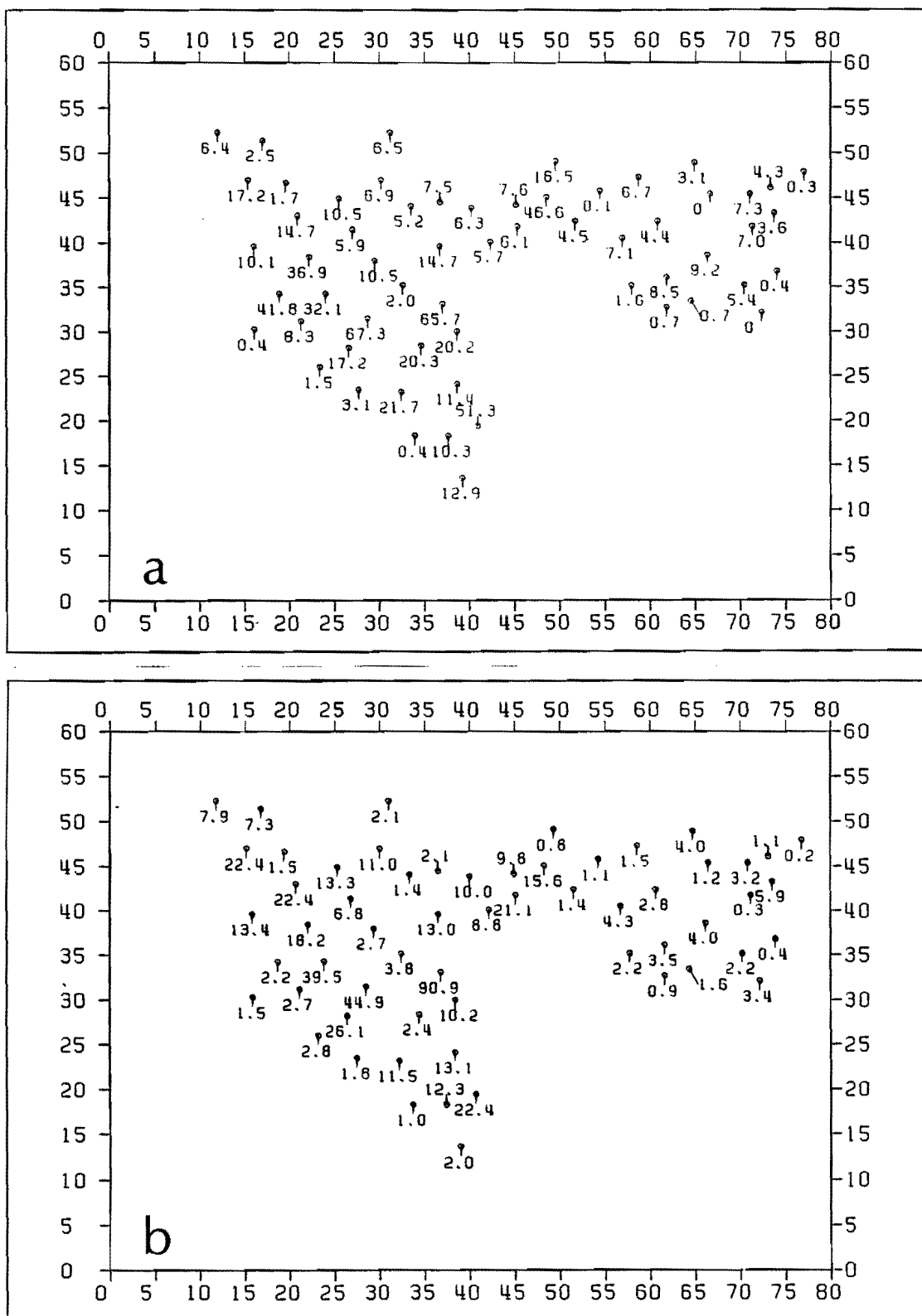
$$\hat{B}_k(u_0) = \sum_{i=1}^n \lambda_i B(u_i)$$

les  $\lambda_i$  sont déterminés de telle sorte qu'ils réalisent le minimum du critère d'optimalité :

$$V[\hat{B}_k(u_0) - B(u_0)] = \sum_i \sum_j \lambda_i \lambda_j K(u_i - u_j) + K(0) - 2 \sum_i \lambda_i K(u_i - u_0)$$

sous la contrainte d'absence de biais  $E[\hat{B}_k(u_0) - B(u_0)] = 0$ , i.e. sous une condition d'universalité qui exprime que l'erreur de krigeage est un AG-k.

(iii) Il n'a été précédemment question que d'estimateurs qui sont des combinaisons linéaires d'un ensemble de  $n$  informations disponibles ; avec cette limitation, le calcul de la variance d'estimation ne requiert que le moment d'ordre 2 de la F.A. étudiée. Si la connaissance du processus est plus substantielle, des estimateurs non linéaires peuvent être envisagés, qui, en théorie, seront aussi plus précis (cf. JOURNAL, 1977b). Le prix de ce gain de précision est un corps d'hypothèses plus fortes, ainsi qu'une complexité accrue de l'estimateur lui-même.



**Figure 6 :** Présentation du champ à kriger : valeurs de biomasse (exprimées en  $\text{g M.O.m}^{-2}$ ) observées en septembre 87 (fig. 6a) et en avril 88 (fig. 6b) sur les stations dont la localisation apparaît à la figure 5. Les points sont ici repérés dans un système d'axes orientés N-S et E-W, et gradués en hectomètres à partir d'une origine de coordonnées géographiques (N 48.30, W 2.44). Ce même repère sera utilisé plus loin pour les figures 8 & 9.

## 2.4. Résultats

### 2.4.1. Données et logiciels de traitement

La grille des points échantillonnés  $u_i$  ( $i=1, \dots, 59$ ) apparaît à la figure 5, avec les valeurs  $b(u_i)$  observées en septembre 1987 (fig. 6a) et avril 1988 (fig. 6b), exprimées en g de matière organique par  $m^2$ . Le pas spatial de l'échantillonnage, sensiblement régulier, est de l'ordre de 500 m.

Deux logiciels ont été utilisés pour "kriger" ce champ :

(i) Le logiciel MAGIK (Méthode d'Application de la Géostatistique et de l'Interpolateur du Krigeage), implanté sur microordinateurs compatibles PC-AT sous MS/DOS. Ce produit a été élaboré par F. GOHIN (IFREMER) et J.-J. LE CHAUVE (ORSTOM) à l'atelier informatique de l'Antenne ORSTOM de Brest.

(ii) Le logiciel BLUEPACK-3D (Best Linear Unbiased Estimator Package) du Centre de Géostatistique de l'Ecole Nationale Supérieure des Mines de Paris. Actuellement commercialisé par la Société Géovariances sous l'appellation MAGMA, ce logiciel a été récemment acquis par le Centre IFREMER de Brest. Il est implanté sur station SUN sous UNIX.

Les possibilités de ce deuxième outil couvrent un domaine d'application beaucoup plus vaste que celles offertes par le premier, au prix d'une utilisation elle-même plus délicate. Aussi la participation de L. SANDJIVI (Géovariances) au traitement des données fut-elle spécialement bénéfique.

### 2.4.2. Détermination de l'ordre de la F.A.I.

Le préalable au krigeage proprement dit consiste évidemment à reconnaître l'ordre  $k$  de la F.A.I. La procédure employée aussi bien dans BLUEPACK que dans MAGIK pour déterminer  $k$  consiste à supprimer à tour de rôle certaines observations, pour les estimer à l'aide de celles retenues dans leur voisinage en faisant uniquement varier l'ordre  $k$  (0, 1 ou 2) de la F.A.I.. En pratique, quelques points régulièrement distribués sur le champ vont constituer des centres de voisinage, autour desquels seront agrégées des observations ; ces dernières sont ensuite réparties, dans chaque voisinage, en deux auréoles concentriques disjointes (en deux "anneaux"),



les points de l'auréole interne servant à estimer ceux de l'auréole externe, et réciproquement. A chaque valeur  $\hat{b}(u_i)$  estimée de la sorte est associé un écart  $\hat{b}(u_i) - b(u_i)$  pour  $k=0$ , un pour  $k=1$ , et un pour  $k=2$ , qui sont classés par ordre de valeur absolue croissante. L'ordre  $k$  choisi est celui qui correspond au rang moyen (de tous les écarts) le plus faible.

Les résultats obtenus pour les données collectées en septembre 1987 et en avril 1988 sont les suivants :

NB	Anneau 1	Anneau 2	Total	Anneau 1	Anneau 2	Total
6	0.551e+04	0.539e+04	0.545e+04	2.53	2.51	2.52
3	0.412e+03	0.286e+03	0.345e+03	1.78	1.76	1.77
1	0.255e+03	0.261e+03	0.258e+03	1.69	1.73	1.71

Septembre 87

NB	Anneau 1	Anneau 2	Total	Anneau 1	Anneau 2	Total
6	0.594e+04	0.850e+04	0.730e+04	2.53	2.55	2.54
3	0.354e+03	0.235e+03	0.291e+03	1.79	1.73	1.76
1	0.287e+03	0.223e+03	0.253e+03	1.67	1.72	1.70

Avril 88

La première colonne indique le nombre de conditions de non biais, croissant avec l'ordre de la F.A.I.. Les trois colonnes suivantes correspondent à l'erreur quadratique moyenne, les trois dernières au rang moyen. Il apparaît que dans un cas comme dans l'autre, le meilleur ajustement est obtenu avec la configuration stationnaire (rang moyen  $\approx 1.7$ , dernière colonne). Cette conclusion est confirmée par le classement des moyennes des carrés des écarts (colonne 4), critère moins robuste qui sert simplement de contrôle.

Par conséquent, la V.R.  $B(u)$ , biomasse des Coques exprimée en  $g\ M.O.\ m^{-2}$ , sera désormais traitée comme une FAI-0. Sa structure est révélée par le variogramme expérimental.

Un point fondamental doit être auparavant souligné : la conclusion tirée de l'étude structurale (ici, la stationnarité de la F.A.) n'a de sens que rapportée à une échelle d'observation bien définie, en l'occurrence l'emprise spatiale des "anneaux" (*i.e.*, des voisinages) utilisés pour décider de l'ordre  $k$ . Il peut en effet advenir, par exemple, qu'une F.A. apparaisse stationnaire à une certaine échelle d'observation (concrètement,

pour un certain rayon moyen des anneaux), et non stationnaire à une autre échelle d'observation. Au plan pratique, il est donc nécessaire de s'assurer de la cohérence de l'ensemble du traitement : détermination de  $k$ , ajustement de la fonction de structure, estimation.

Pour cela, il est bon de connaître la procédure employée dans le programme B3DRM de BLUEPACK ; lors de la reconnaissance de la structure, ce programme crée (en mode automatique) des voisinages constitués de 12 observations  $b(u_1)$  ; dans le cas du gisement de Coques, cela correspond à un diamètre moyen des anneaux d'environ 2 km, dimension tout à fait compatible avec la "distance utile" sur laquelle est calculée  $\hat{\gamma}(h)$  (*vide infra*). Toutefois, compte tenu de ce que cette dernière, du fait qu'elle correspond à la moitié du champ, atteint 3 à 4 km, la reconnaissance structurale a aussi été effectuée avec des voisinages formés de 20 points expérimentaux ; les résultats obtenus avec B3DRM pour la campagne de septembre 87 sont les suivants :

Nombre de fonctions de dérive	Erreur quadratique moyenne	Rang moyen
6 (FAI-2)	1.48 10 <sup>3</sup>	2.39
3 (FAI-1)	4.66 10 <sup>2</sup>	1.70
1 (FAI-0)	3.16 10 <sup>2</sup>	1.91

La stationnarité se révèle moins nette à cette échelle d'observation. La F.A.  $B(u)$  possède en fait un comportement proche de la non-stationnarité, dont l'effet se retrouvera ci-après : le palier du variogramme est "au-dessus" de la variance expérimentale.

#### 2.4.3. Analyse structurale

Les écarts quadratiques moyens  $\hat{\gamma}(h)$  sont présentés à la figure 7. Sachant que le réseau des stations s'étend sur ca. 6 km dans sa plus grande dimension, les valeurs  $\hat{\gamma}(h)$  obtenues pour des distances  $h$  supérieurs à 3-4 km ont été ignorées. L'incrément entre les points des variogrammes expérimentaux est de l'ordre du demi-kilomètre.

Les paramètres estimés du modèle sphérique ajusté à ces données sont les suivants :

septembre 1987

avril 1988

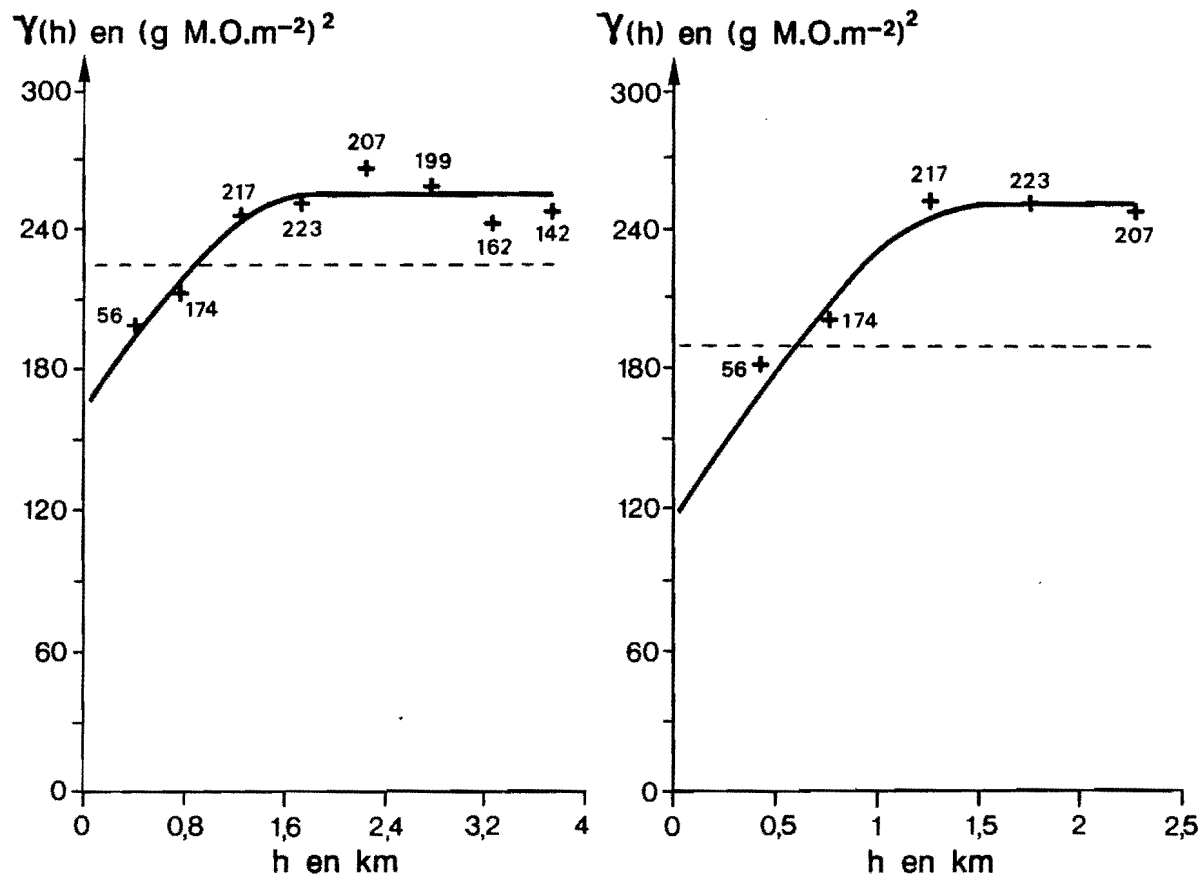


Figure 7 : Variogrammes sphériques isotropes ajustés aux valeurs de biomasse observées en septembre 87 (à gauche) et en avril 88 (à droite). Le nombre de couples d'écartés quadratiques par classe de distance figure au voisinage de chaque point  $\hat{\gamma}(h)$ , pour  $h = 410, 760, 1250, 1730, 2240, \dots$ , mètres. Le pointillé horizontal indique la valeur de la variance empirique des données ; la position du palier par rapport à cette variance est révélatrice d'un comportement imparfaitement stationnaire de la F.A. (*cf.* texte).

	Septembre 87	Avril 1988
Pépite (g M.O. m <sup>-2</sup> ) <sup>2</sup>	163	116
Palier (g M.O. m <sup>-2</sup> ) <sup>2</sup>	255	252
Portée (km)	1.81	1.52

La structure mise en évidence demeure à peu près stable entre les deux campagnes d'échantillonnage ; elle a pour effet de propager les similitudes entre réalisations de  $B(u)$  sur des distances d'environ un kilomètre et demi, soit trois fois le pas spatial de l'échantillonnage. Quant à l'importance relative de la constante pépitique (ca. les 2/3 du palier en septembre 87), elle suggère qu'une meilleure appréhension des microstructures pourrait être recherchée en resserrant localement le réseau des stations. A l'échelle d'observation retenue, la V.R. étudiée apparaît assez irrégulière.

Il est possible de contrôler la qualité de l'ajustement à l'aide de la procédure suivante : les valeurs observées  $\{B(u_i) = b(u_i) ; i=1, \dots, 59\}$  sont à tour de rôle supprimées de l'échantillon, et estimées par interpolation à partir des observations voisines : ces valeurs calculées sont notées  $\hat{b}_k(u_i)$ .

Si l'ajustement est correct, alors d'une part la moyenne des écarts  $b(u_i) - \hat{b}_k(u_i)$  doit être nulle, et d'autre part leur variance doit être égale à  $\sigma_k^2$ , variance du krigeage ponctuel ; autrement dit, le critère de qualité est la proximité vis-à-vis de 1 du rapport R :

$$R = \frac{\{\sum_i (b(u_i) - \hat{b}_k(u_i))^2 / n\} / \hat{\sigma}_k^2}{\sum_i (b(u_i) - \hat{b}_k(u_i)) / n} \simeq 0$$

L'intérêt de cette validation croisée est de permettre, avec un variogramme, de distinguer l'éventuelle erreur commise sur le palier de celle pouvant être faite sur l'estimation de la portée. Si la moyenne des écarts est éloignée de zéro, il convient de suspecter une mauvaise évaluation de la portée. Et, de façon dissociée, si R est éloigné de 1, l'estimation du palier sera considérée comme incorrecte.

Les résultats obtenus avec ce contrôle de validité sont les suivants :

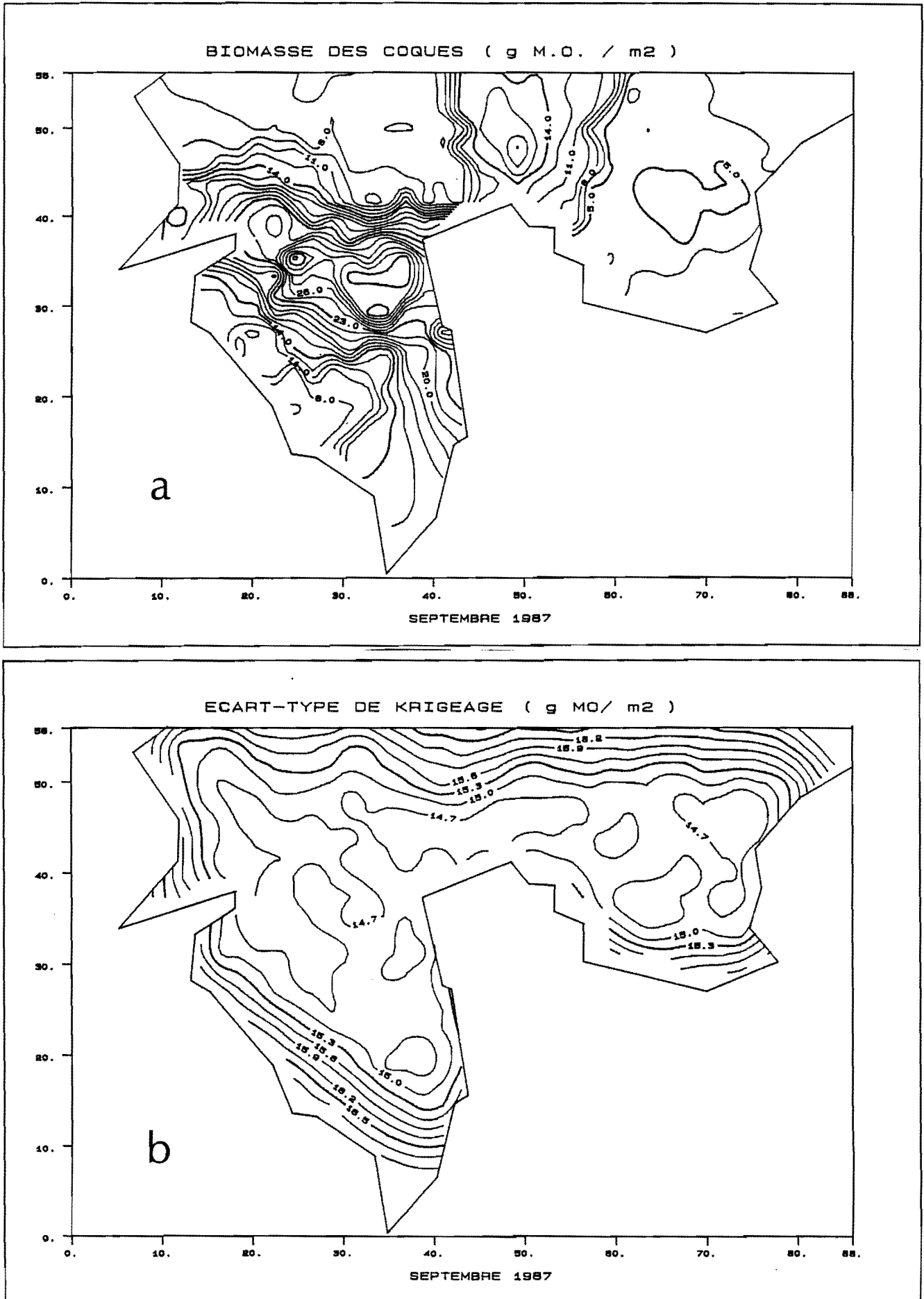


Figure 8

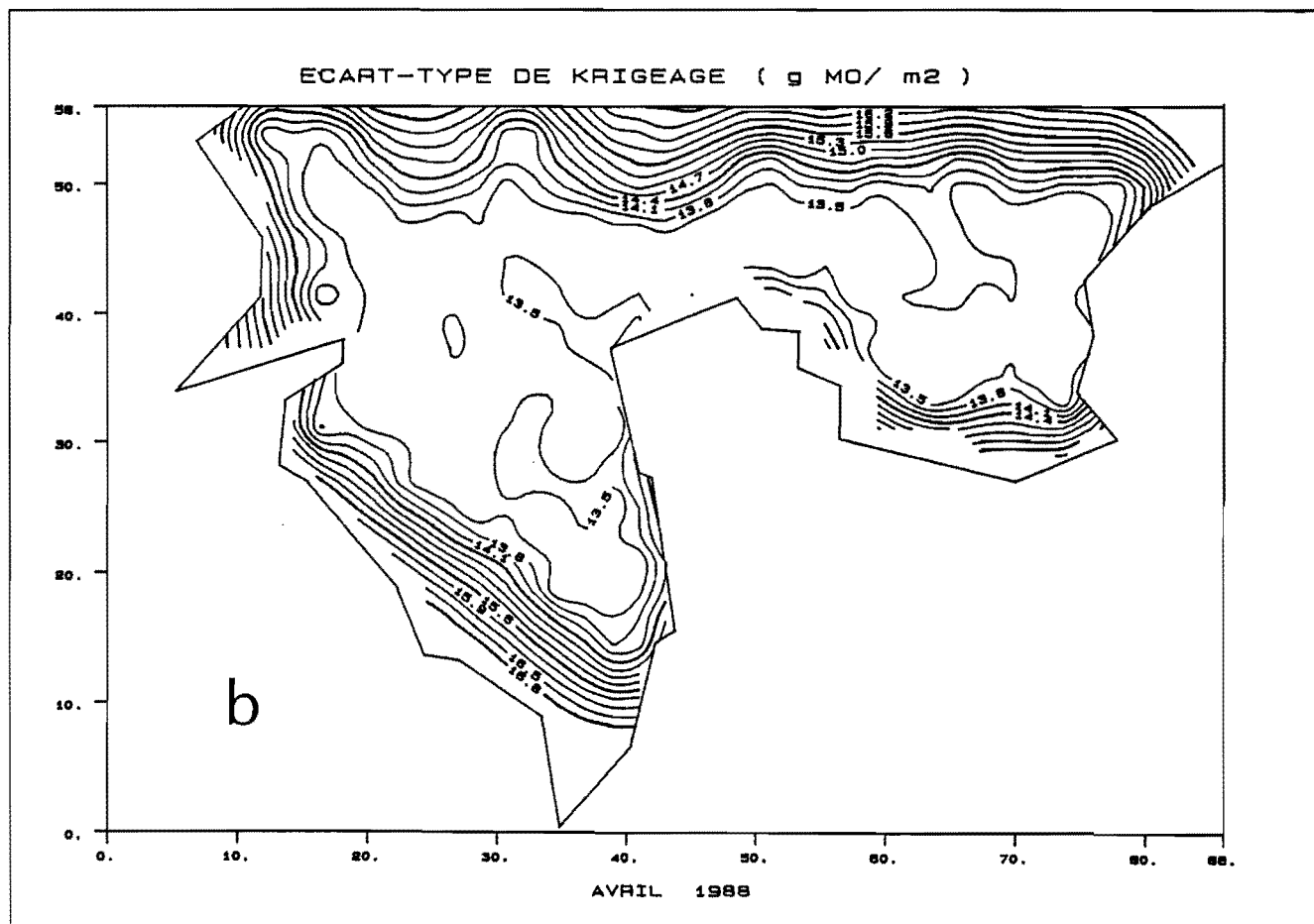
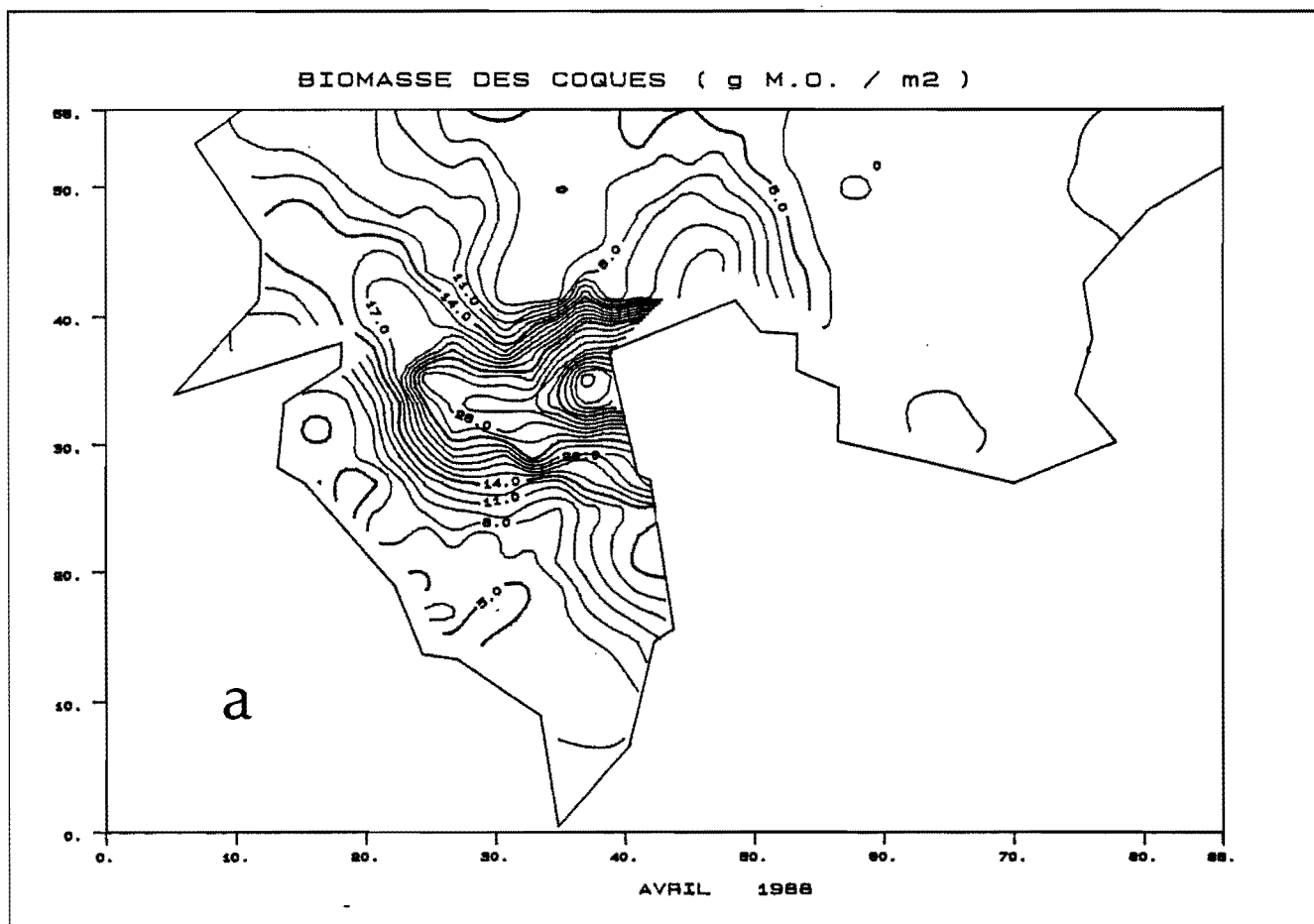


Figure 9

	Septembre 87	Avril 88
Moyenne des écarts $b(u_i) - \hat{b}_k(u_i)$	-1.00	-.73
Ecart-type des écarts $b(u_i) - \hat{b}_k(u_i)$	15.23	14.68
Ecart-type moyen de krigeage	15.35	14.41
R	.99	1.06

#### 2.4.4. Cartes krigées de la biomasse de *Cerastoderma edule*

Les cartes présentées aux figures 8a (septembre 87) et 9a (avril 88) ont été obtenues en estimant par krigeage les valeurs ponctuelles aux noeuds d'un maillage régulier de 200 m de côté. Il est frappant de constater, en comparant les courbes d'isobiomasse aux valeurs observées  $b(u_i)$  (cf. fig. 6), l'aspect "lisse" de la carte krigée ; ainsi, pour ne prendre qu'un exemple, c'est l'isoplèthe 26 g M.O.  $m^{-2}$  (fig. 8a) qui passe au voisinage de la station C21, où fut observé le maximum de biomasse (67.3 g M.O.  $m^{-2}$ ) en septembre 1987.

Pour autant, l'apparence régulière des cartes ne doit pas occulter le fait que l'estimateur du krigeage est exact, *i.e.* que la "surface krigée" respecte les valeurs expérimentales. Cependant, en présence d'une forte pépité, comme c'est ici le cas, la visualisation n'est quant à elle pas exacte du fait de la présence de diracs en ces points : l'effet de pépité exprimant la composante imprévisible du phénomène, parce qu'exempte de structure apparente, le risque n'est pas pris de contaminer les valeurs proches des observations par ces mêmes observations ; la surface krigée est ainsi "rapprochée" de la valeur moyenne. Cela lui confère un aspect lisse, qui révèle d'autant mieux la régionalisation qu'est filtré l'aspect chaotique de la variable étudiée.

La comparaison des cartes krigées de septembre 87 et d'avril 88 met alors en évidence la stabilité structurelle de la biomasse du gisement, dont le noyau principal se situe au débouché de l'anse d'Yffiniac, de part et d'autre d'une ligne joignant la pointe du Grouin à la jetée du port du Légué. Dans le détail, il peut être noté que la diminution de biomasse intervenue entre les deux campagnes d'échantillonnage (*vide infra*) est bien illustrée par la réduction de la superficie du domaine limité par

l'isoplèthe 14 g M.O. m<sup>-2</sup>, aussi bien dans l'anse d'Yffiniac qu'au nord de la presqu'île d'Hillion.

Enfin, à chaque carte de biomasse est associée une carte de l'erreur de krigeage ponctuel (fig. 8b, 9b), qui indique quelle confiance doit être accordée aux valeurs interpolées. Relativement aux valeurs calculées, l'incertitude apparaît forte, spécialement en bordure du gisement ; c'est là le prix à payer à la valeur élevée du palier du variogramme, auquel la variance d'estimation est directement proportionnelle.

#### 2.4.5. Estimation de la biomasse du gisement

Les statistiques élémentaires qui décrivent les échantillons  $\{B(u_i) = b(u_i) ; i=1, \dots, 59\}$  de septembre 87 et d'avril 88 sont les suivantes :

	Septembre 87	Avril 88	Unités
$\bar{b} = \sum_i b(u_i)/n$	12.013	9.281	g M.O. m <sup>-2</sup>
$\sum_i (b(u_i) - \bar{b})^2 / (n-1)$	230.08	200.17	(g M.O. m <sup>-2</sup> ) <sup>2</sup>

En l'absence de périodicité spatiale dans la structure de la V.R., la régularité du réseau des points  $u_i$  garantit que la moyenne arithmétique des observations  $\bar{b}$  estime sans biais la vraie biomasse moyenne de l'ensemble du gisement. Ce dernier s'étendant sur 15.10<sup>6</sup> m<sup>2</sup>, la biomasse totale est donc estimée à 180 et 140 tonnes de matière organique, en septembre 87 et avril 1988 respectivement. Moyennant l'approximation décrite ci-après, il est possible, compte tenu du caractère systématique de l'échantillonnage, d'évaluer de manière simple la précision de ces estimations.

(i) Chacun des points de prélèvements  $u_i$  sera considéré comme le centre d'une maille carrée  $v_i$  de 500 m de côté, mailles identiques qui dans leur ensemble réalisent un pavage du domaine  $D$  occupé par le gisement ( $\cup_i v_i = D, v_i \cap v_j = \emptyset$  pour  $i \neq j$ ). Dans ces conditions, la vraie biomasse moyenne  $B_p$  s'exprime :



$$B_D = \frac{1}{D} \int_D B(u) du = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \frac{1}{v_i} \int_{v_i} B(u) du$$

dont l'estimateur est simplement :  $\hat{B}_D = (1/n) \sum_i B(u_i)$

(ii) Dans ces conditions :

$$\hat{B}_D - B_D = (1/n) \sum_{i=1}^n \{ B(u_i) - (1/v_i) \int_{v_i} B(u) du \} = \frac{1}{n} \sum_i \varepsilon_i$$

où  $\varepsilon_i$  désigne "l'erreur d'extension" du point  $u_i$  sur sa maille  $v_i$ .

(iii) L'approximation (conservative) utilisée consiste à négliger les covariances entre erreurs d'extension, et donc à poser :

$$V(\hat{B}_D - B_D) \simeq (1/n^2) E[\sum_i \varepsilon_i^2]$$

estimée par  $\hat{V}(\hat{B}_D - B_D) \simeq (1/n) \hat{D}^2(u/v)$ , où  $D^2(u/v)$  est la notation conventionnelle de la variance d'extension d'un point  $u$  sur la maille  $v$ , *i.e.*, la valeur moyenne sur  $v$  de la variance d'estimation de la biomasse de la maille, biomasse estimée par la biomasse en un point  $u$  de  $v$  (*cf.* JOURNAL, 1977a, chap. III-C).

Dans le cas simple traité ici, où la structure de la FAI est décrite par un variogramme sphérique isotrope, la variance d'extension peut être obtenue à l'aide d'abaques, *i.e.* de tables de valeurs moyennes  $\bar{\gamma}(v, v')$  précalculées pour les configurations géométriques  $v$  et  $v'$  les plus couramment utilisées (*cf.* par exemple JOURNAL, *op.cit.*, chap. II-E). Connaissant les paramètres du variogramme (pépite, palier, portée) et les dimensions de la maille  $v$ , sont obtenues les estimations suivantes :  $\hat{D}^2(u/v) \simeq 173$  et  $133$  (g M.O. m<sup>-2</sup>)<sup>2</sup> pour septembre 87 et avril 88 respectivement. Les approximations qui précèdent aboutissent finalement au résultat ci-dessous :

(i) en termes de valeurs moyennes rapportées au mètre carré :

	$\hat{B}_D$	$\hat{V}(\hat{B}_D)$	$\sqrt{\hat{V}(\hat{B}_D)}$	Coefficient de variation estimé
Septembre 87	12.01	2.93	1.71	14 %
Avril 88	9.28	2.26	1.50	16 %

La qualité des approximations qui précèdent a été vérifiée en utilisant le programme B3DTER du logiciel BLUEPACK : les erreurs-standard ainsi calculées pour les moyennes  $\hat{B}_D$  de septembre 87 et d'avril 88 valent respectivement 1.64 et 1.46 g M.O. m<sup>-2</sup>.

(ii) en termes de biomasses de l'ensemble du gisement (1500 hectares) :

L'objectif est de présenter l'évaluation de la biomasse totale exprimée en tonnes de matière organique. Afin de faciliter les comparaisons, il est cependant nécessaire de pouvoir convertir ces résultats en tonnes de biomasse fraîche, qui est l'unité habituellement utilisée (*e.g.*, les quantités pêchées sont exprimées en tonnes de poids frais).

Le coefficient de conversion employé ici est un estimateur rapport, dont la valeur expérimentale a été établie à partir d'un échantillon de  $m = 116$  couples  $(x_i, y_i)$  :

$$\{X_i = x_i ; Y_i = y_i ; i=1, \dots, m\} \quad X \text{ poids en M.O. ; } Y : \text{ poids frais}$$

Avec les notations usuelles, l'estimateur  $\hat{R}$  (corrigé du terme de biais d'ordre 1) s'exprime :

$$\hat{R} = (\bar{y}/\bar{x}) \{1 - [\hat{V}(X)/(\bar{x})^2 - \widehat{COV}(X, Y)/(\bar{x} \cdot \bar{y})]\}$$

et l'estimation de la variance est approchée par :

$$\hat{V}(\hat{R}) \simeq (1/m) (\bar{y}/\bar{x})^2 \{ \hat{V}(X)/(\bar{x})^2 + \hat{V}(Y)/(\bar{y})^2 - 2\widehat{COV}(X, Y)/(\bar{x} \cdot \bar{y}) \}$$

d'où les estimations :

$$\hat{R} = 26.46 \text{ poids frais/poids M.O.} \quad , \quad \hat{V}(\hat{R}) = .1194$$

Le calcul de la variance d'estimation de la biomasse fraîche

totale est légèrement compliqué par le fait que c'est le même ensemble de couples  $(x_i, y_i)$  qui sert à évaluer les biomasses exprimées en M.O., les biomasses fraîches, et  $\hat{R}$ . Plus précisément, soit par exemple  $\hat{T}_s$  l'estimateur de la biomasse fraîche totale du mois de septembre 87. En négligeant le terme de correction du biais de l'estimateur rapport :

$$\hat{T}_s = (A/n) \left( \sum_j X_j \right) \left( \sum_j Y_j + \sum_k Y_k \right) / \left( \sum_j X_j + \sum_k X_k \right)$$

avec :  $n = m/2$  ;

A désigne la superficie du gisement, considérée comme certaine ; l'indice  $j=1, \dots, n$  est attaché aux observations  $(x, y)$  de septembre 87, et l'indice  $k=n+1, \dots, m$  aux observations  $(x, y)$  d'avril 88.

Pour alléger les notations, soit  $\varphi(Z)$  la fonction des variables aléatoires  $Z_p$  :

$$(n/A)\hat{T}_s = \varphi(Z) \quad , \quad \varphi(Z) = Z_1(Z_3 + Z_4) / (Z_1 + Z_2)$$

Le développement de Taylor à l'ordre 1 au voisinage de  $\hat{E}(Z) = \bar{Z}$  fournit l'approximation :

$$\hat{V}[\varphi(Z)] \approx \sum_p \sum_q \Delta_p \Delta_q \widehat{COV}(Z_p, Z_q) \quad , \quad \text{où } \Delta_p = \partial \varphi(\bar{Z}) / \partial Z_p \quad , \quad \text{i.e. :}$$

$$\Delta_1 = \bar{Z}_2(\bar{Z}_3 + \bar{Z}_4) / (\bar{Z}_1 + \bar{Z}_2)^2 \quad , \quad \Delta_2 = -(\bar{Z}_3 + \bar{Z}_4) / (\bar{Z}_1(1 + \bar{Z}_2/\bar{Z}_1))^2 \quad , \quad \Delta_3 = \Delta_4 = \bar{Z}_1 / (\bar{Z}_1 + \bar{Z}_2)$$

Connaissant les termes  $\Delta_p^2 \hat{V}(Z_p)$ , et en considérant comme nulles les covariances autres que  $COV(Z_1, Z_3)$  et  $COV(Z_2, Z_4)$ , les valeurs estimées des écarts-types de  $\hat{T}_s$  et  $\hat{T}_a$  (biomasse fraîche totale en septembre 87 et avril 88 respectivement) sont les suivantes :

$$\widehat{SE}(\hat{T}_s) = 709 \quad , \quad \widehat{SE}(\hat{T}_a) = 627 \text{ tonnes de poids frais}$$

Il convient de remarquer que ces estimations ne sont guère plus élevées que celles qui seraient obtenues en considérant comme indépendantes les variables aléatoires  $\hat{R}$  et  $\bar{b}$ , où  $\bar{b}$  désigne la biomasse moyenne exprimée en g M.O.  $m^{-2}$ , i.e. en écrivant que :

$$\widehat{SE}(\hat{T}) \approx A[ \hat{V}(\hat{R})\hat{V}(\bar{b}) + \hat{R}^2 \hat{V}(\bar{b}) + (\bar{b})^2 \hat{V}(\hat{R}) ]^{1/2}$$

approximation qui conduit à 683 (septembre) et 599 (avril) tonnes de poids frais. En fait, la solution directe consisterait à kriger directement les valeurs de biomasse fraîche. Elle n'a pas été retenue ici, car les tonnages en poids frais ne sont donnés qu'à titre indicatif. Ces résultats sont résumés ci-dessous :

	Poids frais		Matière organique	
	Sep. 87	Avr. 88	Sep. 87	Avr. 88
Biomasse totale (tonnes)	4770	3680	180	139
Ecart-type de l'estimateur de la biomasse totale	709	627	26	23

#### 2.4.6. Estimation de la perte hivernale de biomasse

Les échantillonnages de septembre 1987 et d'avril 1988 ayant été effectués aux mêmes points  $u_i$ , les données peuvent être présentées de la façon suivante :

$$\{D(u_i) = d(u_i) ; i=1, \dots, 59\} , \text{ avec : } D(u_i) = B_s(u_i) - B_a(u_i)$$

L'indice  $s$  ou  $a$  repérant le mois de la campagne d'échantillonnage. En un point quelconque du gisement, la différence saisonnière de biomasse est la résultante de facteurs antagonistes :

- croissance, recrutement et immigration d'une part,
- amaigrissement, émission de produits sexuels, émigration et mortalité d'autre part.

Ces différents phénomènes sont inégalement connus. Dans le cas de la Coque, la croissance, ainsi que les périodes de recrutement et de ponte, ont été décrits pour de nombreux gisements (*cf.* § 2.2.) ; au surplus, les effets de deux causes de mortalité sont quantifiés en baie de St-Brieuc :

- les tonnages prélevés par la pêche professionnelle hivernale,
- et la quantité prélevée par l'Huïtrier-pie, prédateur de la Coque, a fait l'objet d'une estimation durant l'hiver 1987-88 (ANNEZO & HAMON, 1989).

En raisonnant à l'échelle de l'ensemble du gisement, et donc en négligeant les éventuelles redistributions spatiales au sein de celui-ci, il sera vérifié que l'effet conjugué des principaux facteurs précités (croissance, mortalité) est compatible avec la valeur de la perte hivernale de biomasse, estimée indépendamment comme suit :

(i) A l'instar de ce qui a été fait pour les biomasses  $B(u)$ , une analyse structurale a été appliquée aux différences  $\{D(u_i) = d(u_i)\}$ . Il en ressort que la FA  $D(u)$  est stationnaire, sans structure spatiale apparente à l'échelle d'observation retenue : le variogramme expérimental est assimilable à un effet de pépite pur.

(ii) La régularité du réseau des points  $u_i$ , et le fait que les réalisations  $d(u_i)$  de  $D(u)$  soient exemptes de corrélations spatiales apparentes, conduisent à admettre que, d'une part :

$$\bar{d} = (1/n) \sum_i d(u_i)$$

estime sans biais la perte moyenne de biomasse par  $m^2$ , et que d'autre part :

$$\hat{\sigma}^2(\bar{d}) = (1/(n(n-1))) \sum_i (d(u_i) - \bar{d})^2$$

estime la variance de la distribution d'échantillonnage de  $\bar{d}$  ; cette distribution peut être considérée comme normale, car sujette à l'effet "limite centrale".

(iii) Dans ces conditions, sachant que :  $(\bar{d} - E[D(u)]) / \hat{\sigma}(\bar{d}) \sim t_{n-1}$

il est alors possible de tester

$$H_0 : E[D(u)] = 0 \quad , \text{ contre } H_1 \text{ unilatérale : } E[D(u)] > 0$$

*i.e.* décider si la biomasse du gisement reste stable ou bien décroît durant l'hiver. Par ailleurs, et sur les mêmes bases, il est possible d'assortir la différence estimée d'un intervalle de confiance paramétrique.

(iv) Les résultats obtenus (avec  $n = 59$ ) sont les suivants :

$$\bar{d} = 2.732, \hat{\sigma}(\bar{d}) = 1.348 \text{ g M.O. m}^{-2} ;$$

$$\text{et Proba}\{t_{58} > \bar{d}/\hat{\sigma}(\bar{d})\} = .024$$

La valeur calculée de la probabilité critique conduit donc à repousser  $H_0$  au seuil usuel  $\alpha = .05$ . Et l'estimation par intervalle de la perte moyenne de biomasse par  $\text{m}^2$  vaut quant à elle, en notant  $\widehat{IC}_{1-\alpha}$  l'intervalle de confiance à  $100(1-\alpha)\%$  :

$$\widehat{IC}_{95}(\bar{d}) = [.034, 5.430] \text{ g M.O. m}^{-2}$$

La distribution empirique des observations  $d(u_i)$ , présentée à la figure 10a, montre toutefois des caractéristiques (dissymétrie, extrémités épaisses) qui incitent à considérer avec une certaine prudence le comportement attendu de l'aléa  $(\bar{d} - E[D(u)])/ \hat{\sigma}(\bar{d})$  ; deux mesures de sauvegarde peuvent être envisagées :

- La première serait de recourir à un estimateur plus robuste que la moyenne  $\bar{d}$ . Cette solution ne sera pas retenue ; en effet, les observations  $b(u_i)$  ont été isopondérées pour l'estimation des biomasses  $B_s$  et  $B_a$ . Il n'y a donc pas lieu d'utiliser désormais un estimateur qui n'accorde pas le même poids à toutes les différences  $d(u_i)$ .

- La seconde, qui sera ici adoptée, repose sur l'idée que si la distribution d'échantillonnage de  $\bar{d}$  n'est pas exactement normale, c'est surtout aux extrémités de cette distribution que ne doit être accordée qu'une confiance modérée. Il apparaît donc plus raisonnable de choisir  $\alpha = .10$  pour le calcul de l'intervalle de confiance paramétrique ; en outre, une vérification peut être aisément obtenue à l'aide d'un intervalle non paramétrique (noté  $\widehat{IC}_{1-\alpha}^*$ ), calculé selon l'algorithme du bootstrap (cf. fig. 10b) :

$$\widehat{IC}_{90}(\bar{d}) = [.479, 4.985] \quad , \quad \widehat{IC}_{90}^*(\bar{d}) = [.775, 5.134] \text{ g M.O. m}^{-2}$$

Ces résultats conduisent à conclure à une décroissance hivernale de la biomasse du gisement de Coques comprise entre 200 et 2000 tonnes de poids frais.

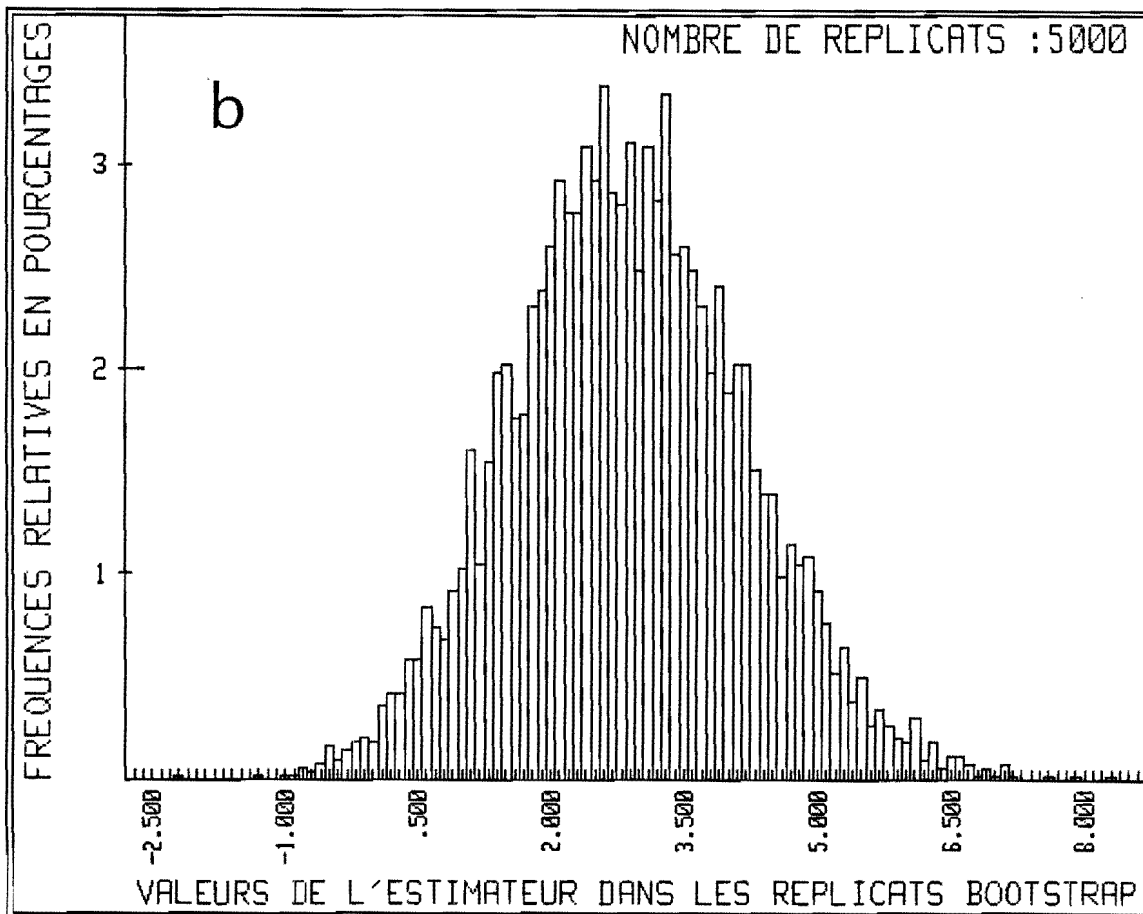
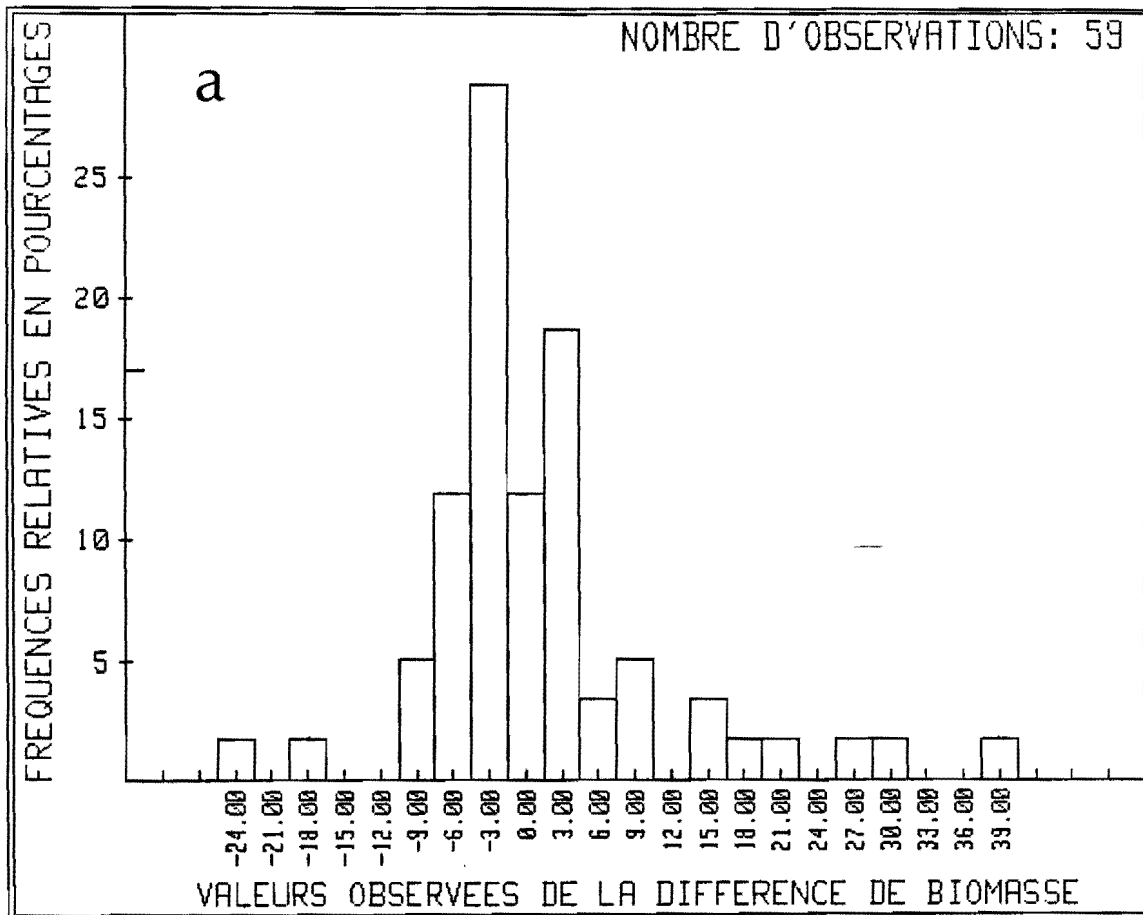


Figure 10 (ci-contre) :

a) Distribution empirique des valeurs de la différence de biomasse

$$D(u) = B_s(u) - B_a(u)$$

observées entre septembre 87 et avril 88 en chacune des 59 stations  $u_i$  présentées à la figure 5. Ces valeurs ont été regroupées en classes dont l'amplitude vaut  $3 \text{ g M.O.m}^{-2}$  (axe des abscisses). Les biomasses  $b(u_i)$  entre lesquelles ces différences  $d(u_i)$  sont calculées apparaissent à la figure 6.

b) Image de la distribution d'échantillonnage de la moyenne  $\bar{d}$  des différences  $d(u_i)$ , estimateur de  $E[D(u)]$ . L'histogramme rassemble les valeurs prises par  $\bar{d}$  (exprimées en  $\text{g M.O.m}^{-2}$ , axe des abscisses) dans 5000 "réplicats bootstrap", obtenus par rééchantillonnage des données de la figure 10a. L'effet "limite centrale" est clairement illustré par le profil gaussien de la distribution de  $\bar{d}$ , et légitime le recours à la théorie normale classique dans le calcul des intervalles de confiance (cf. texte).



## 2.5. Simulation de l'évolution du stock de Coques entre septembre 87 et avril 88

Les résultats qui vont suivre procèdent d'un traitement numérique de l'ensemble de l'information disponible, à savoir :

- (i) le recensement des captures de la saison de pêche 1987-88, qui dura de mi-octobre à début février (§2.2.2.) ;
- (ii) l'estimation de la biomasse prélevée par l'Huïtrier-pie (§2.2.2.) ;
- (iii) et enfin les estimations d'abondance présentées au paragraphe 2.4.5., établies sur la base d'observations ponctuelles d'une biomasse spatialement structurée. Cet aspect spatial sera désormais ignoré, et l'intérêt ne sera accordé qu'à l'évolution temporelle de la structure démographique du stock.

L'objectif du présent rapport est essentiellement une évaluation de biomasses. En ce sens, la simulation de la population de Coques sur un intervalle de temps bien délimité a pour but de faire ressortir la cohérence des résultats quantitatifs obtenus pour ce stock. Le modèle utilisé à cette fin autoriserait à aborder des problèmes plus vastes, néanmoins les ambitions de ce paragraphe demeureront restreintes aux objectifs généraux de l'étude.

### 2.5.1. Les équations du modèle

La population de Coques est ici comprise comme un système fermé (absence d'émigration et d'immigration), et spatialement homogène. En outre, à tout instant  $t$ , chaque individu de la population est caractérisé par sa taille  $s$ .

Dans ce contexte, la dynamique du stock peut être décrite par un modèle différentiel structuré en taille, démarche qui fut introduite en biologie dans les années soixante (consulter STREIFER, 1974, pour une revue de synthèse). La formulation analytique repose sur une fonction de la taille individuelle  $s$  et du temps  $t$ , notée  $\eta(s,t)$ , et appelée "fonction de densité" au sens où :

$$\int_{s_1}^{s_2} \eta(\tilde{s}, t) d\tilde{s} \equiv \text{effectif à l'instant } t \text{ des individus de taille comprise entre } s_1 \text{ et } s_2.$$

Pour rendre compte de la variation temporelle du nombre d'individus dans un intervalle de taille donné, deux processus sont considérés :

- la croissance individuelle en taille, définie par son taux  $G(s) = ds/dt$ ,
- et la mortalité, définie de même par son taux instantané  $D(s)$ .

Dans ces conditions, la surface définie par la fonction  $\eta(s,t)$  vérifie une équation aux dérivées partielles, qui exprime la continuité du flux des individus durant leur croissance en taille :

$$\frac{\partial \eta(s,t)}{\partial t} + \frac{\partial}{\partial s} [G(s)\eta(s,t)] = -D(s)\eta(s,t)$$

Le premier terme du membre de gauche est le taux instantané de variation nette de l'effectif dans l'intervalle de taille  $[s,s+ds]$  ; selon l'équation de conservation ci-dessus, il résulte du taux instantané des pertes nettes dues à la croissance et à la mortalité dans  $[s,s+ds]$ . SINKO & STREIFER (1967), entre autres auteurs, exposent une démarche rigoureuse permettant d'établir cette équation.

Enfin, pour compléter la description du stock doivent être également précisées :

- (i) la valeur initiale de la fonction de densité :  $\eta(s,0)$  ;
- (ii) la condition aux limites de l'équation de conservation :  $\eta(0,t)$ . Dans un modèle de stock autorégénérant, cette condition correspond au taux de recrutement pour l'ensemble de la population ; une formulation possible est la suivante :

$$\eta(0,t) = \int_0^{\infty} R(\tilde{s},t)\eta(\tilde{s},t)d\tilde{s}$$

où  $R(s,t)$  désigne le taux de production de recrues d'un individu de taille  $s$  à l'instant  $t$ .

Il doit être noté que le modèle ci-dessus est un cas particulier simple : celui où la fonction  $\eta$  ne fait intervenir, outre le temps  $t$ , qu'une seule caractéristique des individus de la population. Quelques applications peuvent être citées : *e.g.*, SINKO & STREIFER (1971), VAN SICKLE (1977), de ANGELIS *et al.* (1980). Dans de nombreux travaux cependant, la fonction de

densité est de la forme  $\eta(a,m,t)$ , *i.e.*, elle fait intervenir conjointement l'âge  $a$  et une caractéristique métrique ou pondérale  $m$  [*e.g.*, SINKO & STREIFER (1967, 1969) ; STREIFER & ISTOCK (1973)]. Les développements théoriques permettant de traiter la configuration multivariable dans laquelle est attaché à chaque individu un ensemble de valeurs telles que son âge, son poids, sa teneur en un composé biochimique donné, sa position dans l'espace, ..., ont également été publiés, ces travaux abordant au surplus la question des interactions entre espèces (*e.g.*, relations prédateur-proie, hôte-parasite) : ROTENBERG (1972), OSTER & TAKAHASHI (1974), STREIFER (1974), LEE *et al.* (1976), pour ne citer que des exemples dévolus aux populations animales, sachant qu'existe une riche littérature consacrée aux populations de cellules.

### 2.5.2. La base de données

L'intervalle de temps considéré sera noté  $[0,T]$ , avec  $t = 0$  au 15 septembre 1987, et  $t = T$  au 15 avril 1988. La variable continue  $s$  (longueur de la coquille exprimée en mm) est discrétisée en  $J = 20$  intervalles d'égale amplitude  $\Delta s = 2$  mm. Soit  $s_j$  la borne inférieure du  $j$ -ème intervalle ( $j = 1, \dots, J$ ), avec  $s_1 = 4$  mm, et soit :

$$N_j(t) = \int_{s_j}^{s_j + \Delta s} \eta(\tilde{s}, t) d\tilde{s} \quad , \text{ l'effectif à } t \text{ de la classe de taille } j.$$

L'effectif total du stock à l'instant  $t$  vaut bien entendu :  $N(t) = \sum_j N_j(t)$ .

Par ailleurs, les coefficients  $\alpha$  et  $\beta$  de la relation d'allométrie entre la longueur (exprimée en mm) et le poids (en g de M.O.) ont été estimés à partir des données publiées par GROS & HAMON (1988, Annexe VIII) :

$$\hat{\alpha} = 3.234 \quad , \quad \hat{\beta} = 10^{-5.215}$$

En notant  $\bar{s}_j = s_j + \Delta s/2$  le centre de la classe  $j$ , et en considérant qu'il s'agit de la moyenne des longueurs uniformément réparties sur  $[s_j, s_j + \Delta s]$  des  $N_j$  individus de la classe, le poids individuel moyen  $\bar{w}_j$  est calculé comme suit :

$$\bar{w}_j = \hat{\beta} (\bar{s}_j)^{\hat{\alpha}} + (1/24) \hat{\beta} \cdot \hat{\alpha} (\hat{\alpha} - 1) (\Delta s)^2 (\bar{s}_j)^{\hat{\alpha} - 2}$$

où le second terme du membre de droite est une correction du biais dû à la transformation des longueurs moyennes en poids moyens (l'incertitude associée aux estimations  $\hat{\alpha}$  et  $\hat{\beta}$  est négligée). La biomasse totale du stock à l'instant  $t$  s'exprime :  $B(t) = \sum_j N_j(t) \cdot \bar{w}_j$

Avec ces notations, la base de données consiste en :

- (i) une estimation de la distribution discrète de fréquence des tailles  $\{N_j(0) ; j = 1, \dots, J\}$ , qui détermine l'état initial du stock (fig. 11a),
- (ii) ainsi qu'une estimation (fig. 11b) de la distribution  $\{N_j(T) ; j = 1, \dots, J\}$ ,
- (iii) et enfin des estimations de  $B(0)$  et  $B(T)$ , présentées au §2.4.5.

### 2.5.3. Les paramètres du modèle

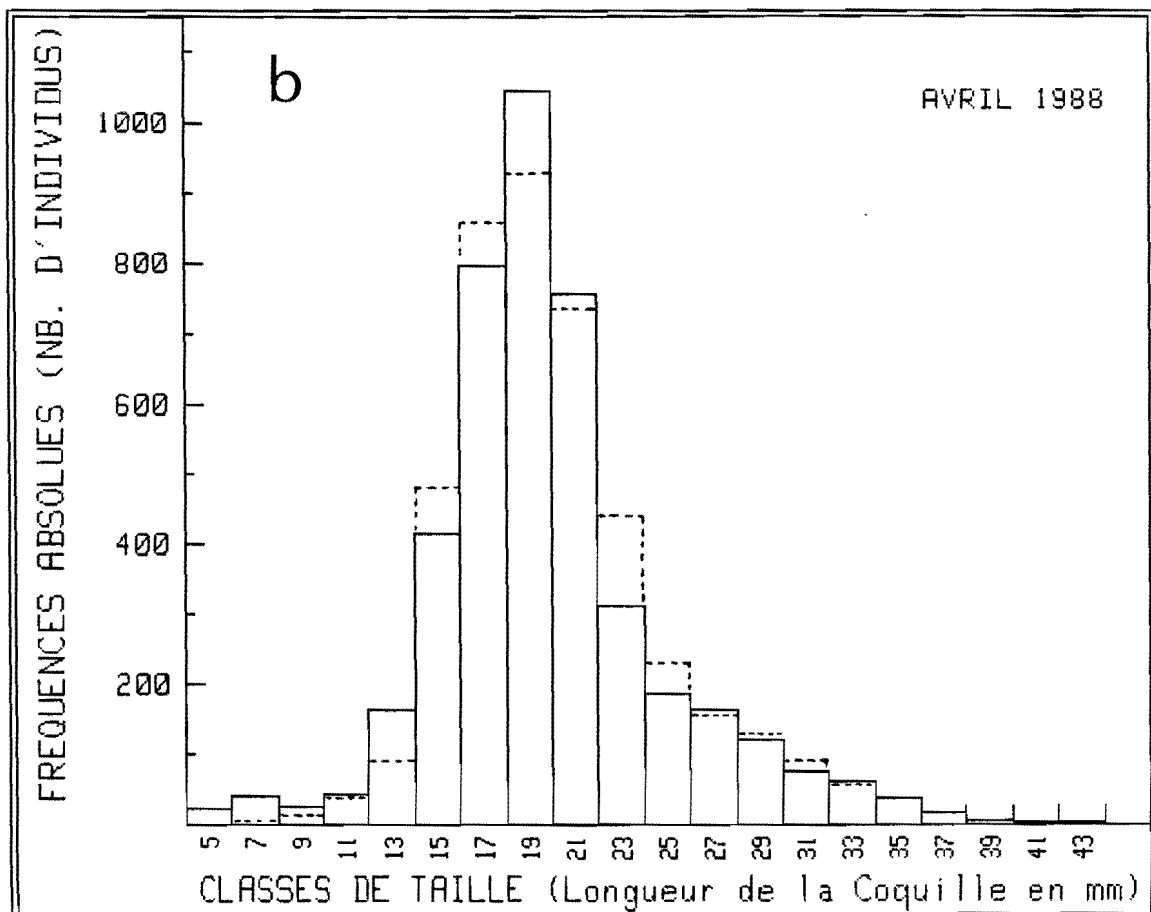
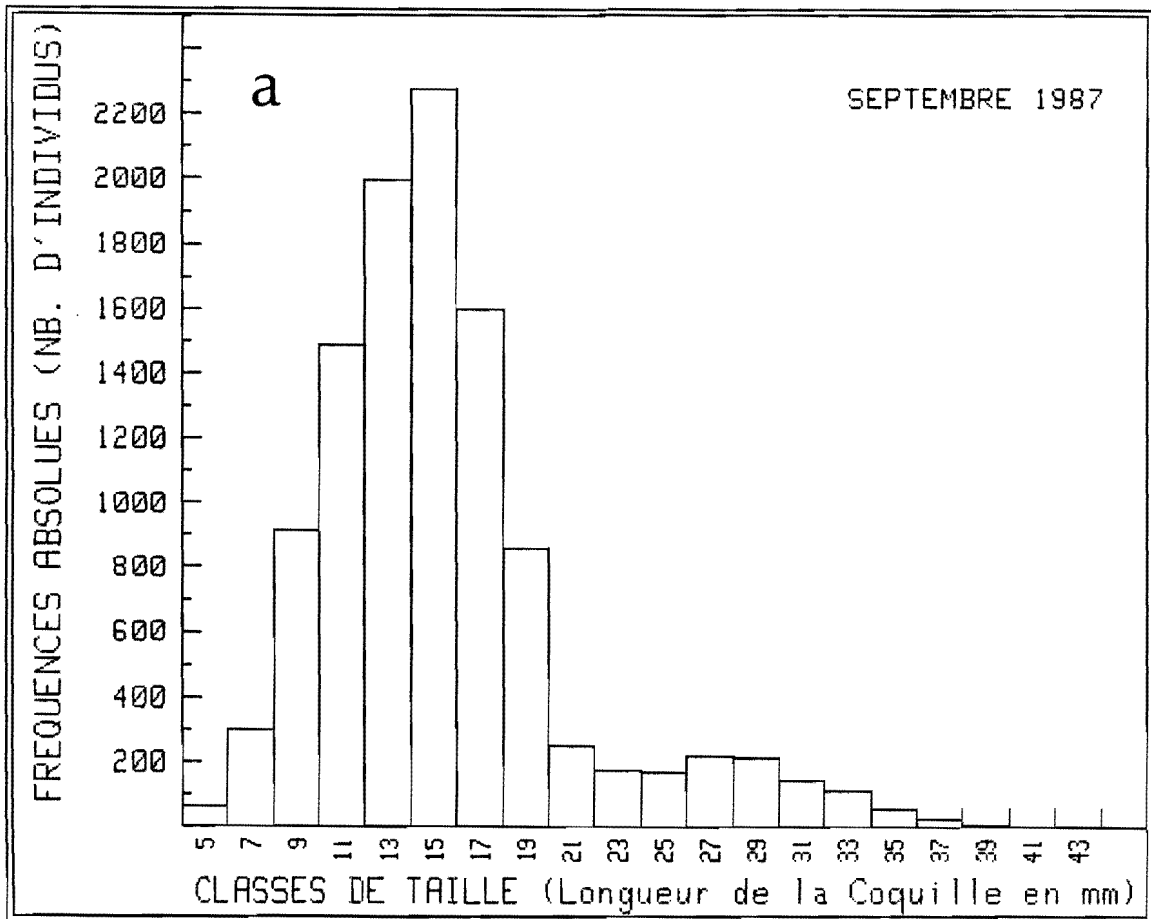
L'évolution de la structure démographique est gouvernée par deux processus, la croissance et la mortalité, dont les taux instantanés respectifs  $G$  et  $D$  apparaissent dans l'équation de mouvement (*vide supra*). C'est le classique modèle de VON BERTALANFFY qui a été retenu pour décrire la croissance en taille :

$$G(s) = K(s_M - s)$$

où  $s_M$  représente la longueur asymptotique, et où le paramètre  $K$  détermine la diminution de la vitesse de croissance lorsque la taille  $s$  augmente.

---

Figure 11 (ci-après) : Distributions de fréquence de tailles de la population de Coques, observées en septembre 1987 (fig. 11a) et en avril 88 (fig. 11b). Ces histogrammes sont obtenus par cumul des données recueillies sur les 59 stations de la figure 5 : les fréquences absolues (axe des ordonnées) sont des nombres d'individus rapportés à une surface de 59 m<sup>2</sup>. Les pointillés de la figure 11b correspondent aux valeurs calculées, présentées plus loin (fig. 12).



Le processus de mortalité fait l'objet d'une formulation simple (celle d'une chute exponentielle de l'effectif) ; cependant, 6 paramètres ont été introduits afin de prendre séparément en compte différentes causes de mortalité :

$$D(s,t) = \begin{cases} Z_1 & \text{si } 4 < s \leq 14 \text{ mm} & (1 \leq j \leq 5) \\ Z_2 + Z_p & \text{si } 14 < s \leq 26 \text{ mm} & (5 \leq j \leq 11) \\ Z_3 & \text{si } 26 < s \leq 30 \text{ mm} & (j = 12, 13) \\ Z_4 & \text{si } 30 < s \leq 44 \text{ mm} & (14 \leq j \leq 20) \\ Z_4 + Z_r & \text{si } 30 < s \leq 44 \text{ mm et } 30 \leq t \leq 135 \text{ jours} \end{cases}$$

$Z_1, \dots, Z_4$  sont des coefficients de mortalité "naturelle",  $Z_p$  est le coefficient de mortalité par prédation, et  $Z_r$  le coefficient de mortalité par pêche. Ce dernier conduit à indexer D sur le temps, la saison de pêche ne commençant qu'à la mi-octobre pour s'achever début février.

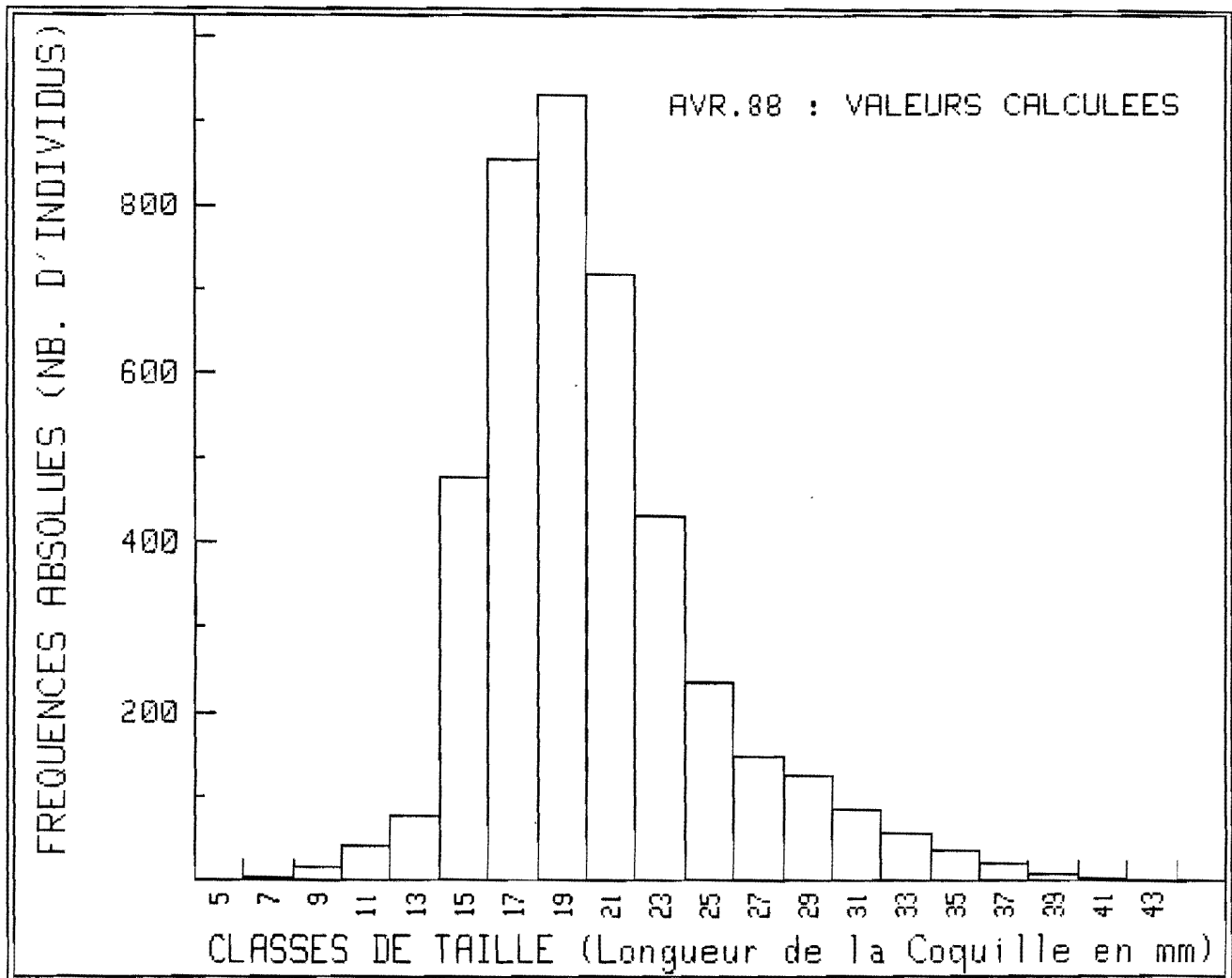
Enfin, concernant la condition aux limites (*i.e.*, le flux de recrues entrant dans la première classe de taille), l'hypothèse retenue est la suivante :

$$R(s,t) = 0 \quad \text{pour } t \in [0, T]$$

*i.e.*, il n'y a pas de production de nouveaux individus au cours de la période étudiée. Il s'agit là d'une approximation, qui revient à négliger le recrutement entre septembre et avril. Il est difficile de statuer sur le réalisme de cette hypothèse, en l'absence d'une connaissance précise du cycle biologique de la population considérée d'une part, et sachant d'autre part qu'il serait aventureux d'extrapoler à la baie de St-Brieuc les résultats acquis en la matière sur d'autres sites, compte tenu de la diversité des cas de figure observés (J. GUILLOU, *com. pers.*).

#### 2.5.4. Identification des paramètres

Du paragraphe précédent, il ressort que le modèle inclut 8 paramètres ; l'un d'entre eux a été fixé *a priori* :  $s_M = 52$  mm. Les valeurs des 7 autres (*i.e.*, K et les 6 coefficients de mortalité) ont été obtenues par optimisation.



TAILLE (mm)	FREQ. OBS. Avr. 88	FREQ. CALC. Avr. 88	ECART
5	24	0	2.35E+01
7	40	4	3.63E+01
9	26	16	1.03E+01
11	44	41	3.12E+00
13	162	77	8.46E+01
15	413	476	-6.27E+01
17	797	854	-5.72E+01
19	1045	932	1.13E+02
21	755	717	3.81E+01
23	310	430	-1.20E+02
25	186	234	-4.80E+01
27	162	148	1.42E+01
29	120	126	-5.99E+00
31	74	85	-1.06E+01
33	61	57	4.13E+00
35	38	36	1.72E+00
37	17	20	-2.84E+00
39	5	9	-4.06E+00
41	4	3	6.04E-01
43	2	1	9.28E-01

Figure 12 : Résultat de l'ajustement du modèle aux données observées : la distribution calculée est à comparer à celle présentée à la figure 11b. Les fréquences absolues (axe des abscisses) sont des nombres théoriques d'individus, rapportés à une surface de 59 m<sup>2</sup>.

A cette fin, l'équation de conservation a été approchée par différences finies. Avec les pas de temps et de taille suivants :

$\Delta s = 2 \text{ mm}$  ,  $\Delta t = 1 \text{ jour}$ , qui vérifient  $G(\bar{s}_j)\Delta t < \Delta s \quad \forall j \in [1, J]$ ,  
et en utilisant les notations introduites au paragraphe 2.5.2., la variation nette (pendant  $\Delta t$ ) de l'effectif de la classe de taille  $j$ , d'amplitude  $\Delta s$ , s'exprime :

$$N_j(t+\Delta t) - N_j(t) = - \frac{\Delta t}{\Delta s} [G(\bar{s}_j)N_j(t) - G(\bar{s}_{j-1})N_{j-1}(t)] - \Delta t D(\bar{s}_j, t) N_j(t)$$

Partant de la distribution initiale des fréquences  $\{N_j(0) ; j = 1, \dots, 20\}$ , la distribution à  $t = 210$  jours est calculée selon le schéma d'intégration explicite ci-dessus (des termes d'ordre  $> 1$  du développement de Taylor sont introduits pour réduire l'erreur de troncature engendrée par la formulation d'Euler). Soient  $\tilde{N}_j(T)$  les fréquences ainsi calculées, et  $N_j(T)$  les fréquences observées. Les valeurs optimales des paramètres sont celles qui réalisent le minimum du critère :

$$\Phi(K, Z_p, Z_r, Z_1, \dots, Z_h) = \sum_{j=3}^{20} (N_j(T) - \tilde{N}_j(T))^2$$

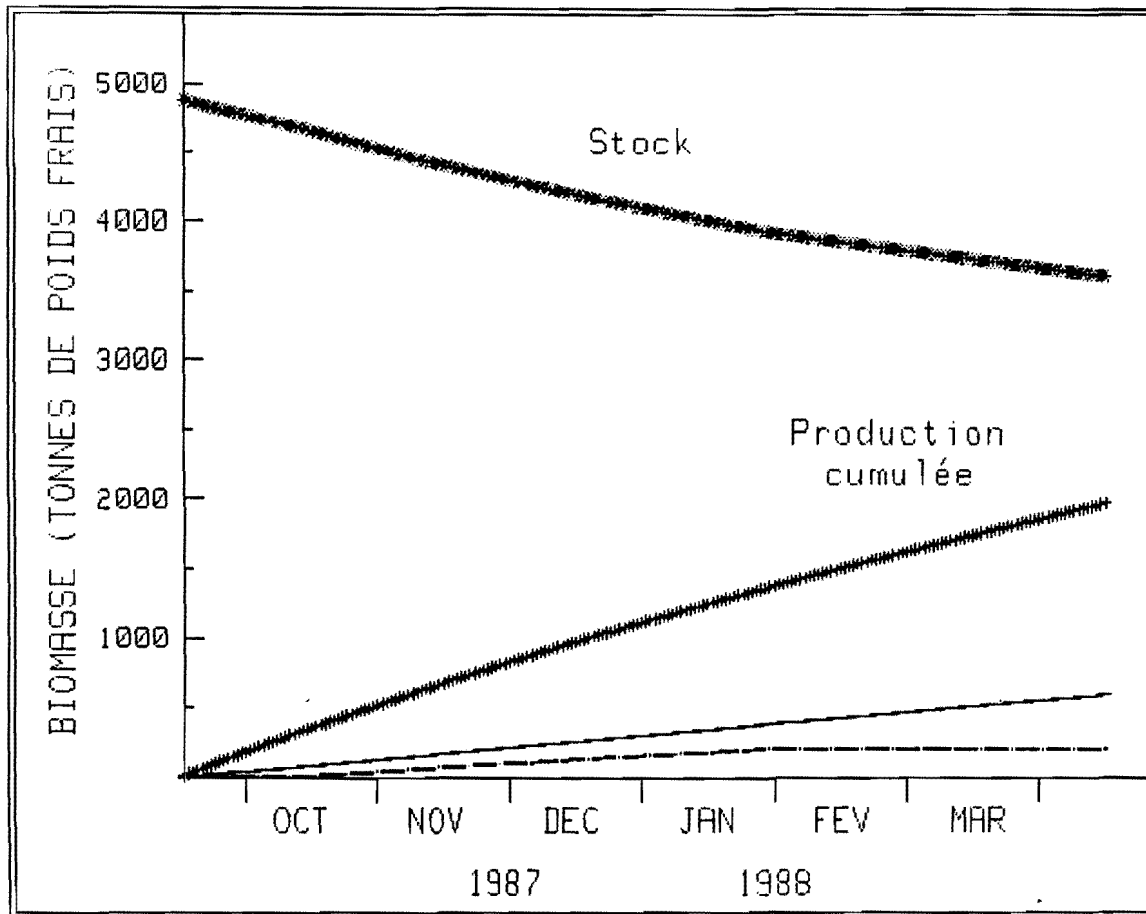
sous les contraintes d'égalité :

$$\sum_{t=30}^{135} \sum_{j=14}^{20} Z_r \cdot N_j(t) \cdot \bar{w}_j = 200 \text{ tonnes de poids frais}$$

$$\sum_{t=0}^{210} \sum_{j=6}^{11} Z_p \cdot N_j(t) \cdot \bar{w}_j = 600 \text{ tonnes de poids frais}$$

Dans le calcul du critère d'optimalité  $\Phi$ , les écarts quadratiques associés à  $j = 1, 2$  ne sont pas considérés, afin de ne pas polluer l'ajustement par d'éventuelles recrues que le modèle ne prend pas en compte ; de ce fait, le coefficient  $Z_1$  ne doit pas être considéré autrement que comme une commodité de calcul.





Jour no.	STOCK (tonnes de poids frais)	PRODUCTION CUMULEE (tonnes)	PREDATION (tonnes cumulées)	PECHE tonnes cumul.	MORTALITE NATURELLE CUMULEE	EFFECTIF TOTAL
1	4879	12	3	0	18	2.74E+09
15	4769	182	42	0	258	2.50E+09
30	4660	355	84	2	496	2.27E+09
45	4530	520	127	35	716	2.09E+09
60	4410	677	170	66	919	1.92E+09
75	4299	829	214	95	1108	1.79E+09
90	4194	974	258	123	1286	1.67E+09
105	4096	1113	301	150	1453	1.56E+09
120	4003	1248	345	176	1612	1.47E+09
135	3914	1378	388	200	1763	1.39E+09
150	3851	1504	432	200	1909	1.32E+09
165	3789	1626	474	200	2050	1.25E+09
180	3728	1745	517	200	2187	1.19E+09
195	3668	1859	559	200	2320	1.14E+09
210	3608	1971	600	200	2451	1.08E+09

Figure 13

Quant aux contraintes d'égalité, elles expriment :

- la relation entre le coefficient de mortalité par pêche  $Z_p$  et la biomasse des captures,

- la relation entre  $Z_p$  et la biomasse prélevée par l'Huïtrier-pie ; une hypothèse un peu plus "basse" que celle selon laquelle les besoins énergétiques de ce limicole sont exclusivement redevables de la Coque a été retenue. En fait, l'application du modèle n'autorise pas ici à choisir entre les valeurs 600 et 800 tonnes : l'optimisation ne permet en effet d'identifier que le coefficient de mortalité totale  $Z_2 + Z_p$  dans la gamme de taille (14,26 mm), et c'est la contrainte qui détermine la part attribuable à la prédation.

Le minimum de critère  $\Phi$  a été obtenu à l'aide de l'algorithme d'exploration directe de NELDER & MEAD (1965), le point courant étant maintenu dans la région admissible de l'espace paramétrique par des fonctions de pénalité (FLETCHER, 1981). Les estimations sont les suivantes :

$$Z_1 = 1.25 \cdot 10^{-2} \text{ jour}^{-1}$$

$$Z_2 = 1.45 \cdot 10^{-3}, \quad Z_p = 1.18 \cdot 10^{-3} \text{ jour}^{-1}$$

$$Z_3 = 3.00 \cdot 10^{-3} \text{ jour}^{-1}$$

$$Z_4 = 4.56 \cdot 10^{-3}, \quad Z_f = 1.92 \cdot 10^{-3} \text{ jour}^{-1}$$

$$K = 4.49 \cdot 10^{-4} \text{ jour}^{-1}$$

Le résultat de l'ajustement est présenté à la figure 12, où apparaît la distribution des fréquences calculées  $\tilde{N}_j(T)$ .

#### 2.5.5. Résultats de la simulation. Discussion

La figure 13 montre la trajectoire sur  $[0, T]$  correspondant aux valeurs des paramètres présentés ci-dessus. Y apparaissent notamment :

- l'évolution de la biomasse totale instantanée  $B(t)$  du stock,
- le cumul de la biomasse produite, *i.e.* :

$$\text{Biomasse produite pendant } [0, T] : \sum_{j=1}^T \sum_{i=1}^J \bar{w}_j \frac{\Delta t}{\Delta s} [G(\bar{s}_{j-1})N_{j-1}(t) - G(\bar{s}_j)N_j(t)]$$

- le cumul des pertes de biomasse dues à la pêche et à la prédation par l'Huîtrier-pie. Il peut être remarqué que le total de ces pertes (800 tonnes) ne représente que le tiers de celles attribuables aux autres causes de mortalité (et rassemblées sous l'appellation "mortalité naturelle").

Enfin, conformément à l'équation de conservation, la diminution calculée de biomasse du stock entre 0 et T (- 1280 tonnes de poids frais) est égale à la somme de la production (1970 tonnes) et de la mortalité totale (- 3250 tonnes). Il convient cependant de n'accorder de confiance qu'à l'ordre de grandeur de ces résultats, compte tenu des incertitudes sous-jacentes. Celles-ci proviennent principalement :

- (i) des hypothèses simplificatrices qui président à la formulation analytique du modèle (spécialement en ce qui concerne la condition aux limites), et,
- (ii) de l'incertitude associée aux estimations des paramètres de ce modèle.

Le deuxième point, en particulier, n'a pas été abordé ici, car il implique des développements qui dépassent le cadre du présent travail. Cela peut être perçu en considérant l'expression du critère d'optimalité  $\Phi$ , présentée au paragraphe précédent : le choix des moindres carrés a conduit à résoudre un problème de minimisation "purement numérique", en ce sens qu'aucune référence n'est faite à la loi d'un vecteur aléatoire de résidus ; or, le calcul de la matrice des variances-covariances des estimateurs nécessite de connaître la loi des erreurs, ou tout au moins de recourir à des hypothèses probabilistes relatives à cette loi\*. En supposant cette question résolue, l'optimisation du critère  $\Phi$ , qui ne fait intervenir que

---

\*Le problème est de même nature si les caractéristiques de la distribution d'échantillonnage des estimateurs sont obtenues par rééchantillonnage (e.g., bootstrap) de la distribution observée des fréquences de taille, considérée comme une réalisation particulière d'un vecteur multinomial : l'algorithme de rééchantillonnage doit être conforme au processus stochastique qui engendre les données.

les fréquences " finales "  $N_j(T)$ , fournit alors des estimations conditionnelles, *i.e.*, dépendantes d'un état initial défini par les fréquences  $N_j(0)$ . Ces dernières, qui sont aussi des quantités observées, sont également entachées d'une erreur qu'il faut comptabiliser dans l'évaluation des variances ; de surcroît, cette évaluation est compliquée par les contraintes imposées aux paramètres.

La gestion du bruit contenu dans la base de données ayant été délibérément occultée, les résultats de la simulation, résumés par la figure 13, ne doivent pas être compris autrement que comme une quantification approchée (en termes de biomasse résultante) des effets des principaux mécanismes qui régulent la cinétique de la population. En particulier, ils ne peuvent constituer le support de prévisions crédibles tant que la composante stochastique du problème n'est pas prise en compte.

Une dernière remarque doit être formulée : la méthode utilisée pour identifier les paramètres, appliquée ici à deux distributions de fréquences  $\{N_j(t) ; j = 1, \dots, J\}$  pour  $t = 0$  et  $t = T$ , se généralise aisément au cas où la base de données consiste en  $m = 1, 2, \dots, M$  distributions de fréquences observées aux instants  $t_m$ . Partant de la distribution observée à  $t_1$ , les paramètres du modèle peuvent être estimés en optimisant, par exemple, un critère de la forme :

$$\Phi = \sum_{m=2}^M \pi_m \sum_{j=1}^J (N_j(t_m) - \tilde{N}_j(t_m))^2$$

où  $\pi_m$  désigne le poids accordé à la  $m$ -ème distribution dans l'ajustement. Bien entendu, la fonction-objectif  $\Phi$  peut être assortie de contraintes.

## 2.6. Discussion et conclusion

Le contenu et les objectifs de l'étude amènent à se pencher en premier lieu sur les méthodes de collecte et de traitement des données ponctuelles de biomasse. A cet égard, plusieurs remarques doivent être formulées à propos des résultats exposés au paragraphe 2.4. :

(i) La valeur élevée de la constante pépitique pose un problème, à cause de son impact sur la variance d'estimation. Cela suggère de chercher à mieux cerner quelle est la fraction de la pépite redevable d'une réelle hétérogénéité à très courte portée ; il y a en effet tout lieu de penser qu'une part de la régionalisation échappe à l'analyse structurale, compte tenu de la distance entre stations voisines. En conséquence, une amélioration du protocole consisterait à compléter localement, par des points de prélèvement proches les uns des autres, le réseau régulier des stations : cela afin de disposer de couples d'observations aux faibles interdistances, grâce auxquels le comportement du variogramme au voisinage de l'origine pourrait être précisé.

(ii) Considérer *a priori* que le gisement de Coques ne manifeste pas d'anisotropie zonale constitue une hypothèse de travail raisonnable. En revanche, il semble peu légitime de présupposer l'absence d'anisotropie géométrique, sachant que le changement des conditions de milieu est plus accentué perpendiculairement à la côte que parallèlement à celle-ci ; il peut donc être conjecturé qu'au sein du gisement les similitudes se propagent plus ou moins loin selon la direction considérée. Le nombre d'observations est cependant trop faible pour statuer sur ce point : en effet, pour caractériser une anisotropie géométrique, il est nécessaire de construire des variogrammes expérimentaux suivant au moins quatre directions distinctes, et le nombre de couples de données attaché à chacun devient alors insuffisant dans le cas présent. C'est pour cette raison qu'un variogramme isotrope a été retenu pour décrire la fonction de structure.

(iii) La régionalisation apparente de la biomasse des Coques étant modérée, il s'ensuit que le gain de précision (ca. 3 à 4 % sur le coefficient de variation du total estimé) demeure lui-même modeste, par comparaison avec ce qui serait obtenu en traitant les données "comme si" elles avaient été

acquises par EAS. Néanmoins, outre qu'il vient d'être suggéré plus haut qu'il est possible d'obtenir un gain plus substantiel, le rapprochement entre les deux stratégies doit aussi mettre en exergue les apports originaux de l'approche géostatistique : en particulier, et pour ne s'en tenir qu'à ce qui relève du protocole d'échantillonnage proprement dit, il faut souligner que la prise en compte explicite de la structure spatiale permet d'obtenir une cartographie de l'erreur d'estimation, fournissant par là un moyen objectif d'aménager le positionnement des points de prélèvement.

En second lieu, il doit être noté que la simulation de l'évolution temporelle de la structure—de taille du stock de Coques conduit à des résultats proches de ceux obtenus pour d'autres gisements ; abstraction faite des disparités géographiques, les conclusions des auteurs (*e.g.*, HIBBERT, 1972 ; EVANS, 1977 ; MÖLLER & ROSENBERG, 1983) sont convergentes. Ces travaux montrent en particulier que les populations de Coques assurent dans le réseau trophique, un important transfert d'énergie vers les prédateurs, les nécrophages, et les décomposeurs : selon EVANS (*op.cit.*, fig. 5), l'énergie dédiée à ces compartiments est supérieure d'un ordre de grandeur à celle stockée par la population sous forme de tissus et de gamètes. Ces aspects de la dynamique des échanges dans l'écosystème n'ont pas été traités ici, le propos de l'étude étant restreint à une évaluation de biomasses ; le modèle différentiel appliqué en fin de chapitre, "calé" sur les estimations obtenues, a cependant permis de hiérarchiser les effets de la croissance et de différentes causes de mortalité. Il faut néanmoins rappeler que la validité des résultats n'est garantie que dans la mesure où la condition aux limites (*i.e.*, recrutement négligeable au cours des 7 mois considérés dans la simulation) constitue une hypothèse réaliste.

## CONCLUSION GENERALE

Le présent travail fait partie intégrante d'un projet de recherche dont l'un des objectifs est d'éclairer la dynamique du couplage entre les domaines pélagique et benthique (*cf.* introduction) ; au plan biologique, ce couplage est essentiellement redevable de deux processus : la filtration, et la régénération d'éléments nutritifs. Selon cette optique, l'estimation quantitative de la biomasse des Mollusques filtreurs apparaît comme le préalable à la caractérisation de l'ampleur du rôle écologique de ces organismes. Il suffit, pour s'en convaincre, de se référer à la monographie de VERWEY (1952) : il y a une quarantaine d'années déjà, cet auteur évaluait de façon approchée les volumes d'eau filtrés, les quantités de seston fixées et de biodépôts produits,...., par les populations de Moules et de Coques occupant la partie occidentale de la mer de Wadden. L'impact de ces filtreurs sur les flux de carbone dans l'Oosterschelde a été récemment précisé à l'aide de simulations numériques (KLEPPER & SCHOLTEN, 1988) : dans le modèle, l'action des Moules et des Coques est décrite par des variables forçantes qui correspondent, pour les fonctions considérées, à des produits taux d'activité spécifique  $\times$  biomasse.

La richesse de la littérature consacrée aux interactions entre les composantes benthiques et pélagiques de l'écosystème s'assortit d'une grande diversité des résultats produits ; par exemple, DOERING (1989) rappelle que l'idée selon laquelle le benthos fournit une sensible part des nutriments qui soutiennent la production pélagique est assez généralement admise, sans qu'il existe pour autant de consensus quant à l'importance relative du phénomène (*cf.* DOERING, *op.cit.*, tabl. 1). La pluralité des conclusions procède fort vraisemblablement des différences entre les conditions biotiques, mais aussi abiotiques, rencontrées sur les différents sites d'étude. A cet égard, OFFICER *et al.* (1982) ont explicité les contributions respectives du temps de résidence des masses d'eau, du taux de "recyclage" de celles-ci par les suspensivores benthiques, du taux de croissance des populations phytoplanctoniques, permettant ainsi de comprendre pourquoi la biomasse de ces dernières est régulée par la filtration du benthos en baie de San Francisco (CLOERN, 1982). Mais pour rendre compte du foisonnement des idées autour de cette problématique, il faut souligner qu'à la disparité des caractéristiques écologiques des zones concernées par les investigations, se

superpose celle des options méthodologiques autant que des objectifs. Relativement au second point, il s'agira par exemple d'optimiser la gestion d'un cheptel conchylicole (e.g., BACHER, 1989 ; HERAL, 1989), de réaliser une étude d'impact (e.g., KLEPPER & SCHOLTEN, *op.cit.*), d'étudier les mécanismes de l'eutrophisation en zone côtière (e.g., KELLY *et al.*, 1985) ainsi que les phénomènes d'anoxie (e.g., OFFICER *et al.*, 1984), ou encore de recherches de type plus fondamental, visant à élucider la structure du réseau trophique (e.g. KUIPERS *et al.*, 1981 ; HERNDL *et al.*, 1989). Quant à la démarche expérimentale, elle s'appuie elle-même sur une multiplicité de moyens, depuis les classiques enregistrements des descripteurs du milieu à différentes échelles d'observation spatio-temporelle, jusqu'aux travaux en enceintes contrôlées (mésocosmes), sans oublier la part qui revient à l'expérimentation numérique (simulations).

Compte tenu de ce contexte, il convenait de rappeler les motivations et les contours scientifiques du projet EUPHORBE, comme cela a été succinctement fait en introduction du présent rapport : et afin de mieux situer les résultats obtenus dans ce cadre général, une approximation des potentialités de filtration et d'excrétion azotée des populations étudiées sera proposée. Les informations disponibles dans la littérature ne permettront, pour ce qui concerne la régénération d'azote ammoniacal, de n'évoquer que la contribution des Moules de bouchot ; encore ne sera-t-il tenu compte que des apports directs (excrétion), sans considérer la dégradation de la matière organique des fèces et pseudofèces par les microhétérotrophes. Admettant, d'après les résultats de BAYNE & SCULLARD (1977), une excrétion dissoute moyenne de  $20 \mu\text{g NH}_4 \cdot \text{N h}^{-1}$  et par gramme de poids sec de chair, ce dernier représentant 7.1 % du poids total frais (ASMUS, 1987), une libération potentielle de l'ordre de  $1.6 \text{ mg NH}_4 \cdot \text{N h}^{-1} \text{ m}^{-2}$  peut être attribuée à *Mytilus* sur les 313 hectares alloués aux concessions. Dans le calcul approché de la filtration, la décroissance de cette dernière avec la charge sestonique (WIDDOWS *et al.*, 1979) sera négligée, la valeur de  $5 \text{ l.h}^{-1} \cdot (\text{g de tissus sec})^{-1}$  sera retenue pour la Moule (GRENZ *et al.*, 1989), et celle de  $.77 \text{ l.h}^{-1} \cdot (\text{g de poids frais de chair})^{-1}$  pour la Coque (FOSTER-SMITH, 1975), le poids de chair équivalant à 20 % du poids frais total chez cette dernière (WEST *et al.*, 1979). Cela conduit à évaluer à environ  $1.9 \cdot 10^6 \text{ m}^3 \text{ h}^{-1}$  la filtration potentielle totale des Coques et des Moules, celles-ci en assurant les 2/3. Bien entendu, ces quantifications



sommaires n'ont d'autre vocation que didactique, l'étude des processus eux-mêmes étant précisément l'objet des autres volets du projet EUPHORBE.

Remerciements : Il nous est agréable de remercier ceux qui, au sein du Département DERO/EL, ont permis la réalisation de cette étude : Michel BLANCHARD, Luc DREVES, Yves MONBET, Gilles YOUENOU, qui ont participé aux missions de terrain et au dépouillement des échantillons ; notre gratitude s'adresse également à Alain MENESGUEN et Jean-Claude SALOMON, pour la lecture critique du paragraphe 2.5., ainsi qu'à Marie-Madeleine DANIELOU et Michel LUNVEN pour leur collaboration en matière d'informatique. Nous sommes aussi redevables de soutiens extérieurs au département : Michel ROUGERIE (IFREMER/CSRU/Hillion) nous a fait entrer en contact avec les mytiliculteurs, et nous a fourni les chroniques de captures de Coques. Francis GOHIN (IFREMER/DERO/AT), Jean-Jacques LE CHAUVE (ORSTOM) et Luc SANDJIVI (Géovariances) nous ont fait bénéficier de leurs compétences en géostatistique.

Enfin, la réalisation matérielle de ce document est due à Yvette CASSOU pour la dactylographie, et à Pierre BODENES pour l'illustration.

## BIBLIOGRAPHIE

ANNEZO, J.P., & D. HAMON, 1989

Prédation par les Limicoles de la macrofaune intertidale en baie de St-Brieuc.

*Rapport IFREMER/DERO-EL/89.02*, 94 p.

ARMSTRONG, M., 1986

Basic geostatistics for the mining industry.

*Ecole Nationale Supérieure des Mines de Paris, CGMM Fontainebleau*, 102 p.

ASMUS, H., 1987

Secondary production of an intertidal mussel bed community related to its storage and turnover compartments.

*Mar. Ecol. Prog. Ser.* 39 : 251-266.

BACHER, C., 1989

Etude de la capacité trophique du bassin de Marennes-Oléron : utilisation d'un modèle couplé de transport particulaire et de croissance de l'huître *Crassostrea gigas*.

*Thèse de Doctorat Océano. Biol. n° 84, Univ. Bretagne Occidentale*, 149 p.

BAGGERMAN, B., 1975

Spatfall and transport of *Cardium edule* L.

*Arch. Neel. Zool.* 10 : 315-343.

BAYNE, B.L., & C. SCULLARD, 1977

Rates of nitrogen excretion by species of *Mytilus* (Bivalvia : Mollusca).

*J. mar. biol. Ass. U.K.* 57(2) : 355-369.

BODIN, Ph., D. BOUCHER, & C. LE GUELLEC, 1989

Estimation des biomasses du microphyto- et du méiobenthos en baie de St-Brieuc.

*Rapp. Labo. Océano. Biol., Univ. Bretagne Occidentale, contrat IFREMER/UBO n° 88.2.43.0426*, 35 p.

BOYDEN, C.R., 1971

A comparative study of the reproductive cycles of the cockles *Cerastoderma edule* and *Cerastoderma glaucum*.

*J. mar. biol. Ass. U.K.*, 51 : 605-622.

BRIEN, Y., 1975

Etude des dommages causés à la mytiliculture par les Goëlands dans les Côtes-du-Nord et remèdes.

*Contrat SEPNB/Ministère de la Qualité de la vie.*

CAMBERLEIN, G., & D. FLOTE, 1977

Le Goëland argenté en Bretagne : Démographie et limitation. Protection de la mytiliculture.

*Contrat SEPNB/Ministère de la Culture et de l'Environnement.*

CAMBERLEIN, G., & D. FLOTE, 1978

Le Goëland argenté en Bretagne : nouvelles données biologiques. Mesures de protection. Contrôle démographique.

*Contrat SEPNB/Ministère de l'Environnement et du cadre de vie.*

CAMBERLEIN, G., & D. FLOTE, 1979

Le Goëland argenté en Bretagne : dynamique de population et application à la gestion de l'espèce. Eradication de Goëlands nicheurs sur certaines colonies de Sternes. Protection de la mytiliculture dans les Côtes-du-Nord. *Contrat SEPNB/Ministère de l'Environnement et du Cadre de vie.*

CLARK, I., 1979

*Practical Geostatistics.*

Applied Science Publishers Ltd., London, 129 p.

CLOERN, J.E., 1982

Does the benthos control phytoplankton biomass in south San Francisco Bay ?  
*Mar. Ecol. Prog. Ser.* 9 : 191-202.

COCHRAN, W.G., 1977

*Sampling techniques.*

John Wiley & Sons, 3rd. ed., 428 p.

COLE, H.A., 1956

A preliminary study of growth rate in cockles (*Cardium edule* L.) in relation to commercial exploitation.

*Journal du Conseil*, 1 : 77-90.

DARDIGNAC-CORBEIL, M.J., & J. MAZURIE, 1989

Estimation des stocks de Moules dans le Pertuis breton en 1988.

*Rapp. IFREMER/DRV-89.018-RA/L'Houmeau*, 17 p.

DE ANGELIS, D.L., P.A. HACKNEY, & J.C. WEBB, 1980

A partial differential equation model of changing sizes and numbers in a cohort of juvenile fish.

*Env. Biol. Fish.* 5(3) : 261-266.

DELFINER, P., & G. MATHERON, 1980

Les fonctions aléatoires intrinsèques d'ordre k.

*Ecole Nationale Supérieure des Mines de Paris, CGMM Fontainebleau*, 36 p.

DELHOMME, J.P., 1978

Application de la théorie des variables régionalisées dans les sciences de l'eau.

*Bull. B.R.G.M.* (2)III, 4 : 341-375.

DOERING, P.H., 1989

On the contribution of the benthos to pelagic production.

*J. Mar. Res.* 47(2) : 371-383.

EVANS, S., 1977

Growth, production, and biomass release of a non-stable population of *Cardium edule* L. (*Bivalvia*),

*Zoon* 5 : 133-141.

FERNANDEZ CASTRO, N., & M. LE PENNEC, 1987

Modalités de la reproduction de *Cerastoderma edule* dans le nord-Bretagne en 1986 et 1987.

IFREMER, *PNDR Information* n° 7 (décembre 1987).

FLETCHER, R., 1981

*Practical methods of optimization. Volume 2 : constrained optimization.*  
John Wiley & Sons ed., Chichester, New-York, Brisbane, Toronto, 224 p.

FOSTER-SMITH, R.L., 1975

The effect of concentration of suspension on the filtration rates and pseudofaecal production for *Mytilus edulis* L., *Cerastoderma edule* (L.) and *Venerupis pullastra* (Montagu).

*J. exp. mar. Biol. Ecol.* 17 : 1-22.

FRANKLIN, A., 1972

*The cockle and its fisheries.*

Laboratory leaflet. Fisheries Laboratory, Burnham-on-Crouch, 26 : 1-33.

FRANKLIN, A., & G.D. PICKETT, 1979

The assessment of commercial populations of the edible bivalve *Cardium edule*.

*Rapp. P.V. CIEM*, 175 : 38-43.

GLEMAREC, M., 1987

Recrutement et devenir des juvéniles de la Coque *Cerastoderma edule* sur les sites littoraux français Manche-Atlantique.

*Rapport du Laboratoire d'Océanographie Biologique. UBO/Brest.*

GOODMAN, A., 1985

Surface analysis : a structured bibliography.

*Dept. Geography, Monash University, Working Paper n° 17*, 81 p.

GRENZ, C., H. MASSE, A. MORCHID, & A. PARACHE, 1989

Bilan des échanges entre biomasse et milieu dans une table mytilicole en mer Méditerranée.

*ICES 1989 EMEM n° 72*, 8 p.

GROS, Ph., et collaborateurs, 1988

Projet EUPHORBE - Eutrophisation et PHénomènes d'ORigine BEnthique. Rapport d'activités 1987.

*Rapp. IFREMER/DERO-88.20-EL*, 97 p.

GROS, Ph., & D. HAMON, 1988

Typologie biosédimentaire de la baie de St-Brieuc (Manche ouest), et estimation de la biomasse des catégories trophiques macrozoobenthiques.

*Rapp. IFREMER/DERO-88-27/EL*, 153 p.

HANCOCK, D.A., 1973

The relationship between stock and recruitment in exploited invertebrates.

*Rapp. P.V. CIEM*, 164 : 113-131.

HANCOCK, D.A., & A.E. URQUHART, 1965

The determination of natural mortality and its causes in an exploited population of cockles (*Cardium edule* L.).

*MAFF, Fish. Invest. Ser II, XXIV(2)* : 1-40.

HANCOCK, D.A., & A. FRANKLIN, 1972

Seasonal changes in the condition of the edible cockle (*Cardium edule* L.).

*J. appl. Ecol.* 9 : 567-579.

HERAL, M., 1989

Approches de la capacité trophique des écosystèmes conchylicoles.

*ICES 1989 EMEM n° 9*, 26 p.

HERNDL, G.J., P. PEDUZZI, & N. FANUKO, 1989

Benthic community metabolism and microbial dynamics in the Gulf of Trieste (Northern Adriatic Sea).

*Mar. Ecol. Prog. Ser.* 53(2) : 169-178.

HIBBERT, C.J., 1976

Biomass and production of a bivalve community on an intertidal mud-flat.

*J. exp. mar. Biol. Ecol.*, 25 : 249-261.

JONES, A.M., 1979

Structure and growth of a high-level population of *Cerastoderma edule* (*Lamellibranchiata*).

*J. mar. biol. Ass. U.K.* 59(2) : 277-287.

JOURNEL, A.G., 1977a

Géostatistique minière.

*Ecole Nationale Supérieure des Mines de Paris, Centre de Géostatistique ;*  
tome I : 1-388 ; tome II : 389-737.

JOURNEL, A.G., 1977b

Kriging in terms of projections.

*Mathematical Geology* 9(6) : 563-586.

KELLY, J.R., S.W. NIXON, Y.M. BEROUNSKY, & C.A. OVIATT, 1985

Benthic-pelagic coupling and nutrient cycling across an experimental eutrophication gradient.

*Mar. Ecol. Prog. Ser.* 26 : 207-219.

KENDALL, M., A. STUART, & J.K. ORD, 1983

*The Advanced Theory of Statistics. Vol. 3 : Design and Analysis, and Time-series.*

Charles Griffin & Co, Ltd, London & High Wycombe, 4th ed. : 780 p.

KLEPPER, O., & H. SCHOLTEN, 1988

A model of carbon flows in relation to macrobenthic food supply in the Oosterschelde estuary (S.W. Netherlands).

*Kon. ned. akademie van wetenschappen, rijkswaterstaat, Balans nota 42.*

KRISTENSEN, I., 1957

Differences in density and growth in a cockle population in the Dutch Wadden Sea.

*Arch. Neerl. Zool.* 12 : 351-453.

KUIPERS, B.R., P.A.W.J. de WILDE, & F. CREUTZBERG, 1981

Energy flow in a tidal flat ecosystem.

*Mar. Ecol. Prog. Ser.* 5 : 215-221.

LAMBERT, L., 1943

La Coque (*Cardium edule* L.).

*Rev. Trav. off. Sci. Tech. Pêches marit.* XIII, (1-4) : 441-475 (années 1939 à 1943).

- LEE, K.Y., R.O. BARR, S.H. GAGE, & A.N. KHARKAR, 1976  
Formulation of a mathematical model for insect pest ecosystems. The cereal leaf beetle problem.  
*J. theor. Biol.* 59 : 33-76.
- LEMOINE, M., M. DESPREZ, & J.P. DUCROTOY, 1988  
Exploitation des ressources en bivalves de la baie de Somme. Aménagement de la pêche à pied et état de la ressource en Coques.  
*Rapp. Sci. & Tech. IFREMER*, 8 : 177 p.
- MAZURIE, J., 1988  
Stratégies d'échantillonnage en conchyliculture.  
*Rapp. IFREMER/DRV-88-001-RA/La Tremblade*, 77 p.
- MAZURIE, J., & M.J. DARDIGNAC-CORBEIL, 1988  
Estimation des stocks de Moules dans le Pertuis breton en 1987.  
*Rapp. IFREMER/DRV-88-002-RA/L'Hourmeau*, 25 p.
- MEIXNER, R., 1983  
Overcrowding in cokles, *Cardium edule*, and its effects. A case study.  
*ICES, K* : 11.
- MÖLLER, P., & R. ROSENBERG, 1983  
Recruitment, abundance and production of *Mya arenaria* and *Cardium edule* in marine shallow waters, western Sweden.  
*Ophelia* 22(1) : 33-55.
- NELDER, V.A., & R. MEAD, 1965  
A simplex method for function minimization.  
*Comput J.*, 7 : 308-313.
- OFFICER, C.B., T.J. SMAYDA, & R. MANN, 1982  
Benthic filter feeding : a natural eutrophication control.  
*Mar. Ecol. Prog. Ser.* 9 : 203-210.



OFFICER, C.B., R.B. BIGGS, J.L. TAFT, L.E. CRONIN, M.A. TYLER, & W.R. BOYNTON, 1984

Chesapeake Bay anoxia : origin, development, and significance.  
*Science* 223 : 22-27.

OSTER, G., & Y. TAKAHASHI, 1974

Models for age-specific interactions in a periodic environment.  
*Ecological Monographs* 44 : 483-501.

ROTENBERG, M., 1972

Theory of population transport.  
*J. theor. Biol.* 37 : 291-305.

SCHERRER, B., 1982

Techniques de sondage en écologie, pp. 63-162, *in* : *Stratégies d'échantillonnage en écologie* ; S. Frontier éd., Masson, Paris, & les Presses de l'Université Laval-Québec, 494 p.

SEED, R., & R.A. BROWN, 1977

A comparison of the reproductive cycles of *Modiolus modiolus* (L.), *Cerastoderma edule* (L.) and *Mytilus Mytilus edulis* (L.) in Strangford Lough, Northern Ireland.  
*Oecologia* 30 : 173-188.

SINKO, J.W., & W. STREIFER, 1967

A new model for age-size structure of a population.  
*Ecology* 48(6) : 910-918.

SINKO, J.W., & W. STREIFER, 1971

A model for populations reproducing by fission.  
*Ecology* 52(2) : 330-335.

SINKO, J.W., & W. STREIFER, 1969

Applying models incorporating age-size structure of a population to *Daphnia*.  
*Ecology* 50(4) : 608-615.

STREIFER, W., 1974

Realistic models in population ecology.

*Adv. Ecol. Res.* 8 : 199-266.

STREIFER, W., & C.D. ISTOCK, 1973

A critical variable formulation of population dynamics.

*Oecologia* 54(2) : 392-398.

VAN SICKLE, J., 1977

Mortality rates from size distributions. The application of a conservation law.

*Oecologia* (Berl.) 27 : 311-318.

VERWEY, J., 1952

On the ecology of distribution of cockle and mussel in the Dutch Waddensea, their rôle in sedimentation and the source of their food supply, with a short review of the feeding behaviour of bivalve mollusks.

*Arch. neerl. Zool.* 10(2) : 171-239.

WEST, A.B., J.K. PARTRIDGE, & A. LOVITT, 1979

The cockle, *Cerastoderma edule* (L.) on the South Bull, Dublin Bay : population parameters and fishery potential.

*Ir. Fish. Invest., Ser. B*, 20 : 3-18.

WIDDOWS, J., P. FIETH, & C.M. WORRALL, 1979

Relationships between seston, available food and feeding activity in the common mussel *Mytilus edulis*.

*Mar. Biol.* 50 : 195-207.

## **ANNEXES**

ANNEXE I : La moule d'Erquy (*Mytilus galloprovincialis*)

D'importants gisements naturels de moules, antérieurs au développement de la mytiliculture, occupent principalement le secteur oriental de la baie de St-Brieuc. A la côte, une ceinture pratiquement continue colonise le pied de falaise entre Port Morvan et Dahouët. Les moules, implantées en mode battu dans les niveaux supérieurs de l'estran, sont de petite taille et développent essentiellement coquille et byssus au détriment de la chair. A l'inverse, celles qui colonisent les hauts fonds côtiers (Comtesses, Rohein, plateau des Jaunes...) sont des moules de grande taille et, de ce fait, atteignent une valeur marchande supérieure.

La moule sauvage, dite d'Erquy, est composée pour l'essentiel de *Mytilus galloprovincialis* alors que la moule de bouchot est constituée de *Mytilus edulis*, secondairement de *Mytilus galloprovincialis* (cf. §1.1.). De nombreux auteurs (DODGE, 1952 ; SCOOT-RYEN, 1955...), s'accordent à penser que *Mytilus galloprovincialis* est une variété de *Mytilus edulis*, ou que les deux formes de *Mytilus* sont conspécifiques (BROCK, 1985). Selon SEED (1972) les deux espèces présentent sur les côtes françaises une grande variabilité de forme. *Mytilus galloprovincialis*, surtout représentée en Méditerranée, est également distribuée sur les côtes de l'Atlantique et de la Manche jusqu'au Cotentin. *Mytilus edulis*, répartie sur l'ensemble des côtes de la Manche et de l'Atlantique, est rare en Méditerranée.

L'essentiel des gisements de pleine eau est localisé dans la rade d'Erquy, en limite de la zone-atelier du projet EUPHORBE ; c'est la raison pour laquelle l'évaluation des stocks, nécessitant des moyens importants (photographies aériennes, nombreux embarquements...) n'a pas été envisagée. Néanmoins, dans le cadre d'une étude de l'exploitation de la moule sauvage, activité actuellement en expansion, cette approche mériterait d'être entreprise.

A la côte, la pression de pêche est habituellement faible, compte tenu de la qualité médiocre des moules. Une ponction très importante a cependant été opérée au printemps 87 dans le secteur de Port Morvan,

laissant les rochers de ce secteur pratiquement à nu. Les gisements du large font l'objet d'un classement officiel, et l'ouverture annuelle est décidée par une commission tripartite de visite (Pêcheurs, Affaires Maritimes, IFREMER). La pêche, qui se pratique généralement lors des grandes marées d'avril/mai (période de reproduction), est assurée par une dizaine de professionnels. Les nombreux circuits de distribution ne permettent pas d'appréhender de manière précise les quantités débarquées, de l'ordre de quelques dizaines de tonnes. Une part substantielle de cette production intéresse les mytiliculteurs de la baie qui utilisent *Mytilus galloprovincialis* comme produit de relais pour l'approvisionnement de leur clientèle sur l'ensemble de l'année (cf. §1.1.).

#### REFERENCES ADDITIONNELLES

BROCK, V., 1985

Immuno-electrophoretic studies of genetic relations between populations of *Mytilus edulis* and *Mytilus galloprovincialis* from the mediterranean, baltic, east and west Atlantic, and east Pacific.

*Proceedings 19<sup>th</sup> EMBS, Plymouth, 1984* : 515-520.

DODGE, H., 1952

A historical review of the mollusks of Linnaeus. Part 1 : the classes *Loricata* and *Pelecypoda*.

*Bull. Am. Mus. nat. Hist.* 100 : 1-264.

SCOOT-RYEN, T., 1955

A report on the family *Mytilidae* (Pelecypoda).

*Allan Hancock Pacif. exped.* 20(1) : 1-175.

SEED, R., 1972

Morphological variations in *Mytilus* from the french coasts in relation to the occurrence and distribution of *Mytilus galloprovincialis* Lamarck.

*Cah. biol. mar.* 13 : 357-384.

ANNEXE II : L'activité ostréicole dans le bassin de Binic

L'activité ostréicole en eau profonde dans le bassin de Binic est pratiquement tombée en désuétude depuis que le parasite *Bonamia*, apparu en 1980, a exterminé la quasi-totalité du cheptel d'huîtres plates (*Ostrea edulis*) de Bretagne. Avec 1070 hectares répartis en 9 concessions et une production annuelle d'environ 2000 tonnes, la baie de Binic représentait alors, avec la baie de Quiberon, le principal centre d'élevage de l'huître plate au plan national. Cette production était assurée par des groupements ou entreprises qui pratiquaient le semi-élevage et l'élevage à partir de naissain capté dans le Morbihan. Le parasite *Bonamia*, vraisemblablement en provenance de la Floride, est tout d'abord identifié à l'île Tudy (Finistère sud). Sa progression le long des côtes bretonnes va être d'autant plus rapide que de nombreux transferts sont effectués entre les différents centres ostréicoles. Le parasite va tout d'abord attaquer les individus les plus âgés, puis rapidement décimer des individus de plus en plus jeunes qui ne pourront plus être élevés jusqu'à la taille commerciale (atteinte en principe à trois ans). Dès 1981, la production du bassin de Binic tombe à moins de 700 tonnes, et il est décidé en 1982 de réduire temporairement les surfaces concédées de 1070 à 400 hectares. Seules deux entreprises conserveront provisoirement une activité significative, encore que très ralentie.

Sur les 400 hectares actuellement concédés, deux concessions de 105 et 50 hectares sont exploitées par une seule société (société MAHEO) pour la production d'huîtres plates et d'huîtres creuses. Le naissain d'huîtres plates provient exclusivement de la rade de Brest (banc naturel de Loumergat, exempt du parasite *Bonamia*). La production du bassin de Binic est aujourd'hui de l'ordre de quelques centaines de tonnes (200 à 400), également répartie entre l'huître plate et l'huître creuse. La culture portant sur trois ans, un système de rotation a été instauré permettant de produire toute l'année. Ce sont de 100 à 400 tonnes d'huîtres qui se trouvent ainsi de manière permanente en élevage sur le fond.

Une dizaine d'années s'est maintenant écoulée depuis les premiers effets foudroyants du *Bonamia* et, malgré les efforts entrepris pour relancer

l'élevage de l'huître plate, sa production reste faible et soumise pour une grande part aux réussites de captage dans la rade de Brest. Par ailleurs, le bassin de Binic ne se prête guère à l'élevage de l'huître creuse en raison notamment d'effets de chasse importants engendrés par les courants de marées et les tempêtes.

**ANNEXE III**  
**Données acquises lors des sondages**  
**du cheptel mytilicole**

— Les données brutes collectées *in situ* sont rassemblées dans deux tableaux. Le contenu des 8 colonnes de chacun d'eux est le suivant :

- 1 : Numéro de la grappe primaire (strates 1 & 2 seulement).
- 2 : Numéro du bouchot (grappe secondaire des strates 1 & 2).
- 3 : Nombre total de pieux dans le bouchot (nombre de pieux nus entre parenthèses).
- 4 : Numéro de l'UE.
- 5 : Nombre de pieux dans l'UE.
- 6 : Volume des Moules dans l'UE (litres).
- 7 : *Mytilus edulis* : longueur moyenne (mm).
- 8 : *Mytilus galloprovincialis* : longueur moyenne (mm).



Sondage du 10 au 12 août 87

1	2	3	4	5	6	7	8
<u>Strate 1 (plan A)</u>							
02	15	182	25	3	165	40	
			33	3	138	42	
	30	184(39)	08	4	193	50	
			18	4	0		
04	01	172(117)	27	3	27		35
			45	4	9		35
	04	184(16)	14	4	194	47	
			29	3	204	42	
	17	198(2)	39	4	102	23	
			05	4	86	19	
06	08	207	01	4	490	46	
			38	4	343	45	
	10	183(7)	27	4	177	46	
			42	3	186	40	
	29	189(28)	12	4	79		
			23	4	0		
07	05	180(66)	01	4	0		
			11	4	0		
	18	199	09	4	244	38	
			13	5	255	38	
	25	200(19)	43	4	28	18	
			44	4	25	18	
08	21	195	07	4	96	17	
			47	4	107	17	
	22	192	01	4	160	24	
			15	4	170	14	43
	30	198(66)	23	4	50	27	
			26	4	50	28	
13	06	171	14	3	76	42	
			16	3	59	38	
	12	179	27	4	68	19	
			41	3	91	22	
	28		14&18		0		
14	18	220	14	4	137	17	
			37	4	181	19	46
	21	198	05	4	147	22	44
			25	4	180	22	
	27	210(30)	21	3	8	13	
			43	3	8		

Strate 2

04	02	159(15)	16	3	212	41	
			38	3	173	42	
	10	154(8)	39	4	91	17	
			48	3	68	18	
05	06	198(4)	21	4	122	17	
			42	4	125	16	
	14	179	13	3	233	39	
			16	4	289	44	
10	01	184(21)	14	4	166	39	
			34	4	121	38	
	15	205(31)	03	4	114	14	38
			46	4	73	14	35
11	07	192(7)	25	4	183	45	
			27	4	216	40	
	14	205(16)	08	3	111	23	36
			31	4	62	14	
12	05	197(26)	09	4	145	42	
			44	3	84	39	
	08	221	05	4	85	19	
			14	4	97	19	
14	07	184(33)	12	4	169	43	
			22	4	161	47	
	08	185	04	4	145	42	
			34	4	168	43	
15	02	157(3)	15	4	334	38	
			18	2	162	43	
	15	149(6)	18	4	106	38	
			24	3	152	37	

Strate 3

10		81	46	3	68	43	
			03	3	68	45	
31		162(2)	18	4	100	21	38
			21	3	57	22	48
39		132(106)	16	2	80	47	
			50	3	47	48	
62		216(103)	24	4	120	45	
			31	4	57	63	
89		195(20)	15	4	122	44	

Sondage du 17 au 19 mars 88

1	2	3	4	5	6	7	8
<u>Strate 1 (plan A)</u>							
03	03	201	25 42	4 5	166 189	36 35	
	07	189(5)	31 37	4 4	176 224	47 41	45
	21	200(44)	19 24	4 4	131 301	40 39	
	27	-	36&39	-	0		
05	05	193(1)	27 47	4 4	167 498	47	
	07	193(6)	35 46	4 4	276 372	45 50	
	21	190(5)	33 46	4 3	208 126	39 35	61
	28	186	03 19	4 4	105 212	41 36	
06	19	186	09 39	3 3	88 62	36 35	
	21	164(1)	28 32	5 4	238 203	35 32	55
	26	215(114)	10&11	4	0	35	
	05	-	16&45	-	0		
11	01	158(13)	02 44	4 3	185 223	38 42	
	02	138(3)	02 27	4 3	146 101	41 35	
	19	168	07 19	3 3	83 188	36 35	
	27	168(12)	44 47	3 3	120 68	35 37	
12	05	174(75)	03 47	4 3	0 213	46	
	06	165(98)	15 46	3 3	0 0		
	10	160(4)	20 31	3 3	221 233	47 43	
	28	177(5)	32 40	3 3	104 68	36 42	

Strate 2

01	01	191(151)	21 24	3 4	0 0		
	05	210(98)	12 45	3 4	0 111	50	
	12	186(94)	18 19	4 4	115 126	31 35	
04	01	155(18)	12 48	3 2	179 105	41 48	
	08	177(126)	01 28	4 4	0 42	34	
	16	194(113)	04 47	4 4	0 0		
09	01	196(10)	18 23	3 4	211 321	54 51	
	08	199	22 26	4 3	199 122	30 31	46
	09	197(38)	05 06	4 3	119 56	33	
13	05	133(102)	08 13	3 3	24 0	36	
	06	176(156)	20&26	.	0		
	09	187(9)	07 17	4 3	182 59	35 31	52
14	02	196(10)	26 34	4 3	150 112	39 33	40
	03	190(34)	18 27	3 4	114 170	36 31	48
	11	192(26)	22 33	4 3	126 105	34 35	

Strate 3

23	116	12	4	93	33
		34	3	80	35
44		02&39		0	
61	204(4)	21	4	131	32
		46	4	88	33
67	171(4)	24	2	64	33
		45	4	88	27
84	200(5)	10	3	86	35
		18	3	109	30

TAUX D'ECHANTILLONNAGE:

Niveau 1: 7/ 14 Niveau 2: 3/ 30 Niveau 3: 2/ 50

Taille de l'échantillon: 40 ,de la population: 21000

Taux d'échantillonnage global: 1.90E-03

ESTIMATIONS DES MOYENNES:

MOYENNE GENERALE : 1.137977E+02

Moyennes des grappes primaires;

1: 1.239E+02  
2: 1.036E+02  
3: 2.123E+02  
4: 9.184E+01  
5: 1.055E+02  
6: 4.906E+01  
7: 1.104E+02

Moyennes des grappes secondaires;

1, 1: 1.514E+02  
1, 2: 9.640E+01  
2, 1: 1.796E+01  
2, 2: 1.990E+02  
2, 3: 9.368E+01  
3, 1: 4.163E+02  
3, 2: 1.813E+02  
3, 3: 3.934E+01  
4, 1: 0.000E+00  
4, 2: 2.494E+02  
4, 3: 2.617E+01  
5, 1: 1.019E+02  
5, 2: 1.643E+02  
5, 3: 5.033E+01  
6, 1: 6.760E+01  
6, 2: 7.959E+01  
6, 3: 0.000E+00  
7, 1: 1.591E+02  
7, 2: 1.636E+02  
7, 3: 8.400E+00

COMPOSANTES DE LA VARIANCE:

Variance inter-grappes primaires: 2.444294E+03  
Variance inter-grappes secondaires moyenne: 1.099347E+04  
Variance inter-U.E. moyenne: 1.855613E+03

VARIANCE D'ESTIMATION DE LA MOYENNE GENERALE : 4.268452E+02

Erreur standard de la Moyenne : 2.066023E+01  
Coefficient de variation : 18.2%

TAUX D'ECHANTILLONNAGE:

Niveau 1: 5/ 14 Niveau 2: 4/ 30 Niveau 3: 2/ 50

Taille de l'échantillon: 40 ,de la population: 21000

Taux d'échantillonnage global: 1.90E-03

ESTIMATIONS DES MOYENNES:

MOYENNE GENERALE : 1.423226E+02

Moyennes des grappes primaires;

1: 1.483E+02  
2: 2.455E+02  
3: 7.392E+01  
4: 1.392E+02  
5: 1.047E+02

Moyennes des grappes secondaires;

1, 1: 1.774E+02  
1, 2: 2.002E+02  
1, 3: 2.158E+02  
1, 4: 0.000E+00  
2, 1: 3.327E+02  
2, 2: 3.240E+02  
2, 3: 1.672E+02  
2, 4: 1.581E+02  
3, 1: 7.512E+01  
3, 2: 2.206E+02  
3, 3: 0.000E+00  
3, 4: 0.000E+00  
4, 1: 2.039E+02  
4, 2: 1.234E+02  
4, 3: 1.354E+02  
4, 4: 9.403E+01  
5, 1: 1.063E+02  
5, 2: 0.000E+00  
5, 3: 2.268E+02  
5, 4: 8.564E+01

COMPOSANTES DE LA VARIANCE:

Variance inter-grappes primaires: 4.195876E+03  
Variance inter-grappes secondaires moyenne: 8.186264E+03  
Variance inter-U.E. moyenne: 5.860061E+03

VARIANCE D'ESTIMATION DE LA MOYENNE GENERALE : 6.818986E+02

Erreur standard de la Moyenne : 2.611319E+01  
Coefficient de variation : 18.3%

STRATE 2

TAUX D'ECHANTILLONNAGE:

Niveau 1: 7/ 15 Niveau 2: 2/ 20 Niveau 3: 2/ 50  
 Taille de l'échantillon: 28 ,de la population: 15000  
 Taux d'échantillonnage global: 1.87E-03

ESTIMATIONS DES MOYENNES:

MOYENNE GENERALE : 1.489836E+02

Moyennes des grappes primaires;

1: 1.362E+02  
 2: 1.924E+02  
 3: 1.184E+02  
 4: 1.428E+02  
 5: 1.031E+02  
 6: 1.609E+02  
 7: 1.895E+02

Moyennes des grappes secondaires;

1, 1: 1.928E+02  
 1, 2: 7.964E+01  
 2, 1: 1.236E+02  
 2, 2: 2.611E+02  
 3, 1: 1.434E+02  
 3, 2: 9.333E+01  
 4, 1: 1.995E+02  
 4, 2: 8.614E+01  
 5, 1: 1.153E+02  
 5, 2: 9.089E+01  
 6, 1: 1.650E+02  
 6, 2: 1.568E+02  
 7, 1: 2.482E+02  
 7, 2: 1.288E+02

COMPOSANTES DE LA VARIANCE:

Variance inter-grappes primaires: 1.138289E+03  
 Variance inter-grappes secondaires moyenne: 4.427910E+03  
 Variance inter-U.E. moyenne: 1.752324E+03

VARIANCE D'ESTIMATION DE LA MOYENNE GENERALE : 2.295881E+02

Erreur standard de la Moyenne : 1.515216E+01  
 Coefficient de variation : 10.2%

AOU 87

TAUX D'ECHANTILLONNAGE:

Niveau 1: 5/ 15 Niveau 2: 3/ 20 Niveau 3: 2/ 50  
 Taille de l'échantillon: 30 ,de la population: 15000  
 Taux d'échantillonnage global: 2.00E-03

ESTIMATIONS DES MOYENNES:

MOYENNE GENERALE : 9.154963E+01

Moyennes des grappes primaires;

1: 5.869E+01  
 2: 5.437E+01  
 3: 1.711E+02  
 4: 4.412E+01  
 5: 1.294E+02

Moyennes des grappes secondaires;

1, 1: 0.000E+00  
 1, 2: 5.547E+01  
 1, 3: 1.206E+02  
 2, 1: 1.419E+02  
 2, 2: 2.119E+01  
 2, 3: 0.000E+00  
 3, 1: 2.658E+02  
 3, 2: 1.603E+02  
 3, 3: 8.739E+01  
 4, 1: 1.216E+01  
 4, 2: 0.000E+00  
 4, 3: 1.202E+02  
 5, 1: 1.307E+02  
 5, 2: 1.420E+02  
 5, 3: 1.155E+02

COMPOSANTES DE LA VARIANCE:

Variance inter-grappes primaires: 3.119998E+03  
 Variance inter-grappes secondaires moyenne: 4.421079E+03  
 Variance inter-U.E. moyenne: 2.088029E+03

VARIANCE D'ESTIMATION DE LA MOYENNE GENERALE : 5.112441E+02

Erreur standard de la Moyenne : 2.261071E+01  
 Coefficient de variation : 24.7%

MAR 88

**ANNEXE IV**  
**Données acquises lors des prospections**  
**du gisement de coques**

ANNEXE IV : DONNEES ACQUISES LORS DES PROSPECTIONS DU GISEMENT DE COQUES

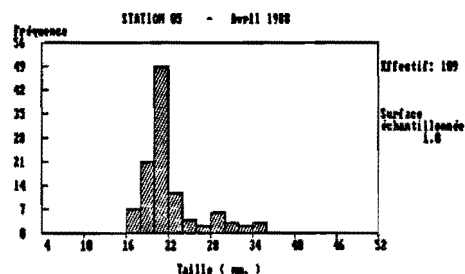
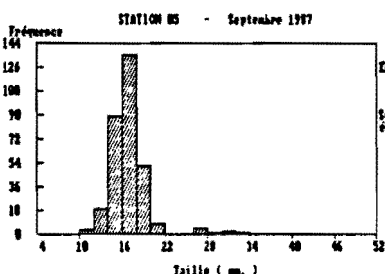
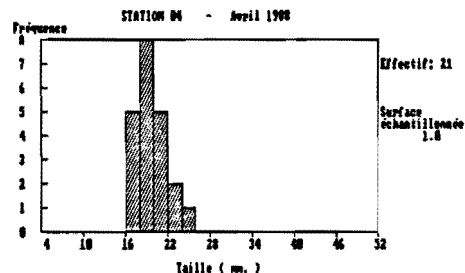
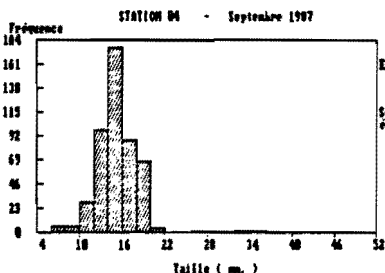
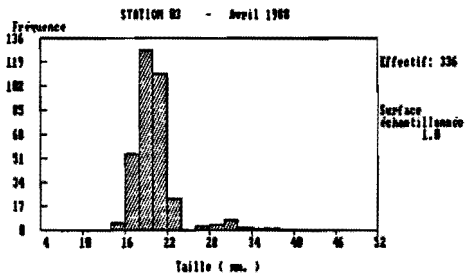
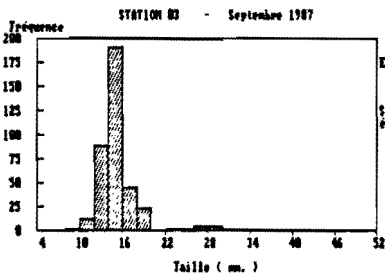
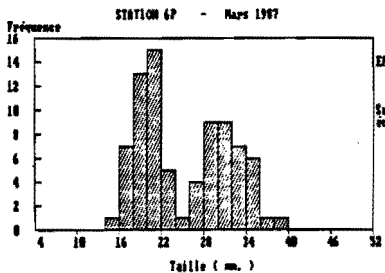
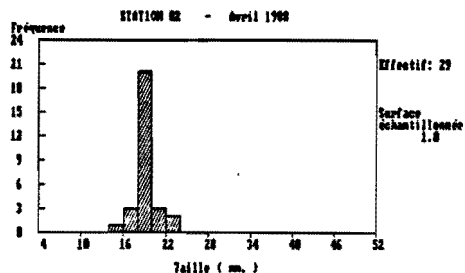
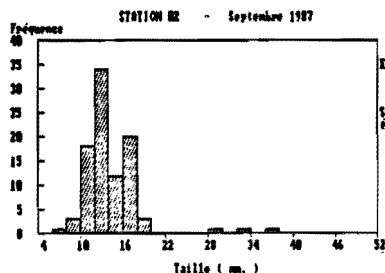
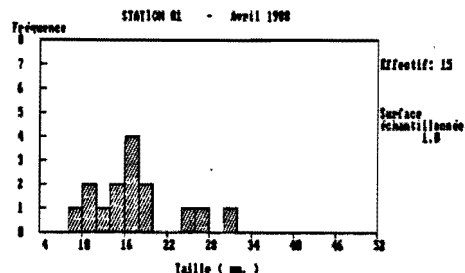
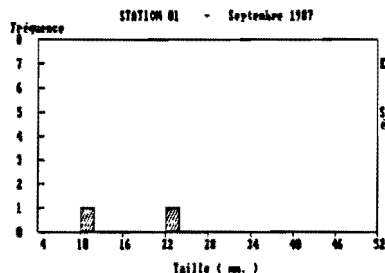
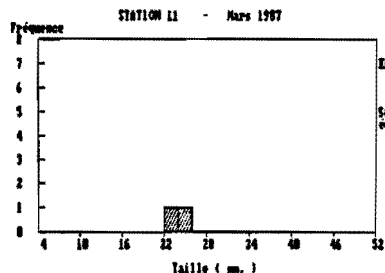
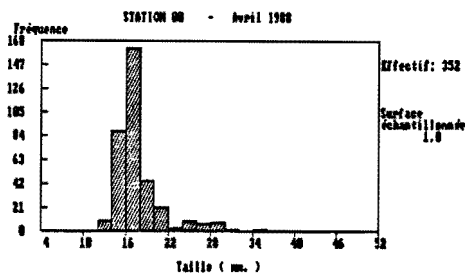
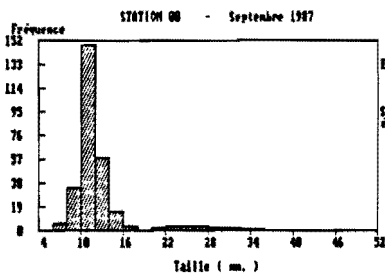
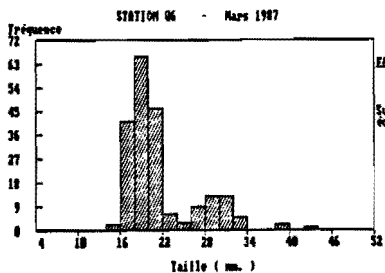
La première colonne du tableau ci-dessous contient le numéro de la station (Cf. fig. 5). Dans les deux colonnes suivantes apparaissent les coordonnées (en hectomètres) des stations, repérées dans un système d'axes orthonormés orientés E-W (X, abscisses) et N-S (Y, ordonnées), et d'origine (N48°30, W2°44). Dans les deux dernières colonnes figurent les biomasses (exprimées en g M.O. m<sup>-2</sup>) observées en septembre 87 et avril 88.

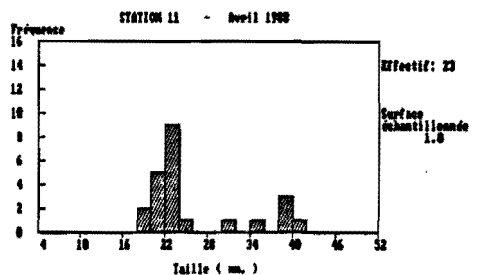
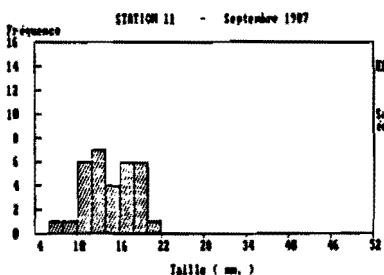
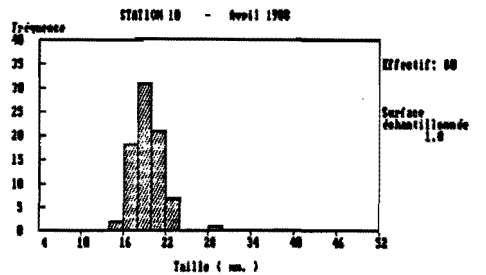
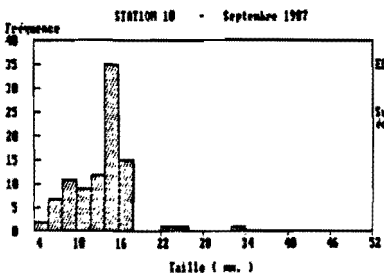
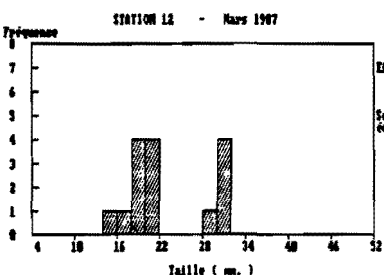
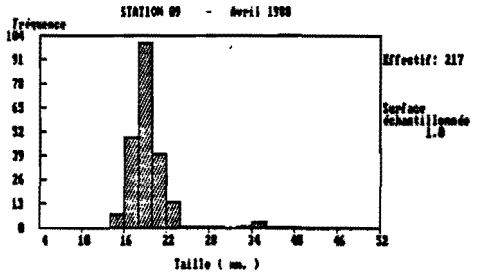
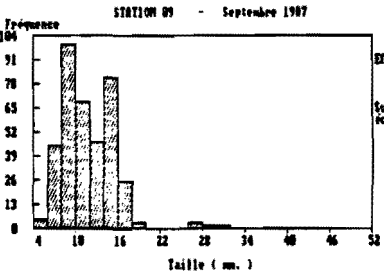
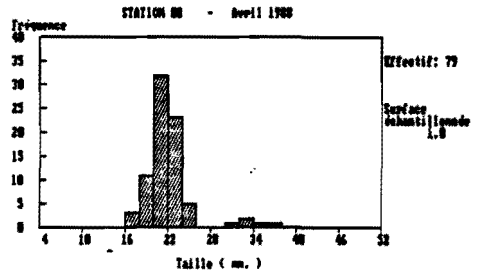
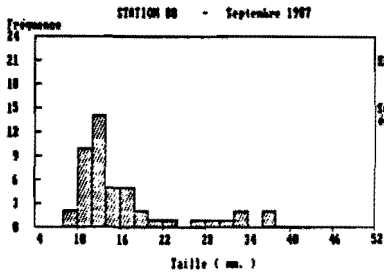
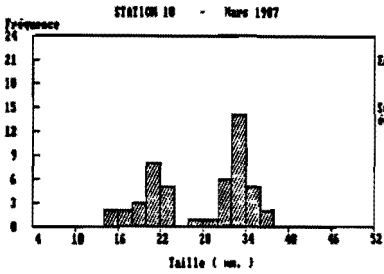
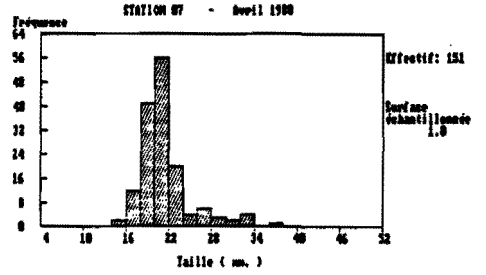
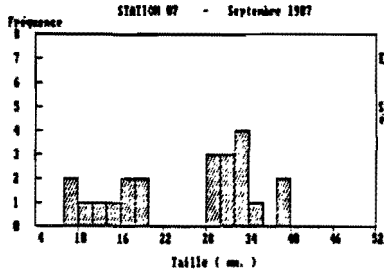
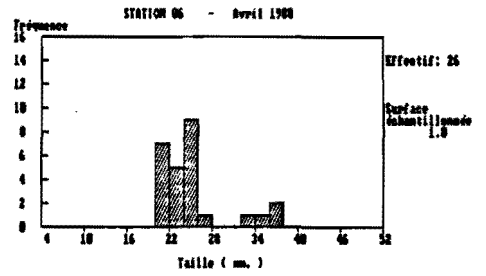
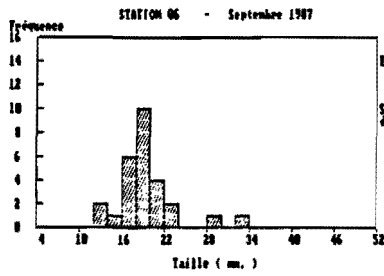
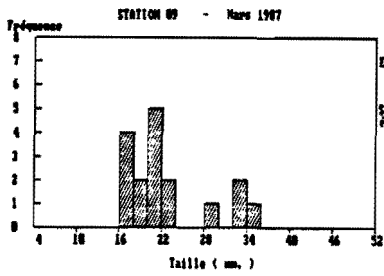
Station	Coordonnées		Biomasses		Station	Coordonnées		Biomasses	
	X	Y	SEP 87	AVR 88		X	Y	SEP 87	AVR 88
C00	26.4	28.2	17.206	26.084	C30	73.8	36.8	0.400	0.391
C01	15.9	30.3	0.404	1.474	C31	71.1	41.8	6.964	0.264
C02	21.1	31.2	8.271	2.701	C32	73.5	43.3	3.634	5.947
C03	23.8	34.3	32.142	39.513	C33	70.8	45.4	7.283	3.164
C04	18.7	34.3	41.769	2.172	C34	66.4	45.4	0.049	1.194
C05	22.0	38.4	36.897	18.161	C35	64.7	48.9	3.128	4.010
C06	26.8	41.4	5.092	6.828	C36	73.1	46.1	4.259	1.093
C07	20.7	43.0	14.653	22.353	C37	76.8	47.9	0.303	0.226
C08	15.8	39.6	10.099	13.431	C38	40.7	19.4	51.259	22.358
C09	15.2	47.0	17.163	22.368	C39	37.4	18.3	10.315	12.273
C10	11.8	52.3	6.414	7.927	C40	38.4	24.1	11.415	13.110
C11	16.8	51.4	2.453	7.256	C41	38.4	30.0	20.249	10.198
C12	19.4	46.7	1.739	1.531	C42	36.8	33.1	65.741	90.878
C13	31.0	52.3	6.496	2.086	C43	42.1	40.1	5.701	8.766
C14	44.9	44.2	7.582	9.840	C44	36.5	39.6	14.731	13.015
C15	36.5	44.5	7.500	2.129	C45	40.0	43.9	6.314	9.980
C16	30.0	47.0	6.907	11.049	C46	45.1	41.8	6.050	21.052
C17	25.3	44.9	10.491	13.283	C47	48.3	45.1	46.648	15.571
C18	33.3	44.1	5.152	1.420	C48	49.3	49.1	16.509	0.797
C19	29.3	38.0	10.466	2.667	C49	54.2	45.8	0.054	1.075
C20	32.4	35.2	2.029	3.751	C50	58.5	47.3	6.659	1.548
C21	28.5	31.5	67.346	44.880	C51	60.6	42.4	4.413	2.793
C22	34.4	28.4	20.316	2.414	C52	51.5	42.4	4.516	1.431
C23	32.2	23.2	21.678	11.476	C53	56.7	40.5	7.074	4.326
C24	33.7	18.3	0.396	0.964	C54	66.1	38.6	9.218	3.984
C25	39.0	13.6	12.949	2.020	C55	61.6	36.1	8.503	3.498
C26	27.5	23.5	3.100	1.760	C56	57.7	35.2	1.560	2.190
C27	23.2	26.0	1.451	2.804	C57	64.3	33.4	0.742	1.608
C28	72.1	32.1	0.000	3.362	C58	61.6	32.7	0.676	0.906
C29	70.2	35.2	5.446	2.235					

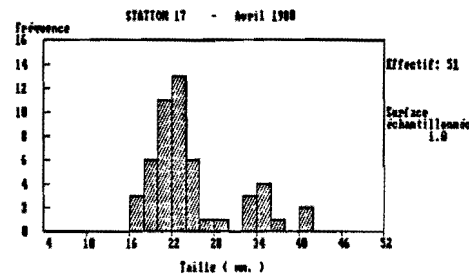
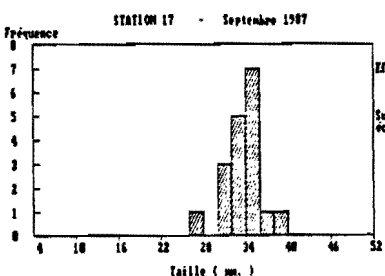
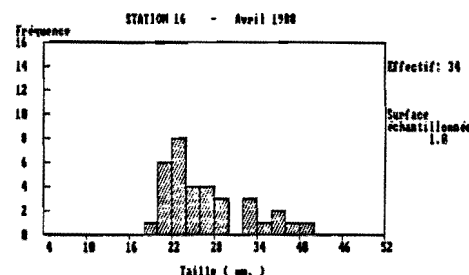
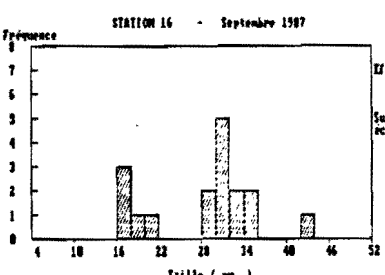
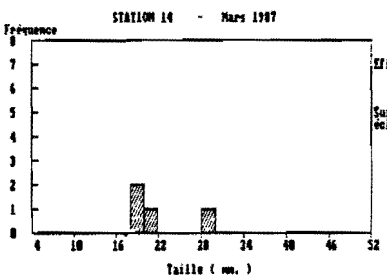
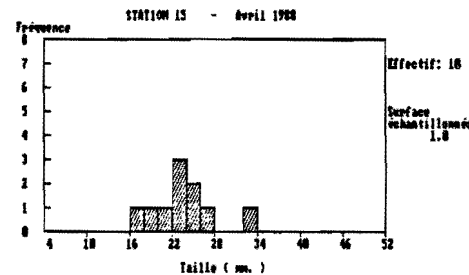
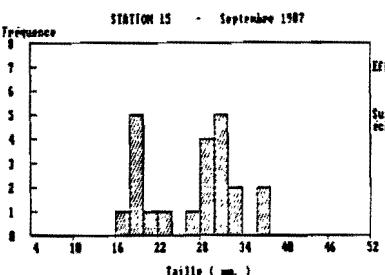
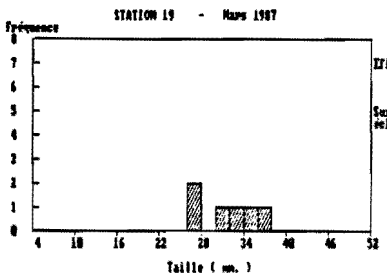
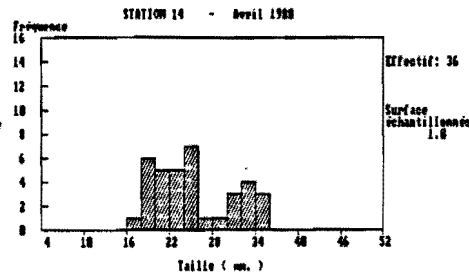
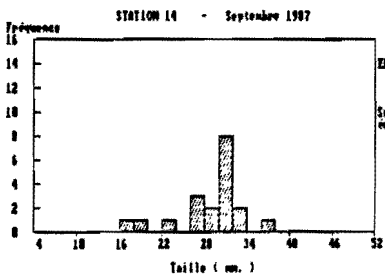
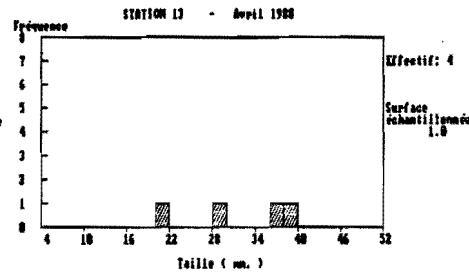
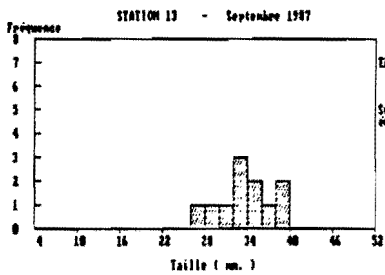
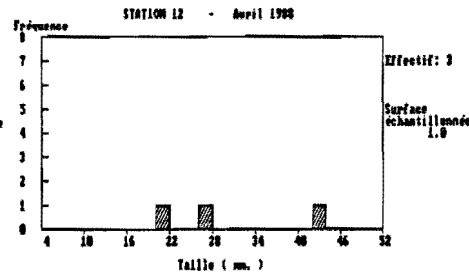
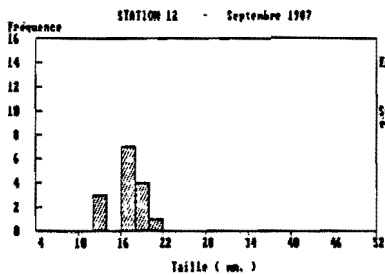
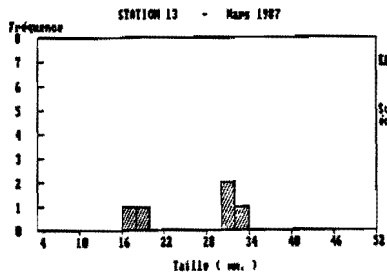


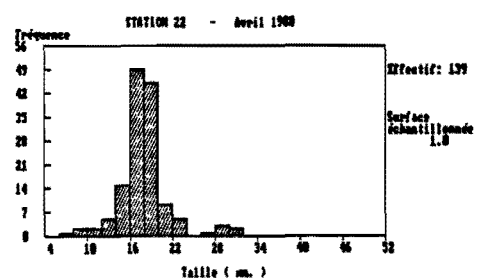
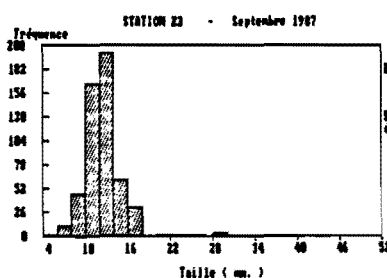
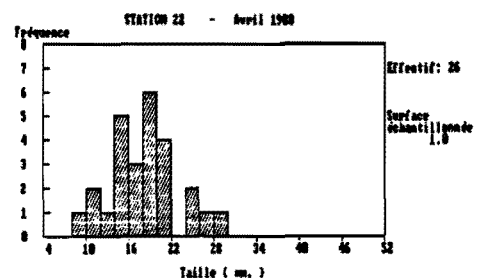
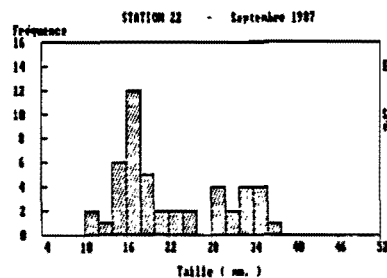
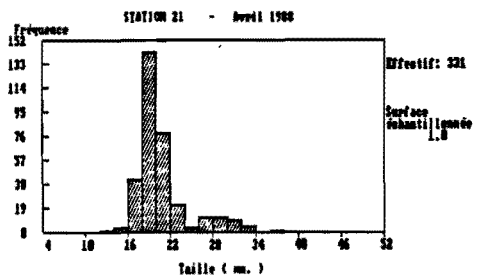
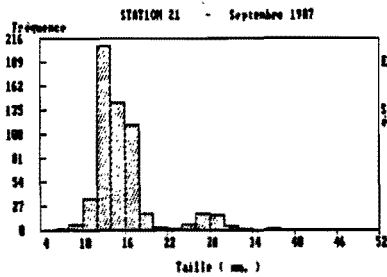
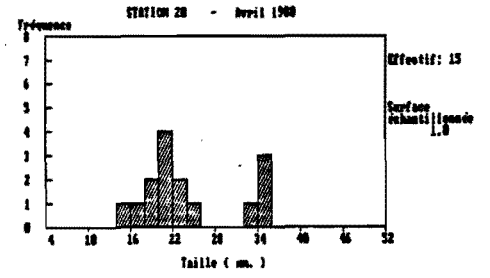
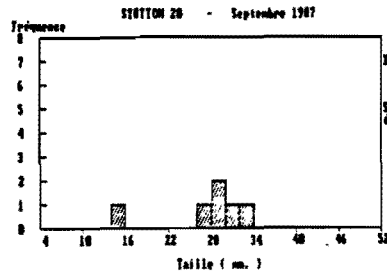
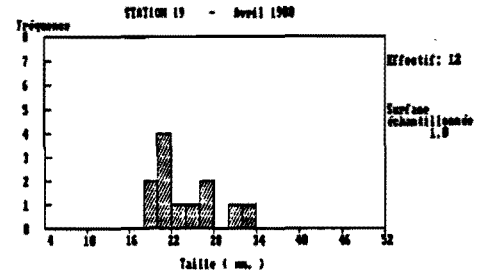
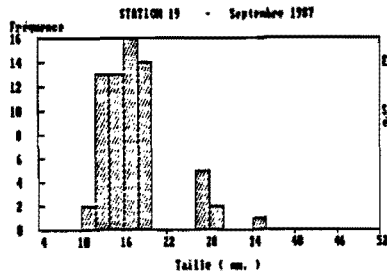
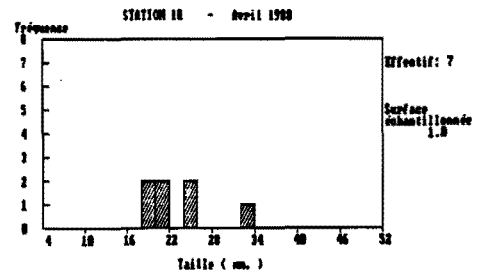
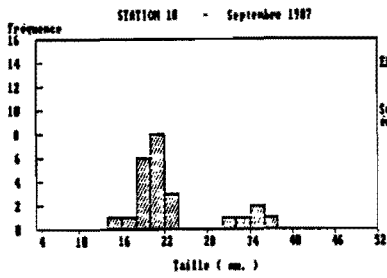
Figures pages suivantes :

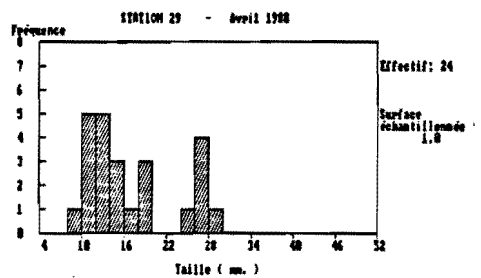
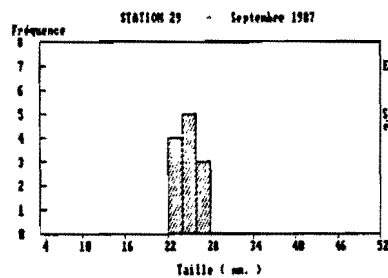
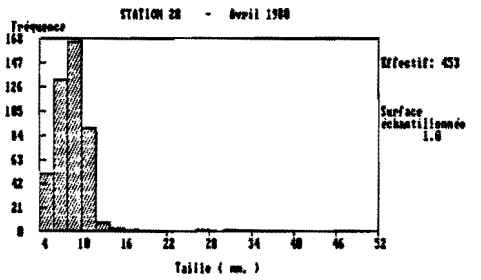
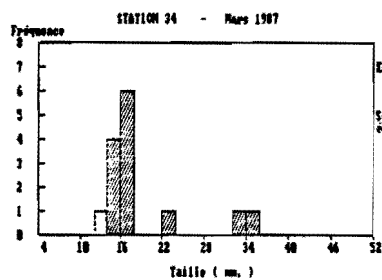
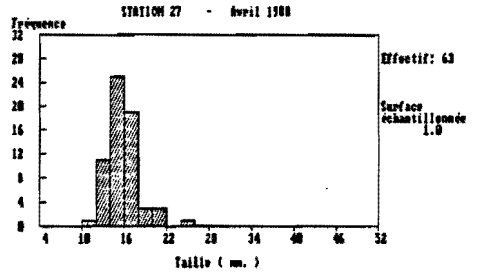
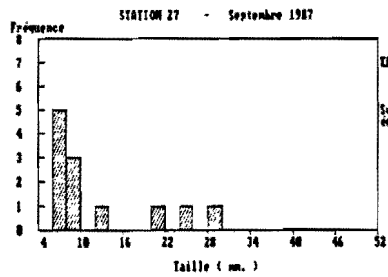
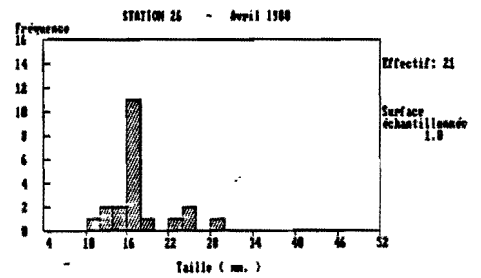
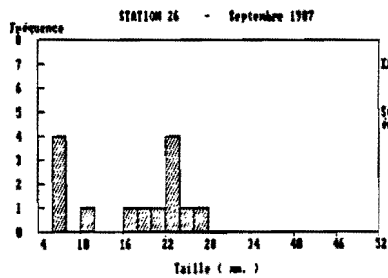
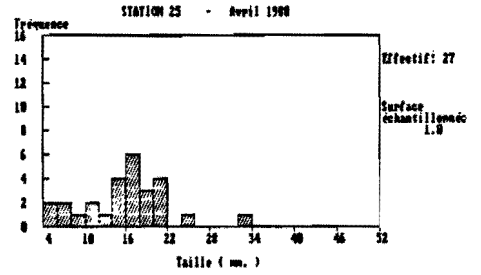
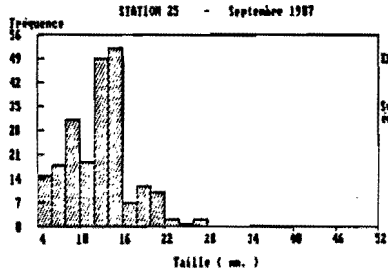
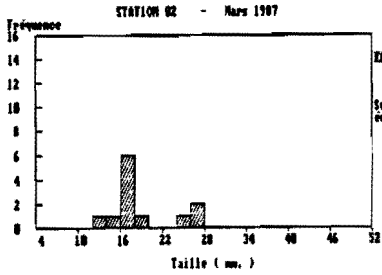
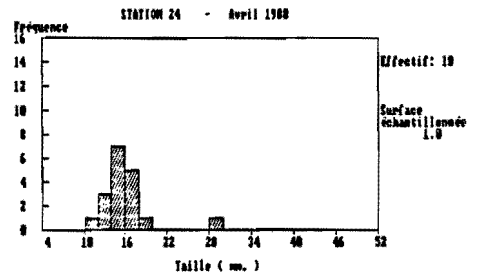
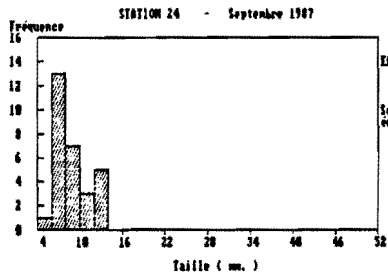
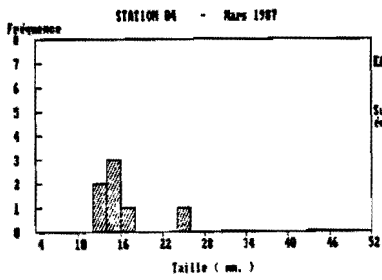
Distributions de fréquence des longueurs de *Cerastoderma edule*, observées en mars 1987 (1ère colonne), septembre 1987 (2ème colonne), et en avril 1988 (3ème colonne). Les longueurs sont regroupées par classes d'égale amplitude (2 mm), les fréquences absolues (rapportées à une surface de .5 ou bien 1 m<sup>2</sup>) sont indiquées sur l'axe des ordonnées. Dans la première colonne, les numéros des stations sont ceux utilisés lors de la reconnaissance générale du site-atelier (cf. GROS & HAMON, 1988, fig. 2), et dans les deux colonnes suivantes, la numérotation est identique à celle présentée à la figure 5 du présent rapport. La correspondance entre les deux systèmes de référence est précisée ici par l'appartenance des histogrammes à une même ligne.

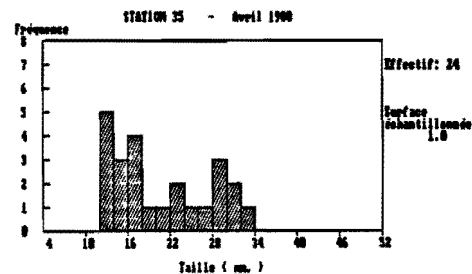
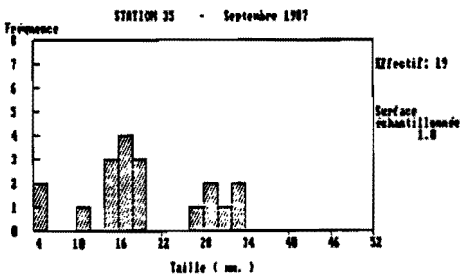
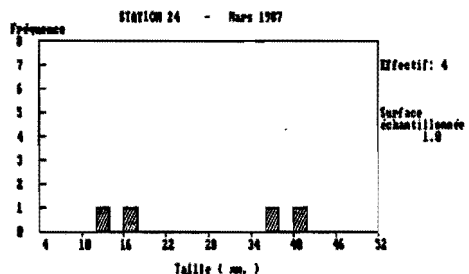
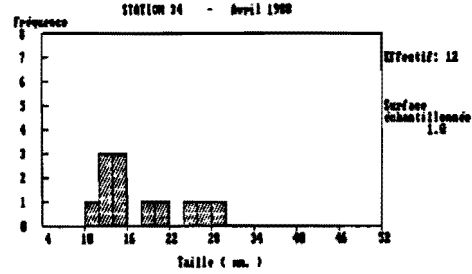
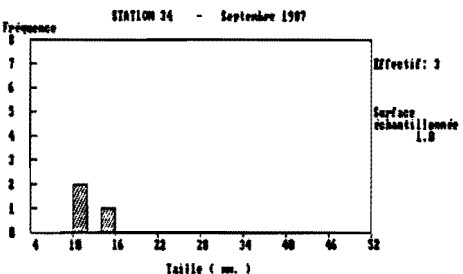
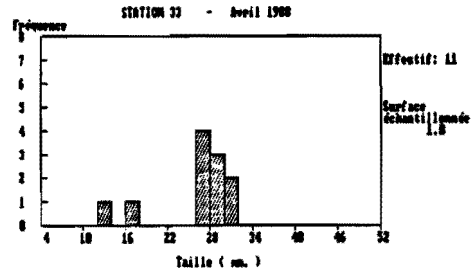
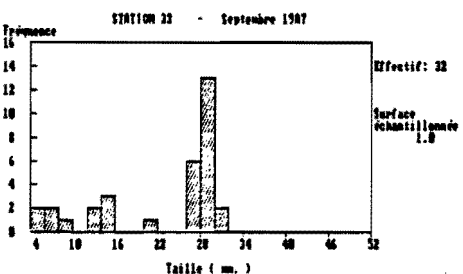
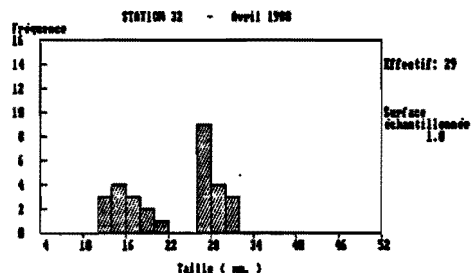
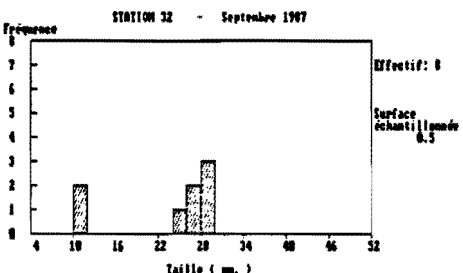
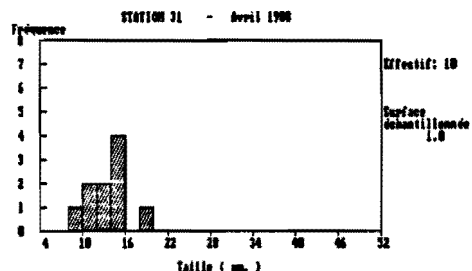
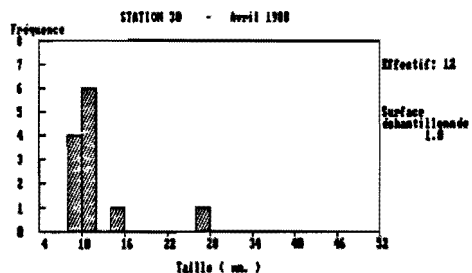
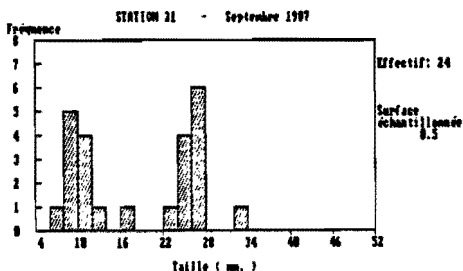
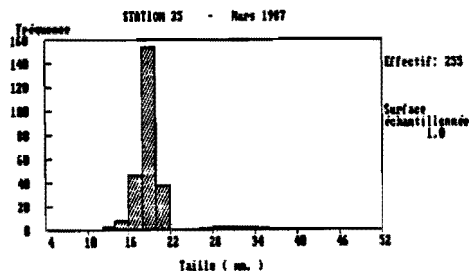


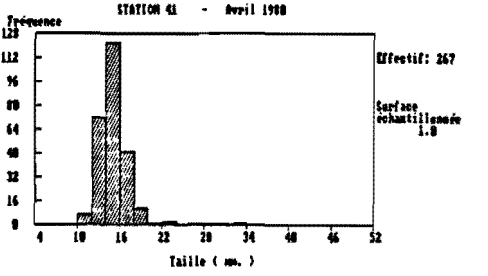
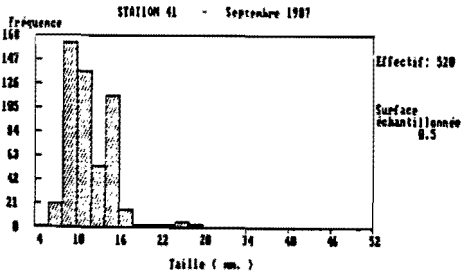
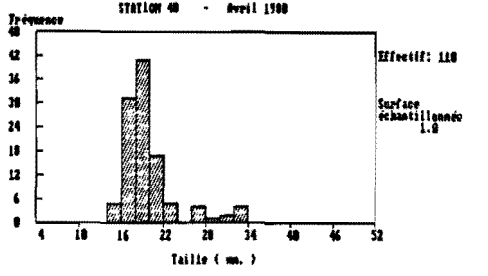
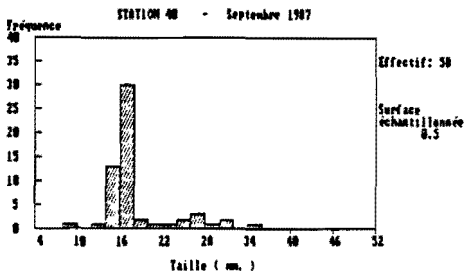
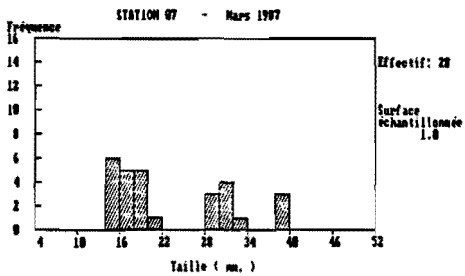
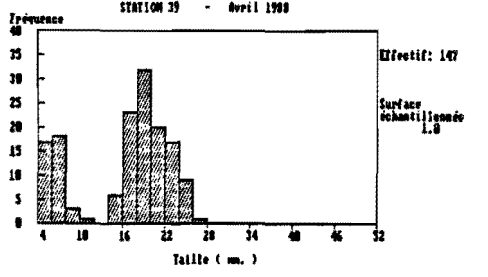
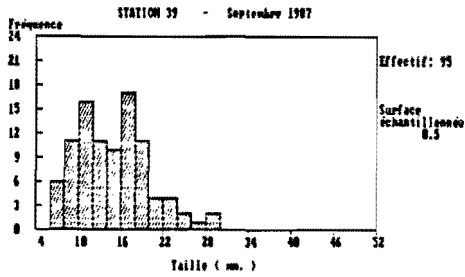
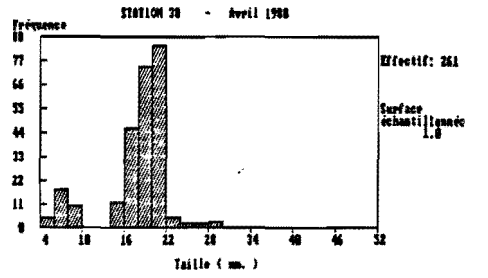
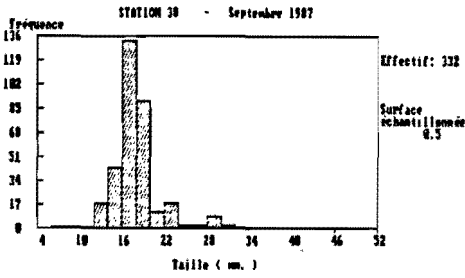
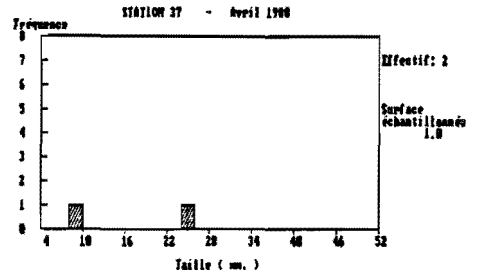
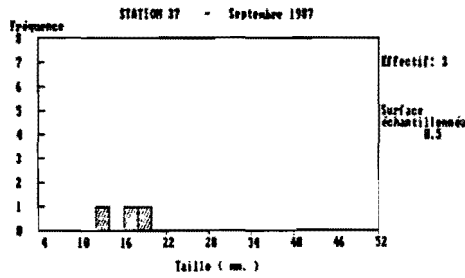
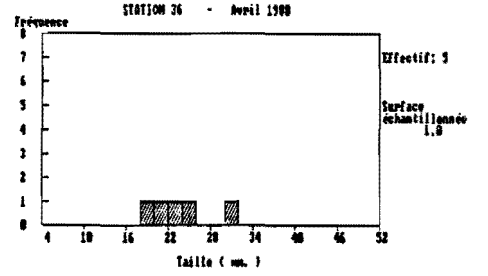
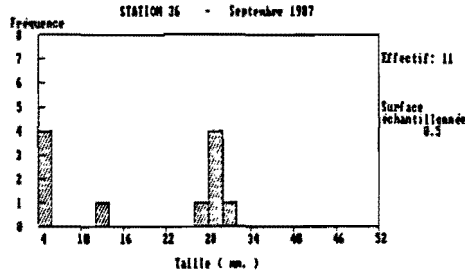
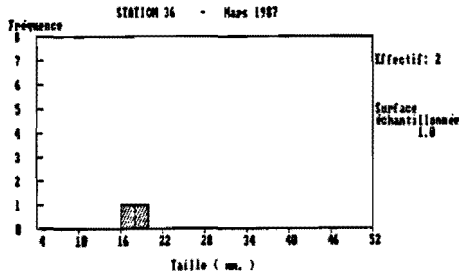




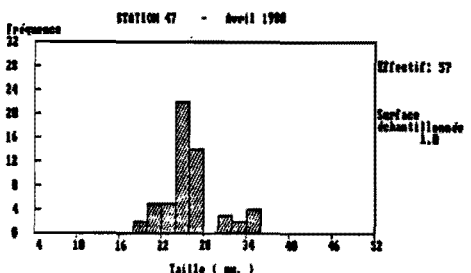
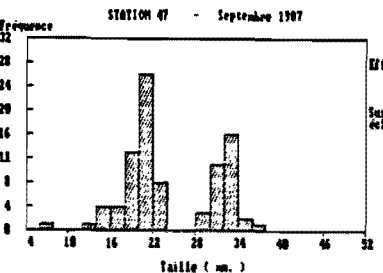
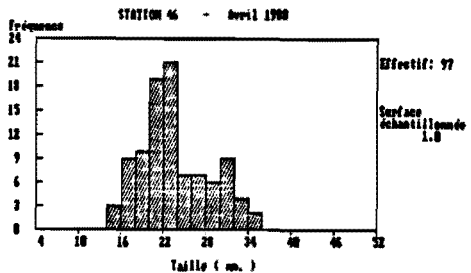
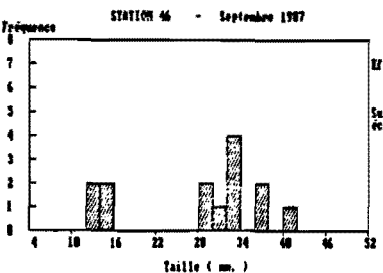
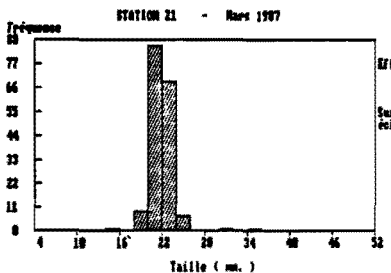
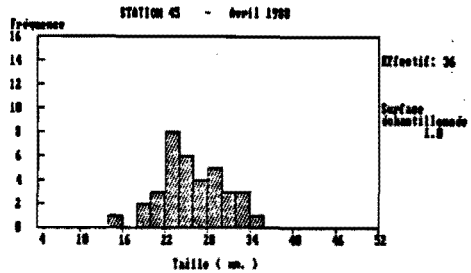
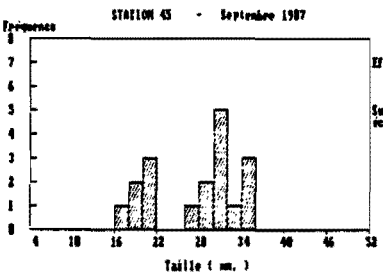
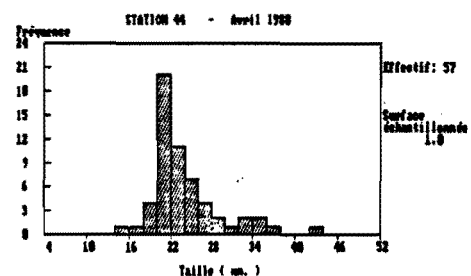
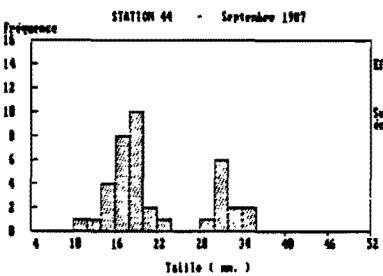
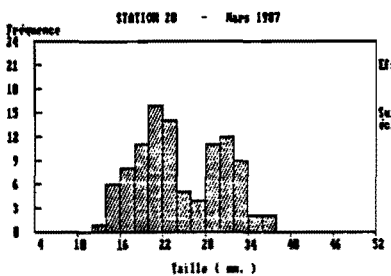
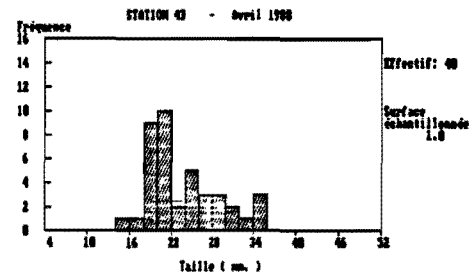
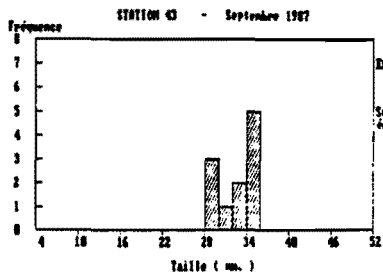
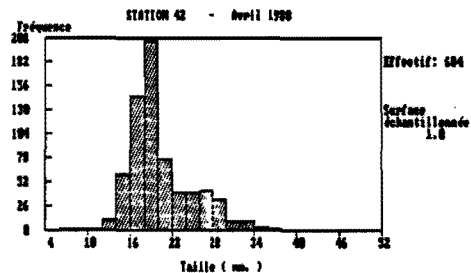
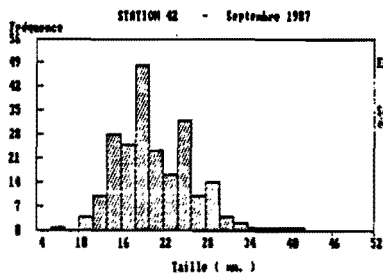
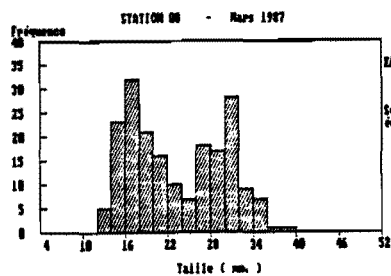


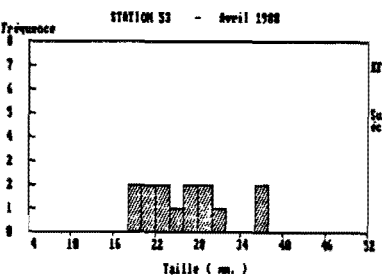
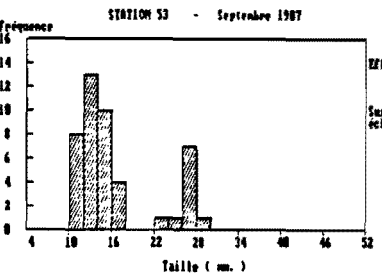
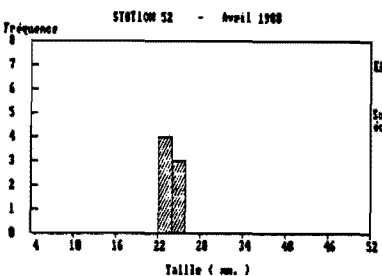
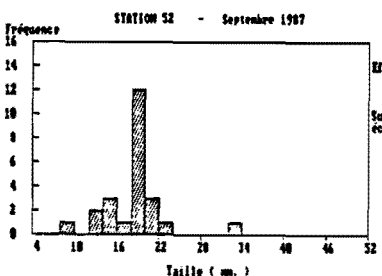
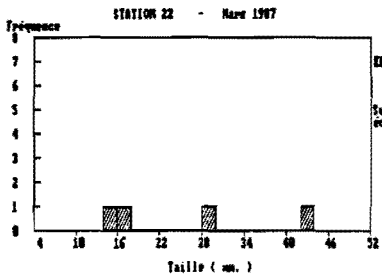
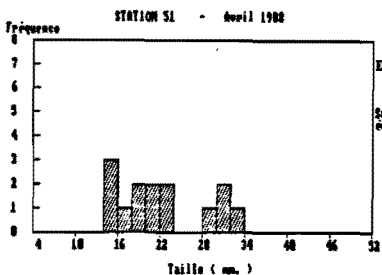
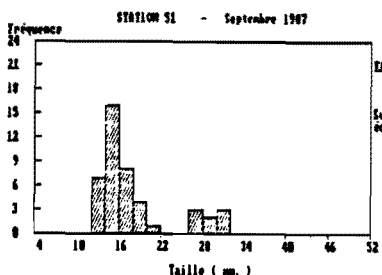
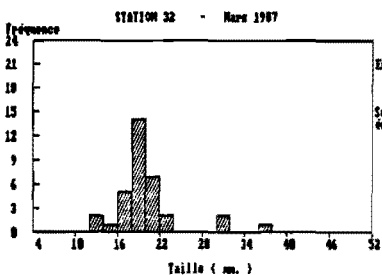
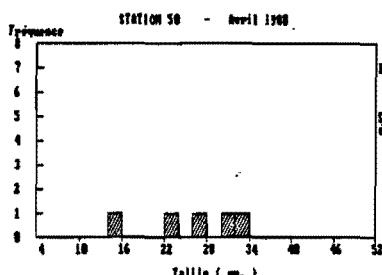
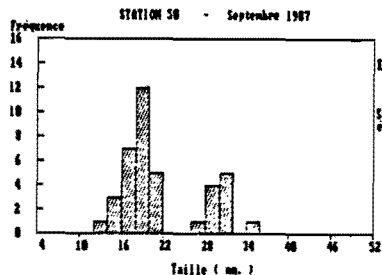
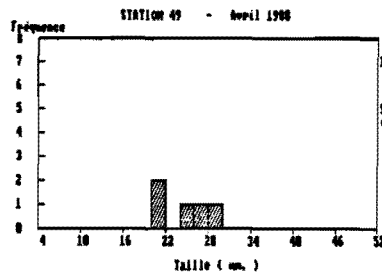
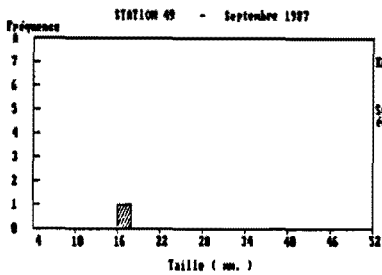
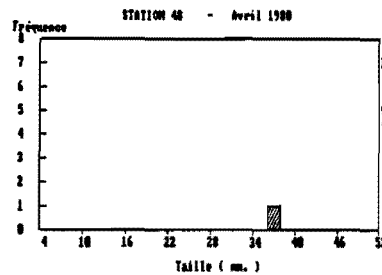
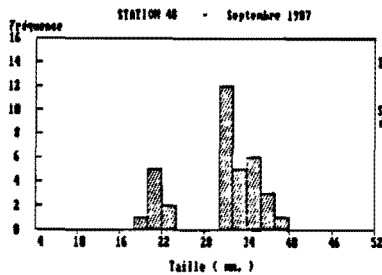
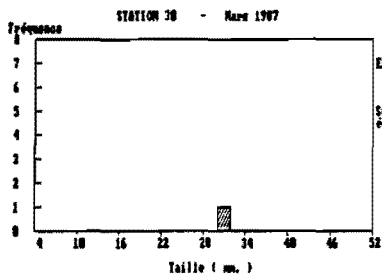


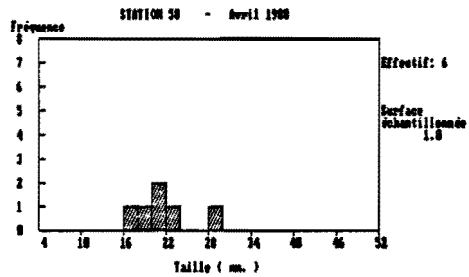
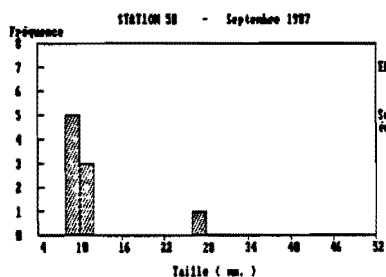
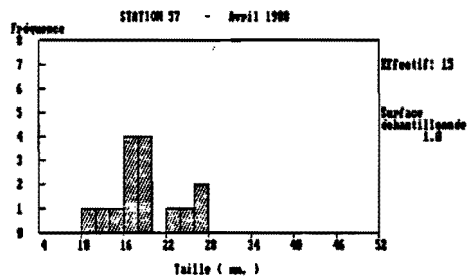
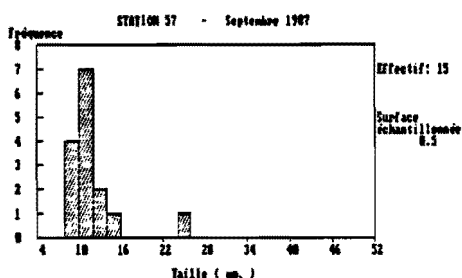
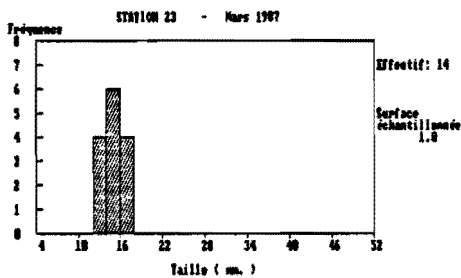
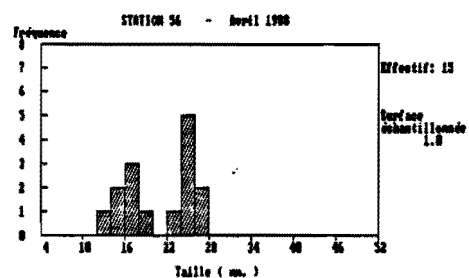
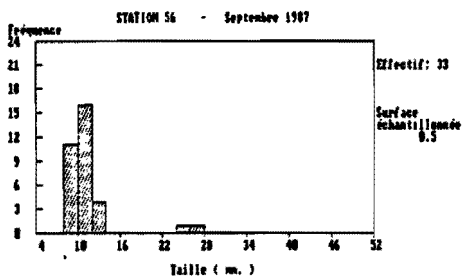
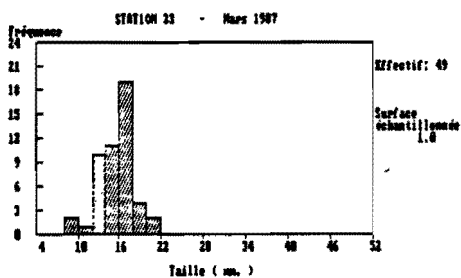
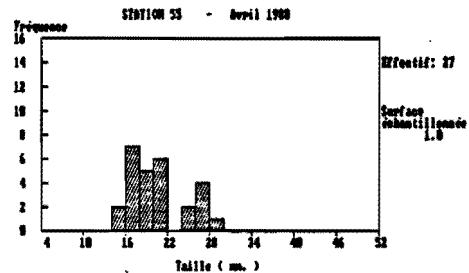
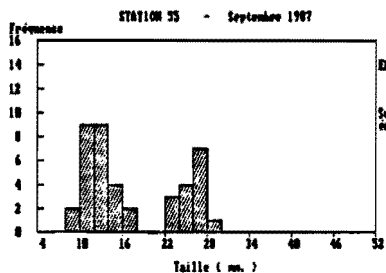
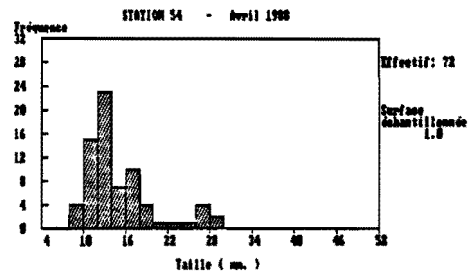
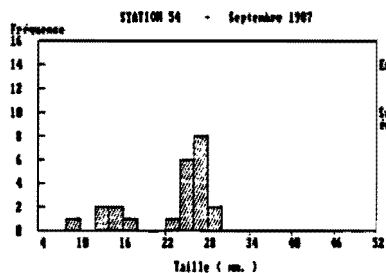












ANNEXE V  
Morceaux choisis de la monographie  
de L. LAMBERT (1943)

Les passages qui vont suivre sont empruntés au travail publié par LAMBERT durant la Seconde Guerre Mondiale ; cet article fait le point sur l'état des connaissances relatives à la Coque à cette époque : biologie et écologie, pêche, tentatives de culture. Mais cette monographie inclut aussi une description des principaux gisements du littoral français, depuis la baie de Somme jusqu'à la côte méditerranéenne. Il est bien évidemment fait état de la baie de St-Brieuc dans ce recensement, et le texte qui lui est consacré est reproduit ci-après. On notera l'acuité avec laquelle se posaient, il y a un demi-siècle déjà, les problèmes d'insalubrité dans ce secteur, sachant toutefois que la nature des sources polluantes a changé depuis lors (la limite de classement de la zone insalubre, telle qu'indiquée à la figure 14 de LAMBERT, n'a cependant pas été modifiée). Par ailleurs, le caractère traditionnel de l'exploitation de la Coque dans l'anse d'Yffiniac se trouve ici attesté.

**REVUE DES TRAVAUX  
DE L'OFFICE SCIENTIFIQUE ET TECHNIQUE  
DES PÊCHES MARITIMES.**

*Tome XIII. Fascicules 1 à 4.  
N<sup>os</sup> 49 à 52.*

**LA COQUE (*Cardium edule* L.)**

par L. LAMBERT,

*Docteur en Pharmacie, Licencié ès Sciences,  
Inspecteur général du Contrôle sanitaire des Coquillages.*

**LA BAIE DE SAINT-BRIEUC.**

La baie de Saint-Brieuc a l'aspect général d'un estuaire rocheux. Elle ne reçoit pas de fleuve répondant à sa grande dimension, mais plusieurs petits cours d'eau. Le principal est le Gouet qui, après avoir reçu le Gouédic, se jette au fond de la baie constituant le port du Légué. Puis vient l'Urne qui aboutit dans l'anse d'Yffiniac tout au fond de la grande plage de sable, grossi par le Caler. Arrivent dans la baie à l'est de la pointe des Guettes l'Evron et le Gouessan.

Le fond de la baie est à peu près entièrement formé de sable, sable pur, sable coquillier et maërl. Les coques sont dites ici coques rayées ou coques blanches. Le fond sableux n'est qu'un immense banc de coques qui s'étend sur près de 10 kilomètres de la plage Martin à Jospinet. Sa largeur en face de Cesson atteint 3 à 4 kilomètres et la largeur maxima du Roselier à la Pointe d'Illemont (sud-ouest d'Illemont) atteint près de 6 kilomètres. Les coques sont très nombreuses sur tout le banc à une certaine distance du rivage. Vers Hillion se trouve de la vase, puis une étendue de sable sec creusé de flaques profondes. Un ruisseau le sillonne, puis arrive à une large rivière (30 à 40 mètres) presque inexistante l'été, mais alimentée par les pluies d'hiver. C'est l'Urne grossi par le Caler et d'autres ruisseaux. Son cours est extrêmement variable.

A la pointe du Grouin subsistent des restes de la digue qui devait la joindre à celle de Cesson et permettre de consacrer à la culture, tels les marais de Dol, la presque totalité de l'anse d'Yffiniac. La mer ne pénètre profondément dans cette anse qu'aux fortes marées. Sur une ligne Pointe de Cesson-Pointe de la Pâturée les cotes varient de 5,5 à 5,6 et c'est dans cette anse, sur le sable, que se font les courses de Saint-Brieuc.

Sur la rive droite de l'Urne, les coquillages sont signalés par la présence d'une petite algue verte. Ils sont petits et sans grande valeur marchande. Pour en récolter d'assez gros, il faut monter plus au Nord ou traverser l'Urne.

Sur la partie de l'anse d'Yffiniac qui avoisine Saint-Brieuc aboutissent deux cours d'eau, la rivière de Douvenant et le Gouet. Ce dernier de beaucoup plus important forme au moyen d'une retenue le bassin à flot du port de Saint-Brieuc. Il reçoit le Gouédic qui comme lui sert d'égout à la ville. Saint-Brieuc compte près de 25.000 habitants et on peut évaluer l'effluent quotidien des eaux vannes ou usées à 4.000 mètres cubes.

Où vont ces eaux? Une décantation se produit dans le lit du Gouet, les vannes étant rarement ouvertes;



véritable, on peut cependant dénombrer 50 à 60 cas déclarés chaque année. Il existe donc de nombreux porteurs de germes, et même si l'on n'admet pas que les coquillages soient si souvent en cause, (certains médecins leur attribuent 80 p. 100 de ces cas), il sied de se méfier de leur souillure toujours possible.

Nous avons essayé à la suite de nombreux cas de typhoïde causés indubitablement par l'ingestion de coques souvent pêchées par les victimes elles-mêmes d'améliorer cette situation. En décembre 1928 en particulier, appelé par le Préfet à la suite d'un vœu du Conseil départemental d'hygiène, j'indiquai après une longue étude effectuée de 1928 à 1932, complétée par de nombreux résultats d'analyse les mesures à prendre d'accord avec l'inspecteur départemental d'hygiène, le docteur VIOLETTE : construction immédiate d'un égout recevant les eaux de Saint-Brieuc et de Plérin et aboutissant à la mer vers le Rocher Martin après avoir capté au passage les eaux usées du préventorium de Saint-Laurent, construction de fosses étanches dans les habitations du Légué. La Municipalité préféra provoquer d'autres enquêtes. La Commission supérieure de Salubrité approuva mon rapport. Rien n'y fit, la situation est toujours la même aujourd'hui, et pourtant de nombreux pêcheurs vivaient de la récolte de coques. C'était à peu près la seule ressource des habitants de Cesson. Il suffisait de stationner une heure à la gare de Saint-Brieuc pour se rendre compte de l'importance du trafic. Il y arrivait un véritable convoi de charrettes à ânes portant de 2 à 8 sacs d'environ 50 kilogrammes de coques. J'évaluais à l'époque à 60 par journée de pêche, soit à près de 3 tonnes de coquillages, le nombre de sacs de coques expédiés de la gare de Saint-Brieuc sur les villes de Normandie, de Bretagne, du Centre-Ouest et du Bordelais. Il en partait pour Lisbonne, d'autres allaient à Paris. Jadis une importante exportation se faisait sur l'Angleterre.

La zone insalubre est actuellement limitée par la ligne Pointe du Roselier-Pointe des Guettes, mais comme il est à peu près impossible d'empêcher les pêcheurs qui se rendent dans la zone salubre de ramasser les coques infectées pendant les trajets d'aller et de retour, trajet qui atteint 2 kilom. 500 à partir du Vallet, toute exploitation du gisement a été interdite. On se rend compte de la perte imposée aux pêcheurs à pied et au ravitaillement du pays par la mauvaise volonté de la Municipalité de Saint-Brieuc.

Je signale qu'un autre Cardium de grandes dimensions, le Cardium aculeatum, connu dans le pays sous le nom de coque rouge est extrêmement abondant autour de la pointe du Roselier. Les plages avoisinantes et en particulier celle du Rosaire sont entièrement couvertes des débris de leurs coquilles. Ces mollusques sont assez estimés.

Le lecteur aura pu apprécier le réalisme de la description de LAMBERT ; mais cet auteur possède de surcroît, outre l'agrément propre à son style narratif, une sagacité certaine pour sélectionner les textes qu'il cite. A titre d'exemple, nous ne résistons pas à la tentation de reproduire ici les quelques lignes relatant une anecdote intervenue durant le siège de La Rochelle (N.B. "Sourdon" est le nom vernaculaire de la Coque entre Nantes et Arcachon).

Le sourdon fait l'objet d'une pêche assez active dans la région de La Rochelle, il est vendu sur les marchés.

« Pendant le siège de 1573, les Rochelais, dit Arcère dans son histoire de La Rochelle (tome I, p. 504)

trouvèrent une ressource dans les sourdons, espèce de coquillages bivalves qui foisonnent sur la grève et qu'on ne manque pas de ramasser quand il est basse mer. Au commencement du siège, on avait abandonné cette sorte de pêche, extrêmement dangereuse à cause du voisinage de l'ennemi; dans la suite, la disette étant survenue, le besoin écarta l'idée du péril. Le peuple, devenu hardi à mesure que la faim le pressait, se coulait le long des remparts quand la mer s'était retirée, et trouvait une grande quantité de sourdons épars sur la vase et sur les rochers. La prévention, toujours avègle, se persuade tout, excepté le vrai. On ne manqua pas de mettre cet événement sur le compte d'une providence particulière. On disait publiquement qu'elle suppléait, par des prodiges, aux besoins des fidèles, faisant sortir du fond des eaux une nourriture inespérée, comme elle en fit, autrefois, tomber du ciel en faveur des Hébreux. Mais n'était-il pas clair que les coquillages n'avaient si prodigieusement multiplié que parce qu'on avait cessé durant plusieurs mois d'en diminuer l'espèce? Cette vaine apparence de miracle, étalée avec affectation aux yeux du peuple; surprit sa crédulité et enflamma son zèle.»

«La pêche des sourdons, continue Arcère, donna lieu à une scène singulière. Les femmes sortaient de la ville sans escorte, et se répandaient sur la grève. Des soldats du camp, s'en étant aperçus, s'embusquaient et fondaient sur elles, lorsqu'ils en étaient près. Celles dont la beauté allumait les désirs étaient enlevées ou devenaient la proie d'une brutale insolence.»

Mais les choses ne tardèrent pas à se gâter pour les soldats du Roi; les Rochelais n'étaient pas d'humeur à se laisser enlever ainsi leurs femmes et... leurs sourdons. Un beau jour, quelques-uns d'entre eux se déguisèrent sous des habits de femmes et vont pêcher les sourdons. Les royalistes accourent précipitamment et sans précautions : «les prétendues femmes marchent à eux les armes à la main, les enveloppent et en tuent un grand nombre». Voyant cela, le comte de Lude, qui commandait les assiégeants, fit placer à la hâte deux couleuvrines entre Tasdon et la pointe de Coureilles, mais inutilement; les Rochelais déguisés avaient déjà fait leur retraite.»



**Résumé** : Ce rapport présente l'estimation des biomasses totales du cheptel mytilicole (*Mytilus edulis*, *Mytilus galloprovincialis*) et du stock de coques (*Cerastoderma edule*) de la baie de Saint-Brieuc. Le protocole élaboré pour sonder les moules cultivées sur bouchots combine stratification et échantillonnage à plusieurs niveaux ; la biomasse du cheptel, estimée à deux reprises, apparaît stabilisée au voisinage de 3 500 tonnes de poids frais. Le gisement de coques a fait l'objet d'un échantillonnage systématique, et les données collectées ont été traitées à l'aide des méthodes de la géostatistique ; la biomasse de ce stock est évaluée à 4 800 tonnes de poids frais en fin d'été, et à 3 700 tonnes en début de printemps. La précision des résultats est discutée, et la cohérence des résultats obtenus pour la coque est jaugée à l'aide d'un modèle de simulation de l'évolution hivernale de la structure démographique du stock.

Mots clés : *Mollusques bivalves, échantillonnage aléatoire, échantillonnage systématique, géostatistique.*

**Abstract : BIOMASS ESTIMATES OF INTERTIDAL BIVALVE MOLLUSKS (MUSSEL, COCKLE) EXPLOITED IN THE BAY OF SAINT-BRIEUC, WESTERN CHANNEL.**

The aim of this report is to provide total biomass estimates of the blue mussel (*Mytilus edulis*, *M. galloprovincialis*) livestock harvested on mussel beds, and of the cockle *Cerastoderma edule* in the Bay of Saint-Brieuc. The sampling scheme for reared mussels combines stratification and three-stage sampling. The biomass of mussels, estimated twice in a year, remains close to 3 500 metric tons of wet weight (coefficient of variation : 10 to 14 %). A nonrandom, systematic sampling was performed to estimate the total biomass of cockles, the data being processed according to the geostatistical methods ; the biomass of the stock exhibits seasonal variability : 4 800 tons (CV : 15 %) at the end of summer, vs. 3 700 tons (CV : 17 %) at the beginning of spring. The consistency of these last two results is checked with a differential model of the evolution of cockle's population size-structure during winter.

Key-words : *Bivalve mollusks, random sampling, systematic sampling, geostatistics.*

